УНИВЕРЗИТЕТ У БЕОГРАДУ

ФИЛОЗОФСКИ ФАКУЛТЕТ

Никола П. Милосављевић

Примена потенцијала у вези са догађајем у детекцији прикривеног знања

докторска дисертација

Београд, 2026

UNIVERSITY OF BELGRADE

FACULTY OF PHILOSOPHY

Nikola P. Milosavljević

Application of Event-Related Potentials in the Detection of Concealed Knowledge

Doctoral Dissertation

Belgrade, 2026

Ментор:

др Вања Ковић, редовни професор
Универзитет у Београду
Филозофски факултет

Чланови комисије:

др Горан Кнежевић, редовни професор
Универзитет у Београду
Филозофски факултет

др Милица Јанковић, редовни професор
Универзитет у Београду
Електротехнички факултет

др Анђела Шошкић, доцент
Универзитет у Београду
Филозофски факултет

Датум одбране:_____

Изјаве захвалности

Неизмерну захвалност дугујем менторки др Вањи Ковић на подршци, стрпљењу, разумевању и драгоценим саветима којима ме је усмеравала током целокупног рада на овој дисертацији. Њен менторски приступ и посвећеност представљају пример коме ћу настојати да тежим у сопственом професионалном раду, у нади да ћу и ја успети да својим студентима пружим барем део подршке, знања и подстицаја које сам од ње добио.

Дубоко сам захвалан и професору др Горану Кнежевићу на дугогодишњој сарадњи, подршци и спремности да ми помогне у различитим фазама мог академског и професионалног развоја. Посебно ценим његову приступачност, несебично дељење знања и искуства.

Вечно ћу бити захвалан професорки др Данки Радуловић на поверењу које је увек имала у мене, као и на несебичној помоћи и подршци. Захвалан сам јој на стрпљењу и разумевању и на томе што је, без обзира на околности, увек била ту да ме подржи.

Посебну захвалност дугујем професору др Драгану Мијовићу, јер ми је отворио врата форензичке психологије и омогућио да направим прве кораке у професионалном развоју и практичној примени стечених знања. Током година био ми је не само ментор, већ и пријатељ.

Желео бих да се захвалим и професорки др Милици Јанковић и Милошу Пањевцу на стручној помоћи у примени метода машинског учења и на времену које су ми посветили. Њихов допринос био је важан за спровођење овог дела истраживања и превазилажење методолошких изазова који су га пратили.

Такође, веома сам захвалан и професору др Ђорђу Ганису на помоћи, спремности да подели своје знање и стручност, као и времену које је издвојио за консултације и подршку приликом израде MATLAB скрипте за обраду ERP сигнала. Његова помоћ имала је посебан значај за реализацију техничког дела истраживања.

Примена потенцијала у вези са догађајем у детекцији прикривеног знања

Сажетак

Тест прикривене информације почива на претпоставци да ће особа која зна критичне детаље кривичног догађаја на њих реаговати другачије него на подједнако веродостојне алтернативе. Циљ дисертације је био да се испита дијагностичка употребљивост ERP компоненти и мера очних покрета у детекцији прикривеног знања, уз раздвајање поседовања критичног знања од мотивације да се оно прикрије.

Након провере процедуре у два пилот-истраживања, 75 испитаника је случајно распоређено у три групе: невини, информисани невини (упознати са критичним детаљима) и криви (извели симулирану крађу и прикривали знање). Примењена су три адаптирана ERP теста (P300, N400, CNV) и новоосмишљен тест заснован на очним покретима.

У три ERP теста очекивани диференцијални ефекат није утврђен. иако је P300 на циљном стимулусу био изражен; у тесту N400 регистрован је N300, без очекиване негативности N400, а CNV се мењала са типом стимулуса. Мере очних покрета разликовале су информисане невине од невиних и кривих (тачност класификације 80–92%), док се криви на стандардним мерама нису разликовали од невиних; код њих су на препознавање упућивале само ране мере оријентисања погледа (g = 0.83; 66.7%).

Поседовање знања није било довољно за његову детекцију. Пошто ERP ефекти изостају и без прикривања, као могућа објашњења издвајају се функција стимулуса у задатку и начин стицања знања, а за окуломоторне налазе кривих вољна контрола погледа. Класификатор је био осетљив на окуломоторне обрасце повезане са препознавањем, а не на поседовање знања. Неуједначеност стимулуса и начин мерења могу произвести или прикрити ефекат, што указује на то да дијагностичка вредност теста није својство мере већ зависи од целог ланца мерних и аналитичких одлука. Дијагностичка употребљивост испитаних тестова у садашњем облику је ограничена.

Кључне речи: тест прикривене информације; детекција прикривеног знања; потенцијали везани за догађај (ERP); P300; N400; контингентна негативна варијација (CNV); праћење покрета очију; вољна контрола погледа; симулирани злочин; машинско учење

Научна област: психологија
Ужа научна област: форензичка психологија
УДК: 159.91:159.953:343.98(043.3)

Application of Event-Related Potentials in the Detection of Concealed Knowledge

Abstract

The Concealed Information Test rests on the assumption that a person who knows the critical details of a crime will respond to them differently than to equally plausible alternatives. This dissertation examined the diagnostic utility of event-related potential (ERP) components and eye-movement measures for detecting concealed knowledge, while dissociating possession of critical knowledge from the motivation to conceal it.

After the procedure had been validated in two pilot studies, 75 participants were randomly assigned to one of three groups: innocent, informed innocent (familiarized with the critical details), and guilty (who carried out a mock theft and concealed their knowledge). Three adapted ERP tests (P300, N400, CNV) and a newly developed eye-tracking test were administered.

None of the three ERP tests yielded the expected differential effect, although a robust P300 was elicited by the target stimulus. The N400 test produced an N300 but not the expected N400 negativity, and the CNV varied with stimulus type. Eye-movement measures distinguished informed innocent participants from both innocent and guilty participants (classification accuracy 80–92%). Guilty participants, however, did not differ from innocent ones on standard measures; in this group, recognition was indicated only by early measures of gaze orienting ($g = 0.83$; 66.7%).

Possessing knowledge was not sufficient for its detection. Because ERP effects were absent even without concealment, the task function of the stimulus and the way knowledge was acquired emerge as possible explanations, whereas voluntary gaze control is a possible explanation for the oculomotor findings in guilty participants. The classifier was sensitive to oculomotor patterns associated with recognition rather than to knowledge possession as such. Stimulus non-equivalence and measurement procedures can produce or mask an effect, which suggests that a test's diagnostic value is not a property of the measure itself but depends on the entire chain of measurement and analytic decisions. In their current form, the tests examined have limited diagnostic utility.

Keywords: Concealed Information Test; memory detection; event-related potentials (ERP); P300; N400; contingent negative variation (CNV); eye tracking; voluntary gaze control; mock crime; machine learning

Scientific field: psychology
Scientific subfield: forensic psychology
UDC: 159.91:159.953:343.98(043.3)

Садржај

1. ТЕОРИЈСКИ ОКВИР ИСТРАЖИВАЊА....1
1.1. Предмет истраживања....1
1.2. Тест прикривене информације: логика, парадигме и теоријски механизам....2
1.3. Примена периферних аутономних мера у детекцији прикривеног знања: класични психофизиолошки приступ....5
1.4. Валидност, тачност и поузданост периферних аутономних мера у тесту прикривене информације....6
1.5. Ограничења класичног психофизиолошког приступа....8
1.6. Когнитивна основа детекције прикривеног знања....9

2. ОД ПЕРИФЕРНИХ АУТОНОМНИХ МЕРА КА ПОТЕНЦИЈАЛИМА ВЕЗАНИМ ЗА ДОГАЂАЈ И ОЧНИМ ПОКРЕТИМА КАО ОСНОВАМА ЗА ДЕТЕКЦИЈУ ПРИКРИВЕНОГ ЗНАЊА....11
2.1. Примена P300 у детекцији прикривеног знања....12
2.2. Примена N400 у детекцији прикривеног знања....16
2.3. Примена CNV у детекцији прикривеног знања....18
2.4. Примена N200 и касног позитивног комплекса у детекцији прикривеног знања....20
2.5. Примена очних покрета у детекцији прикривеног знања....21
2.6. Комплементарност електрофизиолошких и окуломоторних мера и мултимодални приступ....24
2.7. Еколошка валидност и генерализабилност....27
2.8. Празнине у знању и образложење истраживања....28

3. ЦИЉЕВИ ИСТРАЖИВАЊА....30
3.1. Хипотезе....31

4. МЕТОДОЛОШКИ ОКВИР ИСТРАЖИВАЊА....33
4.1. Конструкција и провера процедуре симулације злочина (the mock crime)....33
4.2. Прво пилот истраживање – провера сценарија симулиране крађе....34
4.3. Друго пилот истраживање – провера процедуре симулираног злочина на основу теста прикривене информације заснованог на физиолошким мерама АНС....35
4.4. Емпиријска провера тестова прикривене информације заснованих на ЕРП компонентама и очним покретима....37
4.4.1. Узорак....37
4.4.2. Процедура....38
4.4.3. Електрофизиолошко снимање....39
4.4.4. Снимање очних покрета....41

5. ТЕСТ ПРИКРИВЕНЕ ИНФОРМАЦИЈЕ ЗАСНОВАН НА P300 КОМПОНЕНТИ…42
5.1. Узорак....42
5.2. Експериментални нацрт....42

5.3. Стимулуси....43
5.4. Експериментална процедура....44
5.5. Обрада ЕЕГ сигнала....45
5.6. Резултати....50
5.6.1. Провера успешности индуковања P300 на циљном стимулусу....50
5.6.2. Просечни таласи на нивоу групе (grand average)....51
5.6.3. Постојање разлика у амплитуди P300 између релевантног и ирелевантних стимулуса унутар група....52
5.6.4. Пристрасност услед неусклађеног броја покушаја са релевантним и ирелевантним стимулуса при од-врха-до-врха мерењу....53
5.6.5. Валидација избора временског прозора....53
5.6.6. Корекција за имплицитну претрагу прозора....55
5.6.7. Постојање разлика у диференцијалном таласу P300 између група....57
5.6.8. Анализа мешовитих ефеката на нивоу појединачних покушаја....57
5.6.9. Масовна-универијатна кластер анализа....58
5.6.10. Провера хомогености ирелевантних стимулуса....59
5.6.11. Разлике у хетерогености стимулуса између група....60
5.6.12. Бихевиорални резултати....64
5.6.13. Фронтални N2 и касни позитивни комплекс (LPC)....66
5.7. Дискусија....68
5.7.1. Осврт на главне налазе теста прикривене информације заснованог на P300 компоненти....68
5.7.2. Провера мерног поступка: шта показује P300 на циљном стимулусу....70
5.7.3. Резултати у контексту протокола са сложеним излагањем и статус репликације....71
5.7.4. Три извора замаскираног или привидног ефекта....73
5.7.5. P300 и детекција прикривене информације: теоријско тумачење. 77
5.7.6. Поређење са претходним истраживањима и објашњење неслагања....79
5.7.7. Ограничења истраживања и препоруке за будућа истраживања...81

6. ТЕСТ ПРИКРИВЕНЕ ИНФОРМАЦИЈЕ ЗАСНОВАН НА N400 КОМПОНЕНТИ...84
6.1. Узорак....84
6.2. Експериментални нацрт....84
6.3. Стимулуси....84
6.4. Експериментална процедура....85
6.5. Обрада ЕЕГ сигнала....86
6.6. Резултати....91
6.6.1. Бихевиорални резултати....92
6.6.2. Компоненте изазване критичним стимулусом....92
6.6.3. Ефекат неконгруентности....94
6.6.4. Провера постојања ефекта независно од избора временског прозора и електрода....96
6.6.5. Хетерогеност између објеката и врсте реченице....98
6.6.6. Репликација класификационе анализе Боаза и сарадника....98
6.7. Дискусија....102

6.7.1. Осврт на главне налазе теста прикривене информације заснованог на N400 компоненти....102
6.7.2. Несклад између очекиване и регистроване структуре компоненте....104
6.7.3. Могућа објашњења изостанка ефекта неконгруентности у светлу претходних истраживања....105
6.7.4. Зашто су информисани невини дескриптивно најраздвојивија група?....110
6.7.5. Провера објашњења о претходној перцептивној изложености на подацима из теста прикривене информације заснованом на P300....112
6.7.6. Ограничења истраживања и препоруке за будућа истраживања.113

7. ТЕСТ ПРИКРИВЕНЕ ИНФОРМАЦИЈЕ ЗАСНОВАН НА CNV КОМПОНЕНТИ..116
7.1. Узорак....116
7.2. Стимулуси....116
7.3. Експериментална процедура....117
7.4. Експериментални нацрт....119
7.5. Обрада ЕЕГ сигнала....121
7.6. Резултати....125
7.6.1. Бихевиорални резултати....125
7.6.2. Контингентна негативна варијација....126
7.6.3. Интеракција ефекта прикривене информације и група....127
7.6.4. Тестирање хипотезе....128
7.6.5. Масовна универијантна анализа....129
7.6.6. Експлоративне анализе....130
7.7. Дискусија....135
7.7.1. Осврт на главне налазе теста прикривене информације заснованог на CNV компоненти....135
7.7.2. Ефекат намештене повратне информације на израженост CNV компоненте....136
7.7.3. Разлике у CNV компоненти између група....139
7.7.4. CNV и детекција прикривене информације: теоријско тумачење 140
7.7.5. Поређење са претходним истраживањима....141
7.7.6. Ограничења истраживања и препоруке за будућа истраживања.142

8. ТЕСТ ПРИКРИВЕНЕ ИНФОРМАЦИЈЕ ЗАСНОВАН НА ОЧНИМ ПОКРЕТИМА 144
8.1. Узорак....144
8.2. Експериментални нацрт....144
8.3. Стимулуси....144
8.4. Експериментални тест....145
8.5. Мере праћења покрета очију....147
8.6. Резултати....149
8.6.1. Мере очних покрета....149
8.6.2. Разлике између невиних, информисаних невиних и кривих испитаника на мерама покрета очију....150
8.6.3. Провера робустности регистрованог ефекта групе....152

8.7. Провера претпоставке о успешном прикривању препознавања вољном контролом погледа код кривих испитаника....154
8.7.1. Метод и мере за проверу претпоставке о успешном потискивању и маскирању препознавања....155
8.7.2. Поређење фиксационих мера оријентисања и кумулативних мера задржавања погледа према њиховој подложности вољној регулацији.157
8.7.3. Провера разлика у доследности окуломоторног понашања између група....167
8.7.4. Провера разлика у временској динамици ефекта препознавања између група....169
8.7.5. Провера разлика у варијабилности и асиметрији расподеле скорова између група....170
8.8. Дискусија....171
8.8.1. Препознавање без прикривања: дијагностичка валидност теста прикривене информације заснованог на очним покретима....171
8.8.2. Мотивисано прикривање као могуће објашњење изостанка испољавања препознавања у очним покретима....173
8.8.3. Осврт на главне налазе о прикривању препознавања код кривих испитаника....175
8.8.4. Методолошке и форензичке импликације....176
8.8.5. Ограничења студије и будући правци истраживања....178

9. КЛАСИФИКАЦИЈА ИСПИТАНИКА НА ОСНОВУ ПОКАЗАТЕЉА ПРИКРИВЕНОГ ЗНАЊА....181
9.1. Методологија класификационе анализе на основу очних покрета....181
9.2. Резултати класификационе анализе на основу очних покрета....185
9.2.1. Избор обележја....185
9.2.2. Успешност класификације испитаника на основу обележја очних покрета....187
9.2.3. Интервали поверења и тестови пермутације....191
9.2.4. Успешност класификације испитаника на основу оптимизованог сета обележја, без и са придодатом мером центрирани ранг посете....193
9.2.5. Интервали поверења и тестови пермутације....196
9.3. Дискусија....199
9.3.1. Осврт на главне налазе класификације испитаника на основу мера покрета очију....199
9.3.2. Висока успешност разликовања појединаца са критичним знањем немотивисаних да прикрију препознавање....199
9.3.3. Класификација невиних и кривих испитаника на основу стандардних мера очних покрета....201
9.3.4. Улога селекције обележја....202
9.3.5. Допринос мере центрирани ранг посете....202
9.3.6. Теоријске и практичне импликације....204
9.3.7. Ограничења и правци будућих истраживања....205

10. ОПШТА ДИСКУСИЈА....207
10.1. Од поседовања знања до његове детекције: интеграција налаза четири теста....207

10.2. Препознавање није довољан услов: када се прикривено знање испољава у физиолошком одговору?....208
10.2.1. Значајност и функција стимулуса у задатку....208
10.2.2. Начин стицања знања....209
10.2.3. Стимулуси, понављање и редослед као чиниоци испољавања....210
10.2.4. Тумачење изостанка ефекта и границе закључивања....210
10.3. Мотивација за прикривање и подложност окуломоторних мера вољној контроли....211
10.3.1. Раздвајање поседовања знања и његовог прикривања....211
10.3.2. Однос између осетљивости и рањивости мере....212
10.3.3. Прикривање као намера и прикривање као стратегија....213
10.4. Класификација на нивоу појединца: шта класификатор заправо разликује?....214
10.5. Дијагностичка вредност као својство мерног система....215
10.6. Импликације за судску и форензичку праксу....216
10.7. Границе закључивања и отворена питања....217
10.8. Закључак....218

11. ЛИТЕРАТУРА....220

12. ПРИЛОЗИ....234
Прилог А. Сценарио са контекстом и инструкцијама за групу кривих испитаника....234
Прилог Б. Лажни чланак у новинама за групу невиних испитаника....235
Прилог В. Лажни чланак у новинама за групу информисаних невиних испитаника....236
Прилог Г. Информисана сагласност за учешће у експерименту....237
Прилог D. Вредности хиперпараметара за примењене класификаторе: метода k најближих суседа (KNN), метода случајне шуме (RF), логистичка регресија (LR) и метода потпорних вектора (SVM)....238

1. ТЕОРИЈСКИ ОКВИР ИСТРАЖИВАЊА

„Чиста савест је сигуран знак лошег памћења.“
Марк Твен

1.1. Предмет истраживања

Утврђивање да ли појединац говори истину или убраја се међу најстарије проблеме правосудне праксе, и истовремено представља један од најсложенијих методолошких изазова форензичке психологије. Доношење погрешне судске одлуке, било да је реч о неоснованом осуђивању невиног лица или о ослобађању учиниоца законски инкриминисаног дела, производи далекосежне негативне последице како по појединца тако и по друштво у целини. Имајући у виду управо те штетне последице које могу проистећи из погрешних процена указује на потребу за унапређивањем постојећих и развојем нових приступа детекцији обмане, заснованих на валидним методама и техникама, који би омогућили поузданије утврђивање чињеница релевантних за доношење судских одлука.

Фундаментално ограничење метода и техника за детекцију обмане заснованих на анализи психофизиолошких реакција и понашања произлази из непостојања показатеља који би били специфични за обману и који би недвосмислено указивали на њено присуство. Показатељи који се користе у детекцији обмане представљају дакле корелате обмањујућег понашања пре него његове специфичне маркере будући да се истоветне реакције које су карактеристичне за обману могу јавити и као последица анксиозности, повећаног когнитивног оптерећења, изложености новом стимулусу или опште психофизиолошке побуђености (Granhag et al., 2015).
Ово ограничење захтева другачији приступ проблему: уместо непосредног испитивања да ли појединац испољава обмањујуће понашање, фокус се помера на утврђивање да ли поседује специфично знање релевантно за испитивани догађај.

Сходно томе, истраживачки и практични фокус постепено је померен са непосредног откривања обмане ка испитивању присуства прикривеног знања. У средишту овог приступа стоји питање да ли је на основу бихевиоралних, физиолошких и неурокогнитивних показатеља, могуће поуздано утврдити да ли дати појединац у меморији поседује информацију повезану са догађајем од интереса (тј. критичну информацију) чије знање свесно негира. При том, неопходно је разликовати процес препознавања ове критичне информације од самог обмањујућег понашања. Показатељ који поуздано одражава препознавање критичне информације не мора нужно бити повезан са обманом, као што ни мера која је осетљива на обмањујуће понашање не мора пружати информацију о садржају онога што појединац зна. Природа описане дистинкције није искључиво терминолошке природе, већ има и непосредно емпиријско утемељење. Рецимо, Вершуре и сарадници су експериментално показали да се ефекат препознавања јавља и у ситуацијама у којима испитаници не дају обмањујуће одговоре, иако је присуство обмањујућег одговарања појачавало тај ефекат (Verschuere et al., 2009). Обмана, према томе, није неопходан услов за појаву ефекта

препознавања критичне информације, већ представља један од фактора који могу допринети његовој израженості.

Уколико је могуће идентификовати да појединац препознаје критичне информације независно од самог обмањујућег одговарања, поставља се питање који показатељи најнепосредније одражавају когнитивне процесе укључене у обраду критичне информације. У детекцији прикривеног знања, традиционално се најчешће користе периферне аутономне мере попут кожне проводљивости, срчаног ритма и дисања. Ове мере региструју физиолошке промене повезане са активношћу аутономног нервног система, које могу настати као реакција на стимулусе од посебног значаја за испитаника. С друге стране, постоје и психофизиолошке мере које омогућавају непосредније праћење појединих аспеката когнитивне обраде и усмеравања пажње, међу које се убрајају и електрофизиолошке и окуломоторне мере. Потенцијали везани за догађај (енг. event-related potentials, ERP) представљају промене електричне активности мозга временски повезане са појавом одређеног стимулуса или догађаја. Они омогућавају временски прецизно праћење неурокогнитивних процеса који се одвијају током обраде информације, док анализа покрета очију пружа увид у расподелу и динамику усмерене визуелне пажње. Управо због могућности да региструју различите аспекте когнитивне обраде критичне информације, ове мере имају значајан потенцијал за примену у поступцима детекције прикривене информације.

Полазећи од наведеног, предмет овог истраживања било је испитивање дијагностичке употребљивости електрофизиолошких и окуломоторних мера у детекцији прикривеног знања, применом експерименталних парадигми конструисаних у складу са теоријским претпоставкама и методолошким захтевима овог приступа.

1.2. Тест прикривене информације: логика, парадигме и теоријски механизам

Психофизиолошки приступ детекцији обмане развио се око две основне парадигме, које се међусобно разликују како по предмету мерења, тако и по теоријском и емпиријском утемељењу механизма на којем почивају. Тест упоредних питања (енг. comparison question test, CQT; Raskin & Honts, 2002) заснива се на претпоставци да ће особа која обмањује показати израженије психофизиолошке реакције на релевантна питања која се односе на конкретни догађај него на упоредна контролна питања која се односе на могуће раније преступе. Међутим, ова парадигма била је предмет опсежних критика, које су се пре свега односиле на немогућност поуздане стандардизације упоредних питања, као и на недостатак уверљивог теоријског објашњења због чега би управо такав образац реакција омогућио разликовање кривих од невиних особа (Iacono & Lykken, 1997; National Research Council, 2003). Претпоставка да ће искључиво особа која обмањује показати израженију психофизиолошку реакцију на релевантно питање, услед страха да ће бити ухваћена у обмани, није оправдана. И невине особе могу испољити појачану психофизиолошку реакцију на релевантно питање, не зато што обмањују, већ због страха да ће бити погрешно идентификоване као учиниоци или неправедно оптужене. Шеснаест година након

објављивања извештаја Националног савета за истраживања, Јакано и Бен-Шакар (Iacono & Ben-Shakhar, 2019) закључују да у овом погледу није дошло до суштинских промена: научна основа поступка и даље је слаба, доступна истраживања су методолошки ограничена, док су тврдње о његовој високој тачности недовољно емпиријски утемељене.

За разлику од теста упоредних питања, тест прикривене информације (енг. concealed information test, CIT; Verschuere et al., 2011), првобитно назван Тест познавања критичних чињеница (енг. guilty knowledge test; Lykken, 1959), почива на суштински другачијој логици. Тест прикривене информације конципиран је пре свега као тест препознавања, чији је циљ утврђивање да ли особа у меморији поседује критичну информацију чије знање свесно негира. Поступак се састоји од приказивања низа ставки, од којих једна представља критични детаљ злочина познат учиниоцу (релевантна), док остале представљају подједнако веродостојне алтернативе (ирелевантне), одабране тако да се на основу њихових садржајних или формалних карактеристика не може наслутити која ставка представља релевантни детаљ догађаја који се испитује. Основна претпоставка јесте да ће особа која поседује критично знање препознати релевантну ставку и на њу показати систематски различит образац реакција у односу на ирелевантне ставке. Насупрот томе, особа која не поседује релевантно знање неће моћи да разликује критичну ставку од понуђених алтернатива, и самим тим, неће показати систематски диференцијалан образац реакција.

Дијагностичка логика поступка, према томе, не почива на претпоставци да испитаник обмањује, већ на утврђивању да ли поседује или не поседује одређену информацију (Ben-Shakhar, 2012; Verschuere & Ben-Shakhar, 2011). Дијагностичка снага овог поступка не произлази из резултата појединачног питања, већ из кумулативног ефекта који се остварује кроз низ међусобно независних питања. Под претпоставком да невина особа на појединачна питања реагује насумично, вероватноћа да ће у више наврата показати специфичну реакцију управо на релевантну ставку опада значајно са повећањем броја независних питања. На тај начин могуће је унапред контролисати вероватноћу лажно позитивних налаза и свести је на ниску вредност. Ова формална особина представља једну од кључних предности теста прикривене информације у односу на тест упоредних питања и један је од важних разлога због којих се тест прикривене информације сматра теоријски и емпиријски утемељенијим поступком (Ben-Shakhar, 2012).

Класично објашњење ефекта који се јавља у тесту прикривене информације заснива се на теорији оријентационе реакције (Lykken, 1959; Verschuere & Ben-Shakhar, 2011). Према овом приступу, значајан и релативно редак стимулус аутоматски усмерава пажњу организма, што је праћено карактеристичним скупом физиолошких промена. Теорија оријентационе реакције успешно предвиђа низ основних налаза, укључујући зависност ефекта од броја питања, значајност стимулуса и снагу меморијског трага, због чега је дуго представљала доминантни, а практично и једини теоријски оквир за објашњење овог ефекта.

Међутим, оријентациона реакција сама по себи не пружа потпуно објашњење целокупног обрасца емпиријских налаза. У низу експерименталних студија, Клајн Селе и сарадници (Klein Selle et al., 2016,

2017) раздвојили су ефекте самог препознавања од ефеката намере да се препозната информација прикрије и показали да различите физиолошке мере не одражавају исти психофизиолошки процес. Електродермални одговор јављао се и у ситуацијама у којима испитаници нису имали мотив да прикривају своје знање, што указује на његову осетљивост на процес оријентисања. Насупрот томе, скраћење респираторне линије и успоравање срчаног ритма јављали су се првенствено у ситуацијама у којима је постојала намера прикривања, што ове показатеље повезује са процесима инхибиције и контроле физиолошке побуђености. На основу ових налаза, Клајн Селе и Бен-Шакар (Klein Selle & Ben-Shakhar, 2023) предложили су обједињени теоријски оквир према којем ефекат у тесту прикривене информације произлази из интеракције два процеса: невољног оријентисања на препознату информацију и вољне контроле одговора када постоји намера да се то препознавање прикрије.

Овај модел није ограничен на аутономне физиолошке показатеље. У непосредном проширењу истог експерименталног приступа на мере очних покрета, Клајн Селе и сарадници (Klein Selle et al., 2023) применили су тест прикривене информације у ситуацији у којој су испитаници били мотивисани или да прикрију или открију своје знање. Резултати су показали да се пречник зенице повећавао независно од мотивације испитаника, док су промене у фиксацијама и трептајима биле изражене искључиво у случају мотивације за прикривање. Сличан образац уочен је и код периферних физиолошких мера: кожна проводљивост повећавала се у обе ситуације, док се успоравање срчаног ритма јављало само када је постојала мотивација за прикривање. Ови налази указују на то да мере очних покрета не представљају јединствену категорију показатеља: промене пречника зенице пре свега су повезане са процесом оријентисања, док су промене у фиксацијама и трептајима повезане са инхибиторним процесима који прате намеру прикривања. Паралелно појављивање оваквог обрасца у периферном и окуларном домену пружа снажну подршку закључку да фракционисање психофизиолошког одговора није специфичност одређене мерне технике, већ одражава различите процесе који учествују у настанку ефекта у тесту прикривене информације.

Овај развој теоријског оквира има три непосредне последице за даље разумевање теста прикривене информације. Прво, ефекат који се региструје у овом поступку није једнофакторска појава, па се различити физиолошки показатељи не могу сматрати међусобно заменљивим мерама истог процеса. Друго, тврдња да тест прикривене информације непосредно и искључиво мери препознавање не може се одржати у потпуности, будући да мотивација и намера прикривања могу допринети ефекту путем засебних психофизиолошких процеса. Треће, и за ово истраживање најзначајније, уколико периферне мере и мере очних покрета одражавају различите компоненте ефекта теста прикривене информације, оправдано је испитати да ли се слична функционална диференцијација може уочити и код мера централне нервне активности. Управо то питање представља једно од централних полазишта овог истраживања.

1.3. Примена периферних аутономних мера у детекцији прикривеног знања: класични психофизиолошки приступ

Кожна проводљивост (енг. skin conductance response, SCR) представља најдуже коришћену и најбоље емпиријски утемељену меру у овој области. За разлику од кардиоваскуларних показатеља, који су под утицајем и симпатичке и парасимпатичке инервације, овај одговор је искључиво симпатички посредован, што га чини релативно специфичним показатељем симпатичке активације (Boucsein, 2012). Спроведена метаанализа показала је за кожну проводљивост просечну величину ефекта од d = 1.55 (Ben-Shakhar & Elaad, 2003). У студијама које су укључивале симулацију злочина, величина ефекта износила је d = 2.09. Модератори овог ефекта су релативно добро идентификовани и у значајној мери су под контролом истраживача. Поспешивање мотивације, вербално порицање и употреба најмање пет питања повезани су са већом дијагностичком ваљаношћу. Другим речима, високе вредности ефекта које се наводе у литератури односе се пре свега на оптимизоване лабораторијске услове, па их не треба тумачити као очекиване вредности у реалним ситуацијама. Остаје отворено питање у којој мери се модератори идентификовани у лабораторијским условима могу генерализовати на теренске услове, у којима није могуће у истој мери контролисати мотивацију испитаника, временски размак од догађаја и квалитет одабраних питања.

Када су у питању кардиоваскуларне мере, најдоследнији налаз у овој парадигми јесте успоравање срчаног ритма при излагању релевантном стимулусу, а не његово убрзање (Gamer, Verschuere, et al., 2008; Verschuere & Ben-Shakhar, 2011). Овај образац је теоријски значајан управо зато што је супротан предвиђањима једноставне теорије побуђености, али је у складу са оријентационом и инхибиционом интерпретацијом. У метааналитичким истраживањима ефекат ове мере знатно је мањи него код електродермалне активности и износи d = 0.89 (Meijer et al., 2014). Према фракционисаном моделу, успоравање срчаног ритма не одражава процес оријентисања, већ активну инхибицију побуђености повезану са намером прикривања (Klein Selle et al., 2016). Ова мера, према томе, пружа информацију која се квалитативно разликује од оне коју пружа кожна проводљивост. Та разлика представља важну емпиријску основу за мултимодални приступ, али истовремено указује на то да се комбиновање мера не може оправдати само повећањем броја показатеља.

Најчешће коришћен респираторни показатељ јесте дужина респираторне линије (енг. respiration line length, RLL), која се при релевантном стимулусу скраћује услед супресије дисања (Elaad et al., 1992). Метааналитичка процена величине овог ефекта износи d = 1.11 (Meijer et al., 2014), што је више у односу на меру срчаног ритма, али мање него код кожне проводљивости. Као и код срчаног ритма, скраћење респираторне линије повезује се са инхибицијом побуђености.

Образложење за комбиновање различитих мера историјски се заснивало на претпоставци о мерној редундантности: упросечавање независних и шумом оптерећених показатеља требало би да повећа поузданост мерења. Међутим, литература о фракционисању одговора пружа

снажније образложење: различити канали мерења индексирају делимично различите психофизиолошке процесе, па њихово комбиновање не доприноси само смањењу мерне грешке, већ обезбеђује и додатну информацију. На питање да ли комбиновање различитих физиолошких мера унапређује детекцију прикривене информације, емпиријски налази подржавају комбиновање мера, али уз одређене ограде. Комбиновање мера није аутоматски корисно. Будући да се различити канали разликују у осетљивости на мотивацију, когнитивно оптерећење и контрамере, оптимално пондерисана комбинација у једном контексту може бити мање погодна у другом.

Елад (Elaad et al., 1992) утврдио је да су у стварним криминалистичким случајевима кожна проводљивост и дужина респираторне линије појединачно тачно класификовале око 97% невиних и око 53% кривих испитаника. Комбиновање ових мера повећало је стопу откривања кривих на 75,8%, али је истовремено смањило тачну класификацију невиних на 94,1%. Овај налаз јасно показује да комбиновање мера не доводи нужно до униформног побољшања тачности, већ пре свега помера тачку одлучивања на ROC кривој (енг. receiver operating characteristic).

Показано је, на пример, да је површина испод ROC криве значајно већа за електродермалну меру него за срчани ритам и дисање, док је пондерисана комбинација мера применом логистичке регресије давала само нешто веће коефицијенте ваљаности у односу на најбољу појединачну меру (Gamer, Verschuere, et al., 2008). Из овог налаза следи да комбиновање више мера не доводи нужно до веће успешности детекције. Инкрементални допринос комбиновања мера зависи од степена међусобне корелисаности мера и од тога да ли оне одражавају исте психофизиолошке процесе. Фракционисани модел показује да електродермална активност првенствено индексира оријентисање, док респираторне и кардиоваскуларне промене прате покушај прикривања и изостају када не постоји мотивација за прикривање (Klein Selle et al., 2016, 2017, 2019). Највећа вредност комбиновања мера највероватније се остварује онда када додатна мера захвата процес који се разликује од оног који већ региструје постојећа мера. Овај аргумент представља основу за увођење мера које обухватају другачији ниво когнитивне обраде, уместо настојања да се само повећа број мерних канала.

Акумулација информација понављањем и различитим физиолошким мерама повећава ефикасност детекције и смањује број лажно позитивних налаза (Elaad & Ben-Shakhar, 1997). Поред тога, иако су појединачни мерни канали били изражено подложни утицају контрамера, комбинована аутономна мера задржала је способност поузданог разликовања кривих и невиних испитаника, нарочито у ситуацијама примене менталних контрамера (Peth et al., 2016).

1.4. Валидност, тачност и поузданост периферних аутономних мера у тесту прикривене информације

Неопходно је разликовати три врсте налаза када се говори о валидности периферних аутономних мера у детекцији прикривеног знања: величина разлика између група, тачност класификације појединца у

лабораторијским условима и тачност класификације у реалним еколошки валидним ситуацијама.

На нивоу групних разлика, емпиријски докази су снажни и релативно доследни (Ben-Shakhar & Elaad, 2003; Knappe et al., 2025; Meijer et al., 2014). Класичне физиолошке мере јесу емпиријски валидне и њихова способност да на нивоу групе разликују особе са критичним знањем и без њега није суштински спорна.

Значајне разлике на нивоу групе не преводе се аутоматски у поуздану дијагностику појединца. Метаанализа Мекларена (MacLaren, 2001) показала је да су мере кожне проводљивости тачно идентификовале 76% испитаника са прикривеним знањем и 83% испитаника без њега, при чему је симулација злочина повећала стопу тачне класификације на 82%. Прво, треба узети у обзир да је тачност класификације добијена у условима у којима је памћење критичних детаља било експериментално обезбеђено провером њихове запамћености пре тестирања. Друго, распон тачности међу појединачним студијама био је изразито широк. Треће, поступци класификације у изворним студијама у великој мери били су накнадни, односно праг одлучивања одређиван је на истим подацима на којима је потом процењивана успешност класификације, што може довести до систематског прецењивања тачности.

Теренски докази значајно мењају ову слику и представљају неопходну компоненту процене валидности поступка. На пример, Елад (Elaad, 1990) је анализирао стварне криминалистичке записе са потврђеним исходима и утврдио да је, на основу кожне проводљивости, тачно класификовано око 98% невиних, али само око 42% кривих осумњичених. Овај образац високе специфичности уз ниску до умерену осетљивост представља једну од најважнијих чињеница о примени овог поступка у реалним условима. Ова асиметрија у складу је са теоријским очекивањима: невини испитаник не може да препозна критичну ставку и стога, по правилу, не показује диференцијалну реакцију, док код кривог испитаника постоји више могућих разлога због којих критично знање није детектовано, укључујући недовољно кодирање информације, заборављање, слабу физиолошку реактивност, примену контрамера или некооперативност. Лабораторијске студије, у којима је кодирање критичних информација експериментално обезбеђено, а тестирање се спроводи након кратког временског интервала, систематски прецењују осетљивост у односу на реалне услове, док истовремено пружају релативно добру процену специфичности.

Тест прикривене информације заснован на психофизиолошким мерама представља добро потврђен ефекат на нивоу групе, са кохерентним теоријским објашњењем и показаном способношћу класификације појединаца у повољним условима. Његова специфичност, способност да се као невини тачно класификују испитаници који не поседују релевантно знање, представља најизраженију предност овог поступка, што потврђују и лабораторијски и теренски подаци. Насупрот томе, осетљивост је условна, зависна од различитих модератора и значајно нижа у теренским него у лабораторијским условима. Стога тврдње о униформно високој тачности нису емпиријски оправдане.

1.5. Ограничења класичног психофизиолошког приступа

Периферне аутономне промене нису специфичне за препознавање. Сваки стимулус може изазвати одређени физиолошки одговор, док општа побуђеност, когнитивно оптерећење и ишчекивање могу допринети реакцији независно од садржаја стимулуса. Ово ограничење је суштинско и представља разлог због којег дијагностичка логика поступка почива на диференцијалном поређењу реакције на релевантни стимулус са реакцијама на ирелевантне стимулусе унутар исте особе, а не на апсолутној величини одговора (Ben-Shakhar & Elaad, 2003; Verschuere & Ben-Shakhar, 2011). Периферне психофизиолошке мере пружају информацију о различитим процесима, али ниједна од њих не показује који је садржај препознат.

Друго ограничење је временске природе. Због латенце и релативно дугог трајања физиолошких одговора, интерстимулусни интервал мора бити реда величине петнаест до двадесет пет секунди. То значајно ограничава број могућих излагања у датом временском периоду, оставља простор за додатну когнитивну и асоцијативну обраду која може изменити почетно значење стимулуса и олакшава примену контрамера (Elaad & Ben-Shakhar, 1991). Реч је о ограничењу за које постоје релативно јасни емпиријски докази и које представља једну од тачака у којима мере са већом временском резолуцијом пружају квалитативно другачије могућности.

Треће ограничење односи се на индивидуалне разлике у физиолошкој реактивности. Део испитаника показује слабу физиолошку реактивност и може остати неоткривен упркос томе што поседује критично знање (Matsuda et al., 2015). Ова појава представља један од главних извора лажно негативних налаза и може допринети асиметрији између специфичности и осетљивости која се уочава у теренским истраживањима.

Четврто ограничење тиче се контрамера. Фармаколошка средства могу смањити тачност психофизиолошке детекције (Waid et al., 1981), а документовани су и ефекти менталних контрамера (Elaad & Ben-Shakhar, 1991).

Пето ограничење односи се на улогу испитивача. Иако је овај поступак знатно стандардизованији од теста упоредних питања, испитивач и даље доноси одлуке о конструкцији и редоследу питања и може, макар и ненамерно, утицати на понашање испитаника, док је субјективна процена историјски имала значајну улогу у доношењу коначне одлуке (Szucko & Kleinmuntz, 1981). Значај овог ограничења опада у мери у којој се примењују аутоматизовано бодовање и унапред дефинисана правила одлучивања, што представља један од стандарда савремених протокола.

Шесто ограничење је процедуралне природе и често се занемарује у теоријским прегледима, иако значајно сужава домен примене поступка. Бележење аутономних одговора захтева постављање сензора и спровођење испитивања у условима у којима је испитаник свестан да се физиолошке реакције мере. Тиме је поступак ограничен на ситуације у којима постоје пристанак, довољно времена и релативно контролисано окружење, док су искључене ситуације у којима би процена морала да буде ненаметљива. Мера која не захтева физички контакт и која истовремено пружа информацију о томе где је пажња усмерена, а не само о интензитету физиолошке реакције,

могла би проширити домен примене ове парадигме на начин који унапређивање самих аутономних мера не може у потпуности постићи.

1.6. Когнитивна основа детекције прикривеног знања

Пре преласка на мере вишег нивоа когнитивне обраде, потребно је најпре размотрити који когнитивни процеси прате и посредују у препознавању критичне информације у оквиру теста прикривених информација. Приказивање релевантног стимулуса међу ирелевантним алтернативама, у најмању руку, подразумева перцептивну обраду и категоризацију стимулуса, поређење са садржајима меморије и, у случају подударања, препознавање. Тај низ обухвата и аутоматско приписивање значајности стимулусу и оријентисање пажње ка значајном стимулусу (Sokolov, 1963; Verschuere & Ben-Shakhar, 2011), активацију семантичких и, зависно од природе материјала, епизодичких репрезентација, евалуацију одговора и, уколико постоји намера прикривања, инхибицију спонтане реакције, а затим припрему и извршење одговора. За сваку од ових претпостављених компоненти постоји независна емпиријска потпора. Оријентациона реакција на субјективно значајан стимулус представља најбоље утемељен део овог низа и повезује се са појачаним премештањем пажње и аутономним физиолошким променама (Bradley, 2009; Sokolov, 1963), при чему новије формулације прецизирају да ефекат у тесту прикривене информације може бити модулисан вољном, а не само невољном оријентацијом (Klein Selle & Ben-Shakhar, 2023). Учешће инхибиторних и извршних процеса у ситуацијама намерног прикривања потврђено је из два независна извора. Метаанализа времена реаговања показује систематско успоравање одговора при неистинитом одговарању, што се тумачи као последица потискивања доминантног, истинитог одговора (Suchotzki et al., 2017), док метаанализа неуросликовних студија повезује обману са ангажовањем префронталних мрежа задужених за извршну контролу (Christ et al., 2009).

Периферне аутономне мере интегришу ове процесе у заједнички физиолошки одговор који се остварује са закашњењем од неколико секунди. На основу појединачне периферне мере није могуће утврдити да ли је диференцијални одговор последица препознавања, приписане значајности, семантичке активације или инхибиције. Овај закључак не произлази само из теоријског разматрања, већ је поткрепљен експерименталним дисоцијацијама. Када су релевантност стимулуса за задатак и препознавање прикривене информације експериментално раздвојени, електродермални одговор одражавао је комбиновани утицај оба фактора (Gamer & Berti, 2010), док је амплитуда одговора пратила централност детаља, што указује на значај салијентности, а не искључиво снаге меморијског трага (Gamer & Berti, 2012).

Централне електрофизиолошке мере отварају могућност другачијег приступа зато што се региструју у временском опсегу у којем се одвијају сами когнитивни процеси (Luck, 2014). Потенцијали везани за догађај не одражавају препознавање нити памћење, већ електричну активност мождане коре временски везану за одређени догађај, чија се повезаност са когнитивним процесима успоставља посредно, преко експерименталних

манипулација (Luck, 2014; Meijer et al., 2016). Илустративан је статус P300 компоненте. Њена амплитуда зависи од субјективне вероватноће и релевантности стимулуса за задатак (Donchin & Coles, 1988; Polich, 2007), а када су релевантност стимулуса за задатак и препознавање прикривене информације експериментално раздвојени, амплитуда је пратила релевантност, а не само присуство прикривеног знања (Gamer & Berti, 2010).

Постоји, међутим, још један аспект наведеног низа процеса који ниједна од две поменуте класе мера не захвата непосредно. Оријентисање пажње ка значајном стимулусу није само унутрашњи процес: када је истовремено приказано више ставки, оно има и спољашњи, мерљиви израз у томе куда је поглед усмерен и колико се дуго на некој ставци задржава. Положај погледа може представљати поуздан спољашњи показатељ селекције пажње (Rayner, 2009). Показано је, штавише, да претходно излагање одређеним стимулусима може изменити образац покрета очију чак и када препознавање није вербално исказано, што је описано као ефекат памћења заснован на покретима очију (Althoff & Cohen, 1999; Hannula et al., 2010; Ryan et al., 2000). На тај начин очни покрети представљају доступан корелат усмеравања пажње ка значајној ставци и зато је њихова примена у тесту прикривене информације испитивана у овом раду. Информативна вредност очних покрета потврђена је у парадигмама са симултаним приказом више ставки, у којима је расподела погледа омогућила разликовање познатих од непознатих садржаја (Lancry-Dayan et al., 2018; Nahari et al., 2019; Peth et al., 2013). Ипак, потребно је одмах нагласити и границу овог доприноса: мере очних покрета такође не представљају јединствен конструкт: величина зенице, на пример, повезује се са кожном проводљивошћу и индексира оријентисање, док фиксације и трептаји прате покушај прикривања, аналогно кардиоваскуларним и респираторним променама (Klein Selle et al., 2023).

2. ОД ПЕРИФЕРНИХ АУТОНОМНИХ МЕРА КА ПОТЕНЦИЈАЛИМА ВЕЗАНИМ ЗА ДОГАЂАЈ И ОЧНИМ ПОКРЕТИМА КАО ОСНОВАМА ЗА ДЕТЕКЦИЈУ ПРИКРИВЕНОГ ЗНАЊА

Прелазак са периферних аутономних мера на централне електрофизиолошке и окуломоторне мере није вођен претпоставком да су периферне аутономне мере недовољно квалитетне, будући да нема емпиријског основа за такву оцену. Разлог за њихово проширивање другим мерним каналима пре свега лежи у врсти информације коју свака класа мера може да пружи.

Најнепосреднија предност потенцијала везаних за догађај (енг. event-related potentials, ERP) јесте њихова висока временска резолуција, која омогућава праћење промена у кортикалној електричној активности у интервалима од неколико стотина милисекунди и тиме временско разликовање компоненти које се јављају у различитим фазама обраде стимулуса (Luck, 2014). Будући да се релевантне компоненте региструју у релативно кратком временском интервалу након излагања стимулусу, могуће је применити велики број понављања, чиме се побољшава однос сигнала и шума и смањује простор за стратешку контролу која је могућа током дугих интервала између стимулуса. Различите ERP компоненте показују различиту осетљивост на експерименталне манипулације, што отвара могућност да њихове варијације пружају информације о различитим аспектима обраде, али само под условом да су ти аспекти експериментално адекватно изоловани. Висока временска резолуција ових мера омогућава примену анализа на нивоу појединачних излагања, што отвара могућности за класификационе поступке који су знатно теже применљиви код спорих периферних физиолошких одговора.

Од посебног је значаја што постоји директан доказ да централне и периферне мере не региструју у потпуности исте изворе варијансе. Гамер и Берти (Gamer & Berti, 2012) утврдили су да су електродермални одговори били значајно већи на централне детаље злочина него на периферне детаље, док се амплитуда P300 између те две врсте питања није значајно разликовала. Обе мере су, дакле, омогућиле детекцију прикривене информације, али су различито реаговале на манипулацију дубином кодирања. Овај налаз је посебно значајан за логику комбиновања мерних канала: њихова различита осетљивост на поједине карактеристике обраде указује да не региструју потпуно исти извор варијансе и да њихово комбиновање потенцијално може обезбедити додатну информацију у односу на појединачне мере. Важно је, међутим, да се овај налаз не тумачи као доказ саме по себи веће дијагностичке супериорности централних мера, већ као доказ њихове различитости у односу на периферне мере.

Аргумент за укључивање мера очних покрета не почива на истим основама као аргумент за укључивање ERP мера и не треба их концептуално изједначавати. Потенцијали везани за догађај пружају високу временску резолуцију кортикалне електричне активности током обраде појединачног стимулуса, док покрети очију пружају информацију о просторном обрасцу визуелне претраге и расподели погледа када је истовремено приказано више стимулуса. Обимна литература показује да претходно искуство и памћење

систематски модификују обрасце визуелне претраге. Обрасци гледања претходно виђених стимулуса разликују се од образаца гледања нових стимулуса (Althoff & Cohen, 1999), док су такве разлике измењене или одсутне код особа са амнезијом (Ryan et al., 2000). Рајан и сарадници (Ryan et al., 2007) овај образац налаза описују као ефекте памћења на покрете очију. Шире посматрано, дугорочно памћење може утицати на усмеравање визуелне пажње и избор информација које ће бити предмет визуелне обраде (Hutchinson & Turk-Browne, 2012).

Ако памћење на овај начин обликује визуелно понашање, онда би у паралелном приказивању неколико визуелно упоредивих стимулуса просторна и временска расподела погледа могла пружити информацију о томе којем стимулусу се појединац посебно враћа, на којем задржава у већој мери пажњу или који стимулус избегава да гледа. Управо то представља основу за примену мера очних покрета у тесту прикривене информације, која са собом носи одређене практичне предности. Снимање покрета очију не захтева физички контакт са испитаником, више ставки може бити приказано истовремено, а окуломоторни одговори одвијају се у временском оквиру од стотина милисекунди, што их по временској резолуцији приближава централним, а не споријим периферним аутономним мерама.

Међутим, треба узети у обзир и својство очних покрета које их јасно издваја од периферних аутономних и електрофизиолошких мера, а значајно је за њихову примену у детекцији прикривеног знања. Покрети очију, за разлику од електродермалног одговора, срчаног ритма или кортикалне електричне активности, у значајној мери су подложни вољној контроли. Способност намерног потискивања рефлексних сакада и вољног усмеравања и одржавања фиксације систематски је демонстрирана у парадигми антисакаде (Hutton, 2008; Munoz & Everling, 2004). Према томе, њихова употребљивост у форензичком контексту не може се закључити само на основу ефекта утврђеног у ситуацијама у којима испитаници немају мотив да прикривају своје знање, већ захтева непосредно испитивање у ситуацијама мотивисаног прикривања. Управо је то било предмет истраживања у тесту прикривене информације заснованом на очним покретима.

2.1. Примена P300 у детекцији прикривеног знања

Прва примена потенцијала везаних за догађај у детекцији прикривеног знања ослонила се на налазе о повезаности компоненте P300 и памћења. Карис и сарадници (Karis et al., 1984), испитујући индивидуалне разлике у фон Ресторф ефекту, показали су да истакнута реч у низу стимулуса изазива појачан P300 и да се боље памти. Ови налази подстакли су две независне групе истраживача (Farwell & Donchin, 1991; Rosenfeld et al., 1988) да логику овог поступка пренесу у парадигму ретког стимулуса (енг. oddball; Squires et al., 1975; Sutton et al., 1965).

P300 је позитивна ERP компонента која достиже врхунац у распону од приближно 300 до 800 ms након појаве стимулуса, а изражење се јавља на ретке, значајне или за задатак релевантне догађаје (Donchin & Coles, 1988; Luck, 2014). Након првих студија, овај приступ је вишеструко реплициран и проширен на низ примена, међу којима су процена тачности идентификације

од стране сведока (Lefebvre et al., 2007), детекција прикривеног препознавања лица (Meijer et al., 2007), индиректна процена усвајања информација (Allen et al., 1992; Van Hooff et al., 1996), детекција аутобиографских информација (Rosenfeld et al., 2006, 2007) и откривање симулиране амнезије (Ellwanger et al., 1996).

Најутицајније објашњење амплитуде P300 представља тријархијски модел (Johnson, 1986), према којем амплитуда зависи од три донекле независна чиниоца: 1) субјективне вероватноће стимулуса, 2) његовог значења, које обухвата снагу меморијског трага, сложеност задатка и личну релевантност, и 3) количине пренете информације. Алтернативно објашњење представља теорија ажурирања контекста (Donchin & Coles, 1988), према којој P300 одражава ревизију модела средине. Савремена синтеза (Polich, 2007) додатно разликује P3a, који се повезује са фронталним механизмима пажње вођеним стимулусом, од P3b, који се повезује са темпоропаријеталном активношћу укљученом у пажњу и меморијску обраду; у овој парадигми релевантна је претежно P3b компонента. Из наведеног произлази ограничење тумачења које је неопходно имати у виду. P300 није директна мера препознавања. Он јесте осетљив на препознавање, али посредно, зато што препознавање мења значење и субјективну вероватноћу стимулуса. Подједнако је, међутим, осетљив и на новину, релевантност стимулуса за задатак и мотивациону значајност, које са препознавањем нису нужно повезане. Стога није оправдано P300 одређивати као електрофизиолошки маркер невољног препознавања; прецизније је рећи да P300 одражава обраду стимулуса повезану са њему приписаном значајношћу, при чему препознавање представља један, али не и једини извор те значајности.

Ово ограничење није само теоријско. Две студије су га непосредно емпиријски испитале и обе упућују на исти закључак. Кубо и Нитоно (Kubo & Nittono, 2009) поредили су три ситуације: у једној су испитаници настојали да прикрију релевантну ставку, у другој да је открију појачавајући одговор на њу, а у трећој су је унапред показали испитивачу и тиме изгубили мотивацију да је прикривају. Разлика у амплитуди P300 између релевантне и ирелевантне ставке била је значајна у прва две ситуације, а изостала је у трећем. Ефекат, дакле, не произлази из саме намере прикривања, већ из повећане обраде и значајности коју релевантна ставка има за испитаника, независно од тога да ли он настоји да је прикрије или открије. Ефекат се изгубио када му та ставка више није била посебно значајна, јер ју је већ показао испитивачу и није имао разлога да је даље прикрива. Гамер и Берти (Gamer & Berti, 2010) отишли су корак даље и независно манипулисали релевантношћу ставке за задатак и њеном претходном запамћеношћу. Амплитуда P300 била је појачана за ставке које су захтевале другачији бихевиорални одговор, али није била осетљива на прикривено знање, док је разлику између запамћених и ирелевантних ставки, у оба експеримента, носила N200 компонента. У том нацрту P300 је, дакле, одражавао првенствено релевантност за задатак, а не препознавање. Налаз о N200, међутим, није у потпуности сагласан са новијим доказима који доводе у питање постојање општег ефекта те компоненте. То додатно указује на неуједначеност емпиријске слике и упућује на потребу да се налази о појединачним ERP компонентама тумаче у односу на конкретну експерименталну парадигму.

Развијено је неколико форми теста прикривене информације заснованог на P300. Протокол са три стимулуса уводи, поред релевантног и ирелевантних стимулуса, и циљни стимулус на који испитаник даје јединствен одговор. Циљни стимулус обезбеђује да испитаник пажљиво прати излагање и служи као контрола валидности поступка, будући да се код особе без критичног знања P300 јавља пре само на њега (Rosenfeld, 2011). Протокол са сложеним излагањем (енг. complex trial protocol, CTP; Rosenfeld et al., 2008) временски раздваја препознавање релевантног стимулуса од дискриминације циљног стимулуса и тиме смањује дељење когнитивних ресурса услед два истовремена конкурентна задатка. Тачност протокола са сложеним излагањем прелазила је 90%, укључујући и ситуације у којима су испитаници примењивали контрамере. На нивоу групне разлике докази су снажни: две независне метаанализе дају велике величине ефекта (Knappe et al., 2025; Meijer et al., 2014). Обе, међутим, идентификују врсту парадигме као значајан модератор, при чему се већа тачност P300 у односу на периферну аутономну меру остварује у парадигми личних предмета, а не у симулацији злочина.

Ту ограду треба схватити озбиљније него што се обично чини, будући да услови под којима се критична информација стиче могу битно утицати на израженост P300 ефекта. Симулације злочина (енг. mock crime) производе јаче и уједначеније кодирање него реалистични поступци (Carmel et al., 2003), а емоционална побуђеност током кодирања појачава одговор на релевантни стимулус: испитаници код којих је побуђеност при усвајању била висока показали су значајно веће амплитуде P300 на релевантни стимулус од оних код којих је била ниска (Osugi & Ohira, 2018). Последица тога документована је и на самом протоколу са сложеним излагањем. Његови творци су у прегледном раду описали пад дијагностичке тачности са приближно 90% на око 75% када се протокол примени на симулиране злочине и предложили измене протокола као одговор на тај пад (Rosenfeld et al., 2013). Уз то, независна провера протокола спроведена осам година након његовог увођења, иако је потврдила добру тачност при правилу одлучивања у којем се P300 на релевантном стимулусу пореди са одговорима на све ирелевантне стимулусе, идентификовала је и озбиљну рањивост када се релевантни стимулус пореди само са ирелевантним стимулусом који изазива највећу P300 реакцију (Lukács et al., 2016). Ово показује да дијагностичка тачност није својство саме P300 компоненте, већ зависи и од начина анализе којим се електрофизиолошка разлика претвара у одлуку о појединцу. Величине ефекта добијене у метаанализама стога треба тумачити као процене горње границе која важи у оптимизованим условима кодирања и квалитета меморијског трага, а не као очекивану вредност у нацртима који се приближавају стварној примени.

На нивоу индивидуалне класификације слика је сложена. Најимпресивнији појединачни резултати долазе из студија са малим узорцима и високо контролисаним условима. Мајкснер и Розенфелд (Meixner & Rosenfeld, 2011) у сценарију симулиране терористичке претње открили су дванаест од дванаест испитаника са критичним знањем; без лажно позитивних налаза међу дванаест испитаника без критичног знања, у ситуацији у којој су критични детаљи били унапред познати испитивачу.

Мајкснер и Розенфелд (Meixner & Rosenfeld, 2014) савршено су разликовали дванаест испитаника са стварним сећањима која су стечена случајно од дванаест испитаника без тих сећања. Ови резултати значајни су као доказ изводљивости, али узорци те величине не омогућавају прецизну процену стопа грешака, а савршена класификација на њима статистички је могућа и када је стварна тачност знатно нижа. Розенфелд (Rosenfeld, 2020) наводи да су лабораторијске студије добијале различите проценте тачности, али те проценте не треба тумачити као потпуно непристрасне процене стварне тачности методе. Проблем је у томе што је у многим студијама праг за класификацију одређиван на основу истих података на којима је тачност потом процењивана. Такав поступак може довести до прецењивања стварне тачности методе, јер се критеријум одлучивања прилагођава конкретном узорку. Тврдње о готово савршеној тачности детекције прикривене информације на основу P300, изнете у оквиру методе назване *Brain fingerprinting*, оспорене су као методолошки неутемељене и као погрешно представљање научног статуса методе (Meijer et al., 2013); одговор аутора видети у Фарвел и сарадници (Farwell et al., 2013). Овај спор није маргиналан, јер показује да у области постоји стварни ризик од прецењивања тачности. Стога свака тврдња о високој дијагностичкој вредности захтева проверу начина на који су стопе грешака израчунате.

Поред тога, неопходно је указати и на методолошка ограничења начина мерења и анализе, будући да и она могу утицати на висину пријављене тачности. Доминантна мера у овој области јесте амплитуда од-врха-до-врха, подвргнута bootstrap поступку унутар испитаника (Farwell & Donchin, 1991; Rosenfeld et al., 2008). Мере засноване на врховима таласа осетљиве су на шум и случајне варијације, при чему је њихова поузданост у значајној мери одређена бројем упросечених излагања (Luck, 2014). Уз то, мерни прозори и електроде у примењеној литератури често се бирају тек након увида у диференцијални талас, чиме се у анализу уводи избор заснован на истим подацима на којима се потом процењује ефекат. Лак и Гаспелин (Luck & Gaspelin, 2017) показали су да управо такав поступак, у садејству са вишеструким статистичким тестирањем, у типичном ERP нацрту може повећати вероватноћу добијања бар једног лажно позитивног налаза изнад педесет одсто. Такође, претпоставка на којој почива дијагностичка логика поступка, да су ирелевантне ставке међусобно еквивалентне за особу која не поседује критично знање и да стога представљају ваљану основу за поређење, често се подразумева, али се у овој области ретко формално проверава.

Из тврдње да P300 индексира препознавање произлази непосредна и методолошки значајна последица: уколико невина особа зна критични детаљ, њено препознавање је стварно и P300 потенцијал се може јавити. Виноград и Розенфелд (Winograd & Rosenfeld, 2014) емпиријски су то потврдили: пуко саопштавање идентитета критичног предмета невиним испитаницима било је довољно да 69% њих буде класификовано као криво. У другој студији показано је да информисани невини испитаници у стандардним условима испитивања показују значајну разлику у амплитуди P300 између релевантног и ирелевантних стимулуса, као и криви испитаници; међутим, као невино је тачно класификовано свега 31% информисаних невиних испитаника. Иста студија показује да се овај проблем може у знатној мери ублажити увођењем

ретроактивне меморијске интерференције (излагањем испитаника новим детаљима повезаним са истим или другим злочином пре тестирања), што је повећало успешност идентификације информисаних невиних са 31% на 77%, без умањења успешности откривања кривих испитаника (Kim et al., 2022). Розенфелд и сарадници (Rosenfeld et al., 2017) испитали су да ли се разлика ипак може успоставити на основу процеса који не потичу из меморије. Испитаници који су замишљали да су извршиоци показали су значајно већу диференцијалну P300 реакцију на електроди Pz од оних у улози сведока, а само је група у улози извршиоца показала продужену латенцу N200/N300 на електроди F3, што су аутори тумачили као знак инхибиције. Овај налаз вредан је као путоказ, али га треба узети са резервом: реч је о разлици у латенци једне компоненте, на једној електроди, у улогама које су замишљане, а не изведене, и на малом узорку.

Емпиријски подаци показују да релевантни стимулус код особа које поседују критично знање изазива већу амплитуду P300 у односу на ирелевантне стимулусе, да је овај ефекат велики и вишеструко реплициран, као и да протокол са сложеним излагањем побољшава отпорност на контрамере. Међутим, израженост тог ефекта битно зависи од услова у којима је критична информација стечена. Дијагностичка тачност P300 компоненте зависи и од начина мерења и анализе, будући да и оне могу утицати на висину тачности. Разликовање учиниоца од информисаног невиног није начелно немогуће, али захтева додатне интервенције попут ретроактивне меморијске интерференције. Уз то, није у потпуности јасно да ли сам ефекат представља индекс препознавања или пре индекс релевантности ставке за задатак. Из свега наведеног следи да се снага доказа за овај приступ не може процењивати само на основу објављених величина ефекта, већ и на основу услова кодирања у којима су оне добијене и мерних одлука којима су обликоване.

2.2. Примена N400 у детекцији прикривеног знања

N400 је негативна ERP компонента са врхунцем око 400 ms након појаве стимулуса, која је првобитно описана у контексту семантичке неконгруентности: реч која се семантички не уклапа у реченични контекст изазива израженију негативност (Kutas & Hillyard, 1980). Касније истраживања показала су, међутим, да семантичка аномалија није неопходан услов за њено јављање, будући да се N400 јавља и при обради реченица које противрече усвојеном знању (Fischler et al., 1983), као и при обради реченица које противрече недавно наученим епизодичким чињеницама (Fischler et al., 1985). Анализа Кутаса и Федермајера (Kutas & Federmeier, 2011) одбацује поједностављено тумачење N400 као специфичног показатеља семантичке неконгруентности. Ова компонента се јавља у одговору на изузетно широк опсег стимулуса (писане, изговорене речи, псеудоречи, фотографије, лица, звукове), а њена амплитуда пре свега одражава лакоћу приступа семантичкој меморији, а не детекцију кршења одређеног правила. Амплитуда ове компоненте обрнуто је повезана са лакоћом семантичког приступа, па се израженија негативност јавља када је садржај мање очекиван или када контекст слабије подржава његову обраду.

Емпиријска база за примену N400 у детекцији прикривеног знања знатно је мања од оне која постоји за P300. У првој студији ове врсте, Боаз и сарадници (Boaz et al., 1991) приказали су експерименталној групи снимак провале у стан, док је контролна група гледала неутралан снимак. Испитаницима су затим приказивани парови синтагма–објекат, при чему је у половини излагања синтагма упаривана са називом украденог предмета, а у другој половини са називом сличног предмета који није био украден. Полазна претпоставка била је да ће код особа које поседују критично знање неистинито упаривање изазвати већу N400 негативност него истинито, на основу претпоставке да се мање очекивани садржаји теже интегришу у семантички контекст. Накнадном анализом аутори су успели да тачно класификују 78% испитаника, док је примена истог класификатора на два нова узорка дала тачност од 73.2%.

Овај резултат захтева опрез из најмање три разлога. Прво, прва вредност добијена је накнадном анализом, док друга, добијена на новим узорцима применом истог класификатора, представља релевантнију процену генерализабилности и знатно је нижа од типичних вредности пријављених за P300. Друго, коришћена парадигма је вербална и захтева да се критично знање може изразити као јасна чињеница или тврдња, што није увек могуће у форензичком контексту. Сликовна варијанта примењена у овом истраживању то ограничење делимично ублажава, будући да критични детаљ не мора бити именован да би био приказан. Тај избор има емпиријско оправдање. Слике предмета показале су већу ефикасност од речи у ERP детекцији прикривеног знања (Cutmore et al., 2009; Rosenfeld et al., 2015), а Федермајер и Кутас показали су да слике којима се завршавају реченице изазивају одговоре осетљиве на контекстуалну уклопљеност, једнако као и речи у истим контекстима (Federmeier & Kutas, 2001). Исти аутори, међутим, показали су и да се образац одговора на слике разликује од обрасца добијеног речима. Неконгруентне слике изазивају предњу негативност у интервалу од приближно 250 до 350 ms, названу N300, коју речи не изазивају (McPherson & Holcomb, 1999), а разлике у топографији сликовног N400 делом се приписују преклапању са том ранијом предњом компонентом (Hamm et al., 2002). Најзад, реч је о студији старој више од три деценије која, према доступној литератури, није добила систематску независну репликацију.

Најзначајнији новији допринос представља студија која је експлицитно раздвојила семантичко од епизодичког аутобиографског знања. Ганис и Шендан (Ganis & Schendan, 2013) поредили су релевантни стимулус који је представљао семантичку аутобиографску чињеницу (сопствени датум рођења) са релевантним стимулусом који је представљао тајно научени епизодички податак, при чему су оба била представљена међу ирелевантним датумима. Резултати су показали дисоцијацију компоненти: семантички релевантни стимулуси изазивали су мањи предњи N200 и мањи централни N400, али већи P3b, док су епизодички релевантни стимулуси изазивали израженији касни позитивни комплекс. За овај рад посебно је значајан налаз да се N400 ефекат појавио само у семантичкој ситуацији. Овај налаз пружа најнепосреднију доступну подршку претпоставци да N400 може носити информацију различиту од оне коју пружа P300. Истовремено, он јасно ограничава домет те претпоставке. N400 је у овом истраживању био осетљив

на прикривено семантичко знање, али не и на прикривено епизодичко знање. Узорак је, поред тога, био мали, а класификација појединаца није била предмет анализе. Према томе, уколико су критични детаљи претежно епизодички кодирани, што се може очекивати када их испитаник стиче као појединачне информације у контексту конкретног догађаја, налаз Ганиса и Шендана предвиђа изостанак N400 ефекта. Негативан налаз на овој компоненти стога не би представљао доказ да испитаник не поседује критично знање, већ би могао одражавати начин на који је то знање кодирано.

Постоји оправдана методолошка забринутост да N400 у истраживањима ове врсте може остати неуочен услед просторно-временског преклапања са позитивним компонентама супротног поларитета у централним и паријеталним регионима. Уколико се анализа ограничи на три електроде средње линије, N400 негативност у одговарајућем временском интервалу може бити делимично или потпуно маскирана преклапајућом позитивношћу, због чега се уочена разлика може погрешно приписати P300 компоненти. Овај аргумент оправдава раздвојено испитивање ових компоненти у различитим парадигмама, што је приступ примењен у овом истраживању. Међутим, раздвајање компоненти у различитим парадигмама, иако смањује проблем њиховог преклапања, истовремено уводи друго методолошко ограничење: компоненте више нису измерене у оквиру истог когнитивног догађаја. Њихова комбинација стога не може бити тумачена као истовремено вишеструко мерење истог процеса обраде. Ово ограничење није могуће једноставно отклонити и мора бити узето у обзир при тумачењу свих налаза који се односе на комбиноване класификаторе.

Као што је приказано, N400 није једнозначан показатељ прикривеног знања и не треба га тако интерпретирати. Постоје иницијални докази да може индексирати прикривено семантичко знање и да у том погледу пружа информацију различиту од оне коју носи P300. Међутим, докази о његовој способности да омогући поуздану детекцију на нивоу појединца изузетно су ограничени, будући да је једина доступна процена тачности стара више од тридесет година, добијена у једној парадигми и без репликације. N400 је стога научно оправдан кандидат за даље испитивање да ли се може валидно применити као мера у тесту прикривене информације.

2.3. Примена CNV у детекцији прикривеног знања

Контингентна негативна варијација (енг. contingent negative variation, CNV) је спора негативна промена кортикалног потенцијала која се развија у интервалу између упозоравајућег и императивног стимулуса у парадигми одложеног одговарања (Walter et al., 1964). Обично се разликују рана компонента, повезана са обрадом упозоравајућег сигнала и усмеравањем пажње, и касна, терминална компонента, која се повезује са припремом моторног одговора и ишчекивањем императивног стимулуса. Компонента одражава деловање више процеса: кортикалне активације, временског ишчекивања, усмеравања пажње, мотивационе ангажованости и моторне припреме, које је експериментално тешко раздвојити. Из тог разлога CNV је

примереније третирати као показатељ ширег стања припремљености, а не као индекс једног специфичног когнитивног процеса.

Емпиријски докази за могућност примене CNV-а у контексту прикривене информације најслабији су од све три овде разматране ERP компоненте, и доступни налази пре свега се односе на детекцију обмане, а не на детекцију прикривеног знања. Фанг и сарадници (Fang et al., 2003) применили су парадигму одложеног одговарања са повратном информацијом. Испитаницима су приказивана лица познатих особа као релевантни стимулуси, лица непознатих особа као ирелевантни стимулуси и лица особа са којима су се упознали непосредно пре тестирања као циљни стимулуси, уз инструкцију да намерно тврде да су им та лица непозната. Испитаницима је саопштено да рачунар процењује искреност у реалном времену и да ће бити новчано награђени за искрене, а кажњени за неискрене одговоре. За циљна лица повратна информација била је унапред намештена, уз неколико неочекиваних казни, како би се повећало ментално оптерећење. Добијена су два значајна налаза. CNV је била значајно негативнија за циљна лица, која су захтевала намерно неистинит одговор, у односу на остале категорије стимулуса. Између познатих и непознатих лица, међутим, није утврђена значајна разлика. Овај други налаз показује да у наведеној студији CNV није разликовала препознате од непрепознатих стимулуса и самим тим није функционисала као мера прикривеног знања. Њена израженост била је повезана са инструисаном намером да се да неистинит одговор, у контексту награде и казне. Студија, према томе, пружа подршку тумачењу CNV-а као корелата припреме обмане, а не као мере препознавања.

Истраживања о CNV компоненти и обмани су малобројна. Сухоцки и сарадници (Suchotzki et al., 2015) у нацрту симулираног злочина добили су јасне ефекте на N200 и P300 при давању неистинитих одговора, док је ефекат на CNV-у остао само маргинално значајан. У другој студији забележена је мања негативност пред исказе које је саговорник проценио као уверљиве него пред оне процењене као неуверљиве, при чему та разлика није пратила стварну истинитост исказа (Wagner-Altendorf et al., 2020). Посматрани заједно, ови налази показују да у литератури није установљен ни доследан смер ефекта ни његова специфична повезаност са појединачним аспектом обмане, што додатно ограничава тумачење CNV-а као индекса једног специфичног процеса. Ову интерпретацију додатно подржава налаз да су, у парадигми у којој је знак пре питања најављивао да ли треба дати истинит или неистинит одговор, у интервалу између сигнала и мете појачани CNV и супресија алфа ритма при припреми неистинитог одговора (Schnuerch et al., 2024). У пререгистрованој концептуалној репликацији тог налаза, Фолц и сарадници (Voltz et al., 2026) регистровали су, након знака који је најављивао обману, повећане фронто-централне P2 и P3a, повећану CNV и повећан паријетални P3b, уз смањену центропаријеталну алфа снагу. Аутори ове промене тумаче као показатеље појачане пажње и појачане мобилизације когнитивних ресурса који претходе обмањујућем одговору и указују на могућност развоја нових приступа детекцији обмане, усмерених на процесе припреме, а не на само извођење обмањујућег одговора.

Из наведених налаза следи да CNV не треба уводити као алтернативну меру препознавања, већ пре као потенцијални показатељ процеса који прате

припрему одговора, одлучивања о томе какав ће одговор бити дат, мобилизације ресурса и припреме неистинитог одговора. Такав приступ теоријски је кохерентан са изложеним фракционисаним моделом, у којем вољна компонента прикривања представља процес различит од невољног оријентисања. Уколико CNV пре свега одражава припрему обмане, њено појачавање на релевантне стимулусе очекивало би се у мери у којој испитаник припрема намерно неистинит одговор. Компонента би, према томе, била осетљивија на намеру и припрему одговора него на сам садржај препознате информације, што управо чини CNV потенцијално комплементарном мером у овом истраживању.

Доказна основа за примену CNV-а у детекцији прикривеног знања ограничена је и углавном индиректна. Постоје доследни докази да се CNV појачава током припреме намерно неискреног одговора, али не и да разликује препознате од непрепознатих стимулуса у одсуству инструисане обмане; два нацрта која су ово питање непосредно тестирала нису потврдила постојање таквог ефекта. Доказа о могућности детекције на нивоу појединца практично нема. CNV је стога примереније посматрати као потенцијално комплементаран показатељ мотивационо-припремне компоненте прикривања него као самосталну меру препознавања.

Тест прикривене информације заснован на ERP компоненти у пракси је тест заснован на P300, а тај приступ прошао је кроз више од три деценије узастопног преиспитивања: кроз bootstrap класификацију појединаца (Farwell & Donchin, 1991), кроз демонстрацију да сам аналитички поступак битно мења објављену тачност (Allen & Iacono, 1997), кроз откривање рањивости на просте менталне контрамере и редизајн протокола као одговор на њу (Rosenfeld et al., 2004, 2008) и кроз метаанализе које дају велике просечне ефекте (Knappe et al., 2025; Meijer et al., 2014). Приступ заснован на N400, односно CNV компоненти није прошао кроз упоредив циклус емпиријског испитивања. Разлика није у томе што су ова два приступа проверена и оцењена као слабија, већ у томе што је непосредна емпиријска провера њихове дијагностичке употребе у детекцији прикривеног знања изузетно ограничена.

2.4. Примена N200 и касног позитивног комплекса у детекцији прикривеног знања

Фронтална негативност у опсегу од приближно 200 до 300 ms предложена је као могући показатељ оријентисања или инхибиције, а поједине студије пријавиле су њено повећање на релевантне стимулусе. Тај налаз, међутим, није потврђен као општи образац. Ганис и сарадници (Ganis et al., 2016) показали су да је уочени ефекат великим делом могао бити последица разлика међу самим стимулусима, будући да је сличан образац добијен и у контролним ситуацијама у којима прикривено знање није било присутно. Хсу и сарадници (Hsu et al., 2024) добили су, применом Бајесових анализа и временске анализе главних компонената, снажне доказе против хипотезе о повећању предње негативности на релевантне стимулусе. Ганис и Шендан (Ganis & Schendan, 2013) су, при томе, утврдили да су релевантни стимулуси у том временском опсегу изазивали позитивније, а не негативније

амплитуде у односу на ирелевантне стимулусе. Ови налази указују да се предња негативност не може третирати као утврђен показатељ прикривеног знања, те да свако предвиђање засновано на овој компоненти има статус експлораторне провере. Једини новији позитиван налаз који се непосредно односи на ову компоненту тиче се латенце, а не амплитуде, у већ поменутој студији Розенфелда и сарадника (Rosenfeld et al., 2017). Аутори су регистровали продужену латенцу N200/N300 у фронталним регионима искључиво код испитаника у улози извршиоца, што су тумачили као показатељ инхибиције. Тај налаз је у складу са фракционисаним моделом и стога заслужује даљу проверу.

Касни позитивни комплекс (енг. late positive complex, LPC) представља један од најбоље утемељених електрофизиолошких корелата свесног епизодичког присећања у литератури о меморији (Rugg & Curran, 2007). У контексту детекције прикривене информације, Ганис и Шендан (Ganis & Schendan, 2013) утврдили су да епизодички релевантни стимулуси изазивају већи касни позитивни комплекс од семантички релевантних стимулуса, што је у складу са његовом повезаношћу са епизодичким присећањем. Овај налаз чини касни позитивни комплекс теоријски добро утемељеним кандидатом за испитивање разлика у начину стицања и врсти прикривеног знања. Међутим, будући да је овај закључак заснован на ограниченом броју студија, а не на утврђеној способности класификације појединаца, његов статус у овом раду треба посматрати као хипотезу која захтева даљу емпиријску проверу.

2.5. Примена очних покрета у детекцији прикривеног знања

Праћење покрета очију (енг. eye-tracking) издвојило се као потенцијално значајан мерни канал за детекцију прикривеног знања. У односу на традиционалне аутономне мере, овај приступ има неколико практичних предности: примена је неинвазивна, омогућава истовремено приказивање више стимулуса и пружа информацију о просторној расподели визуелне пажње. Поред тога, окуломоторни показатељи могу пружити информацију о ранијим фазама обраде стимулуса него периферне аутономне мере, чији се одговори развијају са већим временским кашњењем. Све више налаза указује на то да обрасци покрета очију могу бити осетљиви на претходну изложеност и памћење. На пример, позната лица и сцене се претражују другачијим обрасцима очних покрета у односу на нове стимулусе (мањи број фиксација, мањи број гледаних области и мањи број поновних фиксација), а ефекти повезани са претходном изложеношћу могу се јавити и без експлицитног захтева да испитаник донесе суд о познатости (Millen et al., 2020; Schwedes & Wentura, 2012, 2016). Ланкри-Дајан и сарадници (Lancry-Dayan et al., 2018) описали су временски структуриран образац: поглед се најпре преференцијално усмерава ка познатом лицу током прве секунде излагања, након чега се то лице изразито избегава. Сличан двофазни образац утврђен је и код предмета, али са раздвајањем које је непосредно значајно за ово истраживање. Поглед се најпре усмерава ка познатом предмету, а затим ка непознатим предметима. Рана преференција, која је била повезана са личним значајем предмета, била је подложнија вољној контроли, док је каснија преусмереност ка непознатим предметима произлазила из захтева

задатка и њу је било теже вољно контролисати (Lancry-Dayan et al., 2021). Овај налаз стога сугерише да компонента која је мање подложна вољној контроли не мора бити она која носи информацију о препознавању. Пет и сарадници (Peth et al., 2013) забележили су код кривих испитаника мањи број, али дуже фиксације на централним детаљима злочина, праћене смањеном учесталошћу трептања. Њихови резултати указују да фиксације могу бити повезане са препознавањем током перцептивне обраде стимулуса, док трептаји могу одражавати накнадне процесе праћења и контроле одговора.

Код студија које су примениле машинско учење на мере очних покрета, процене успешности класификације крећу се у широком распону и нису непосредно упоредиве због разлика у експерименталним нацртима, врсти стимулуса, структури група, изабраним обележјима, начину агрегације, шеми валидације и величини узорка, а мале студије могу давати нестабилне процене чак и када се примењује унакрсна валидација (Poldrack et al., 2020; Varoquaux, 2018). Розенцвајг и Боне (Rosenzweig & Bonneh, 2020) су у сценарију симулиране терористичке претње, применом показатеља невољне окуломоторне инхибиције, остварили 88% тачне класификације уз површину испод криве од 0.84. Аутори изричито наводе да су анализе делом развијене накнадно и да класификација није унакрсно валидирана. Фуше и сарадници (Foucher et al., 2025) су применом поступака машинског учења остварили тачност до 74% у бинарном разврставању откривања насупрот прикривању, док је у разврставању три групе, које је обухватало и глумљење, тачност пала на 49%, при нивоу случајности од 33%. У недавној студији (Celniak et al., 2026a) директно је упоређена успешност теста прикривене информације заснованог на очним покретима и полиграфског тестирања у истим условима симулираног злочина. На узорку од 39 испитаника, класификатор је, у највећој мери на основу трајања фиксација, броја усмеравања погледа и пречника зенице, тачно класификовао 37 испитаника (94,9%), док је полиграф исправно класификовао 30 од 34 испитаника (88,2%), након искључивања пет неодређених резултата. Ова студија је значајна пре свега као доказ концепта да мере очних покрета могу обезбедити висок ниво дискриминације у контролисаним условима и да њихова примена има одређене практичне предности у односу на традиционално полиграфско испитивање засновано на периферним аутономним мерама. Међутим, висока успешност класификације добијена на релативно малом узорку не представља довољан доказ о дијагностичкој успешности на новим узорцима или у реалним форензичким условима.

У контексту детекције прикривеног знања испитиване су мере засноване на фиксацијама (Peth et al., 2013), на сакадама (Rosenzweig & Bonneh, 2020), на учесталости трептања (Leal & Vrij, 2010), на пречнику зенице (Webb et al., 2009) и на расподели и путањи погледа (Celniak et al., 2026b). Појединачне студије показале су да се на основу ових мера могу разликовати препознате од непрепознатих ставки, али њихови ефекти нису униформни и не могу се све тумачити као директни показатељи препознавања. Отуда је једно од централних питања утврђивање услова под којима мере очних покрета поуздано одражавају обраду критичне информације.

Досадашња истраживања показују да резултати зависе од више карактеристика експерименталног нацрта, укључујући инструкције за

задатак, начин приказивања стимулуса, врсту стимулуса и присуство контрамера. Посебно је важно разликовати ефекте добијене са дуготрајно и лично познатим стимулусима од ефеката добијених са информацијама недавно стеченим у оквиру симулираног злочина. Слично томе, истраживања су показала да прикривање информације и конструисање лажног одговора могу бити праћени различитим обрасцима очних покрета (Foucher & Huckauf, 2024). Додатно, новији налази указују на могућност раздвајања невољних очних покрета повезаних са обрадом стимулуса од намерне вољне модулације погледа. Удео ове две врсте очних покрета зависи од начина приказивања стимулуса, при чему се смер и величина појединих ефеката фиксације могу разликовати ако се стимулуси приказују секвенцијално или симултано (Foucher & Huckauf, 2026). Додатни увид пружају налази који указују на то да различите мере очних покрета могу бити повезане са различитим процесима (Klein Selle et al., 2023).

Преглед досадашњих истраживања указује на значајан потенцијал теста прикривене информације заснованог на очним покретима, али истовремено наглашава да његова отпорност на вољну контролу погледа још није довољно утврђена (Lancry-Dayan et al., 2023). Ово питање је посебно значајно зато што покрети очију нису искључиво рефлексни. Визуелни систем омогућава снажну вољну контролу усмеравања погледа. Као што је већ наведено, та је способност систематски демонстрирана у парадигми антисакаде, у којој испитаник намерно потискује рефлексно усмеравање погледа и изводи сакаду у супротном смеру (Hutton, 2008; Munoz & Everling, 2004). Сама могућност вољне контроле, међутим, не значи нужно да испитаник може успешно да потисне обрасце покрета очију повезане са препознавањем критичног знања. Налази о томе да ли испитаници ту способност могу искористити за прикривање знања нису једнозначни, али разлика међу њима може зависити од захтева задатка. Непосредно поређење мерних канала унутар исте студије показује колико је то питање оправдано. Пет и сарадници (Peth et al., 2016) утврдили су да су мере очних покрета показале већу осетљивост на намерну контролу него аутономне мере. Међутим, тамо где је задатак захтевао памћење скупа ставки, изричита упутства о контрамерама углавном нису успела да елиминишу образац препознавања (Millen & Hancock, 2019). Ланкри-Дајан и сарадници (Lancry-Dayan et al., 2018) показали су да избегавање познате ставке опстаје и када се изричито наложи равномерна расподела погледа. Насупрот томе, када задатак није постављао захтев за памћењем, једноставно упутство да се поглед равномерно распореди у знатној мери је поништило преференцију засновану на познатости (Nahari et al., 2019).

Готово сви налази о вољној контроли окуларног понашања потичу из нацрта са инструисаним контрамерама, у којима се обично користе слике лица као стимулуси, а испитаницима је изричито речено како да манипулишу погледом. Форензичка ситуација у пракси подразумева испитаника који је знање стекао непосредним деловањем, који је мотивисан да избегне откривање и који не добија никакву обуку о томе како да то постигне. Спонтано, самостално покренуто прикривање у ситуацијама слободног посматрања критичних предмета из симулираног злочина остаје недовољно испитано.

У већини претходних студија у којима се прикривено знање детектује на основу очних покрета, криви испитаници истовремено поседују знање и мотивисани су да га прикрију, због чега су та два чиниоца конфундирана, па се изостанак ефекта не може поуздано приписати пре прикривању него одсуству детектабилног трага у памћењу. Додавање треће групе информисаних невиних је стандардан начин којим се ови чиниоци раздвајају у истраживањима која у исту сврху користе периферне аутономне мере (Bradley & Rettinger, 1992; Bradley & Warfield, 1984; Gamer, Gödert, et al., 2008). На тај начин, поређење невиних и информисаних невиних испитаника омогућава процену ефекта самог поседовања релевантног знања, док поређење групе кривих испитаника са остале две групе омогућава испитивање да ли мотивисано прикривање може успешно да потисне ефекат препознавања критичног знања и тиме смањи или поништи могућност разликовања кривих од невиних испитаника.

Покрети очију представљају мерни канал са добро утемељеном когнитивном основом, неинвазивном применом и информацијом о просторној расподели пажње коју друге мере у овом истраживању не пружају. Њихова доказна база у форензичком контексту, међутим, остаје ужа од оне за P300, ефекти у парадигмама симулираног злочина су умерени и знатно мањи него код лично познатих стимулуса, метааналитичка синтеза још увек не постоји, а отпорност на вољну контролу представља отворено и методолошки значајно питање. Управо тај спој добро утемељене когнитивне основе, потенцијално различите информационе вредности и још увек недовољно утврђене робусности чини мере очних покрета оправданим предметом даљег испитивања, при чему питање отпорности на вољну контролу представља једно од централних питања овог истраживања.

2.6. Комплементарност електрофизиолошких и окуломоторних мера и мултимодални приступ

Уколико P300 првенствено одражава приписивање значајности стимулусу, N400 лакоћу приступа семантичком знању, касни позитивни комплекс процесе повезане са свесним епизодичким присећањем, а CNV припрему одговора и мотивациону ангажованост, онда ове мере не представљају варијанте истог феномена, већ индексе различитих фаза и аспеката обраде. Најјаснија емпиријска потврда таквог различитог функционалног раздвајања ових мера унутар једне студије јесте налаз о супротном обрасцу ефеката на N400 и касни позитивни комплекс за семантички и епизодички релевантне стимулусе (Ganis & Schendan, 2013). Мере очних покрета додају овом низу још једно потенцијално функционално раздвајање: промене пречника зенице могу бити повезане са оријентационим процесима, док мере засноване на фиксацијама и трептајима могу бити осетљивије на процесе који прате намеру прикривања (Klein Selle et al., 2023). Тиме се унутар окуларног мерног канала појављује слична функционална подела као она која се уочава између различитих мерних канала.

Аргумент да већи број мера нужно доводи до боље детекције, међутим, не може се прихватити без додатних услова. Комбиновање периферних мера

међусобно доноси, како је показано, тек ограничено побољшање у односу на најбољу појединачну меру, што се може објаснити чињеницом да те мере деле значајан део заједничке варијансе (Gamer, Verschuere, et al., 2008). Насупрот томе, комбиновање периферних аутономних и централних електрофизиолошких мера може имати израженију добит. Мацуда и сарадници (Matsuda et al., 2011) показали су да централна електрофизиолошка мера може идентификовати део испитаника које периферне аутономне мере не класификују исправно и да њихово комбиновање побољшава дискриминацију. Гамер и Берти (Gamer & Berti, 2012) понудили су могуће механистичко објашњење таквог добитка, указујући на различиту осетљивост мера на степен и природу кодирања информације. Новији мултимодални приступи указују на сличан образац и у другим комбинацијама мерних канала: Ванг и сарадници (Wang et al., 2026) утврдили су да електроенцефалографске мере и мере пречника зенице могу разликовати прикривену информацију на нивоу групе, да електрофизиолошке мере показују већу осетљивост на нивоу појединца него мере пречника зенице и, што је посебно значајно, да мултимодална интеграција може идентификовати појединце које појединачне мере не класификују успешно.

Инкрементална ваљаност очекује се, дакле, пре свега онда када додата мера захвата процес који није у довољној мери обухваћен већ укљученим мерама, а не једноставно када се дода још један показатељ истог процеса. Овај принцип пружа теоријски утемељен критеријум за избор мерних канала који се комбинују и представља основни аргумент за истовремено испитивање P300, N400, CNV и очних покрета. Смисао таквог приступа није у претпоставци да ће већи број мера аутоматски повећати тачност, већ у могућности да се различити извори информације о обради релевантног стимулуса обједине у јединствену дијагностичку процену.

Комбиновање већег броја мера у класификатор, међутим, носи специфичан методолошки ризик: са порастом броја обележја у односу на величину узорка повећава се и могућност прекомерног прилагођавања модела подацима. Пријављене тачности класификатора заснованих на електроенцефалографским обележјима у новијој литератури крећу се од 81% до 100% (Taha et al., 2025), при чему су највише вредности у појединим студијама добијене применом сложених алгоритама на релативно малим узорцима. Такве резултате треба тумачити опрезно: уколико избор обележја, подешавање модела и процена његове успешности нису раздвојени по подацима, добијена тачност може бити оптимистички пристрасна и не представљати поуздану процену генерализације на нове испитанике. Исти опрез важи и за класификаторе очних покрета, код којих велики број потенцијалних обележја, у комбинацији са по правилу мањим узорцима, додатно повећава ризик од прекомерног прилагођавања (Poldrack et al., 2020; Varoquaux, 2018). У Табели 2.1 дат је упоредни преглед основних карактеристика разматраних мерних канала у контексту детекције прикривеног знања, са фокусом на њихове кључне дијагностичке и методолошке карактеристике.

Табела 2.1

Поређење карактеристика мера коришћених у детекцији прикривене информације

Карактеристика	Периферне аутономне мере	P300	N400	CNV	Покрети очију
Теоријска основа	Оријентисање и инхибиција побуђености	Субјективна вероватноћа, значење стимулуса, ажурирање контекста	Лакоћа приступа семантичкој меморији	Активација, ишчекивање, пажња, моторна припрема	Невољна модулација погледа памћењем; оријентисање и инхибиција
Временска резолуција	Секунде; дуг интервал између ставки, типично 15–25 s	Милисекунде; релативно кратки интервали између ставки	Милисекунде	Милисекунде, за процес у трајању од 1–3 s	Милисекунде; омогућава истовремени приказ више ставки
Однос према препознавању	Индиректан; посредован значајношћу и аутономном побуђеношћу	Осетљив на препознавање, али није специфичан за њега	Индиректан; посредован доступношћу семантичког знања	Није демонстриран као индекс препознавања	Осетљив на препознавање, али смер и величина ефекта зависе од задатка и показатеља
Контактност мерења	Причвршћени сензори на телу	Електроде на скалпу	Електроде на скалпу	Електроде на скалпу	Без физичког контакта
Главни конфундирајући чиниоци	Побуђеност, новина, хабитуација, лекови, индивидуална реактивност	Новина, вероватноћа и релевантност за задатак, избор парадигме и начина анализе	Учесталост речи, предвидивост, семантичко очекивање, понављање, преклапање са другим ERP компонентама	Мотивација, ишчекивање, моторна припрема, захтеви задатка	Осветљење и луминанца, избор области од интереса и алгоритма
Отпорност на контрамере	Умерена; физичке и менталне контрамере могу умањити валидност	CTP повећава отпорност, али ефекат зависи од парадигме, контрамере и начина анализе	Недовољно испитано	Недовољно испитано	Ограничена; значајна осетљивост на вољну контролу
Докази на нивоу групе	Снажни; d = 0,89–1,55	Снажни; d = 1,59–1,89	Ограничени	Врло ограничени	Умерени; без метааналитичке синтезе
Докази на нивоу појединца	Лабораторија 76–83%; терен 42–53% осетљивости, уз специфичност 94–98% у једној већој теренској анализи	Лабораторија: изнад 85%; класификације; нема потврђених теренских података	Једна процена: 73,2%	Практично нема	Широк и неуједначен распон; често без унакрсне валидације
Главне предности	Метааналитички утемељене; теренски проверене; висока специфичност	Велика величина ефекта; протокол отпорнији на контрамере	Потенцијално информативна за семантички обрађено знање	Потенцијална информација о припреми одговора и мотивационој ангажованости	Неинвазивност; просторна расподела пажње; истовремено приказивање више ставки
Главна ограничења	Дуг интервал; ниска теренска осетљивост; неспецифичност физиолошког одговора	Неспецифичност за препознавање; зависност од парадигме и начина анализе	Зависност од семантичког типа информације; могуће преклапање са другим ERP компонентама	Не индексира поуздано препознавање; осетљивост на захтеве одговора	Вољна контрола погледа; нестабилан смер појединих показатеља; методолошка неуједначеност

Поређење наведених мерних канала показује да се њихова вредност у детекцији прикривене информације не може свести на једну димензију успешности. Разлике између мера пре свега се односе на врсту информације коју оне пружају о обради релевантног стимулуса, па њихову примену треба посматрати у контексту конкретног дијагностичког питања. Док неке мере

превасходно одражавају последице препознавања на нивоу опште психофизиолошке реактивности, друге омогућавају увид у временски ток обраде, приступ различитим врстама меморијског садржаја или расподелу пажње током визуелне претраге.
Оваква разноликост има непосредан значај за интерпретацију налаза. Одсуство ефекта на једној мери не мора значити одсуство критичног знања, већ може указивати на то да процес који је неопходан за појаву одређеног показатеља није био довољно изражен или да начин кодирања информације није одговарао својствима те мере. Слично томе, појава разлике између релевантног и ирелевантних стимулуса не може се тумачити независно од процеса на које је конкретна мера осетљива. Због тога је за процену дијагностичке вредности појединачног показатеља важније утврдити шта он функционално индексира него само колико се групе међусобно разликују.

2.7. Еколошка валидност и генерализабилност

У стандардној процедури симулације злочина испитаници се инструишу да запамте критичне детаље, а тестирање се спроводи након провере њихове усвојености (Ben-Shakhar & Elaad, 2003; Carmel et al., 2003). На тај начин добијене процене пре представљају горњу границу успешности у условима оптималног кодирања него што одражавају очекивану успешност у реалним ситуацијама.

Оно што се дешава када се услови приближе стварној ситуацији супротно је интуитивном очекивању да реалистичнија процедура даје боље резултате. Кармел и сарадници (Carmel et al., 2003) манипулисали су типом симулације и временом тестирања, при чему је само тип симулације имао значајан утицај на исходе: реалистичнија процедура била је повезана са мањом успешношћу препознавања релевантних предмета и слабијом ефикасношћу детекције, а ти ефекти били су посредовани типом коришћених питања. Налаз је теоријски кохерентан, будући да у реалистичној процедури испитаник није усмерен ка намерном памћењу критичних детаља, што може довести до слабијег кодирања и, последично, мање израженог психофизиолошког или електрофизиолошког ефекта. Он је, поред тога, у складу са теренским налазима: ниска осетљивост у реалним ситуацијама може се, између осталог, објаснити чињеницом да критична информација није увек адекватно кодирана или касније доступна у меморији. Нахари и сарадници (Nahari et al., 2017) испитали су сродно питање: да ли слободан избор да се почини симулирани злочин мења ефикасност детекције, и утврдили сличну тачност код испитаника који су сами одлучили да изведу задатак и оних који су добили инструкцију да то учине. Заједно посматрано, ови налази сугеришу да сама субјективна процена умешаности у догађај није довољна за објашњење успешности детекције, док начин на који је критична информација кодирана и касније доступна у меморији може имати знатно директнији значај.

Питање случајно стеченог знања посебно је значајно за форензичку примену, будући да учинилац по правилу не кодира детаље догађаја са намером да их касније репродукује. Мајкснер и Розенфелд (Meixner & Rosenfeld, 2014) применили су P300 протокол на инцидентално стечена

сећања из стварног живота: испитаници су четири сата носили уређај за видео-снимање, а наредног дана су им приказиване речи повезане са забележеним догађајима међу речима исте категорије које нису биле повезане са њиховим активностима забележеним претходног дана. Разликовање групе са тим знањем и групе без њега било је потпуно. Овај налаз представља снажан доказ да се информација стечена без намере памћења може детектовати, али величина узорка не омогућава генерализацију резултата на популацију.

2.8. Празнине у знању и образложење истраживања

Из изложеног прегледа може се издвојити пет празнина у досадашњем знању које заједно одређују циљеве овог истраживања.

Прва празнина односи се на одсуство директног поређења мерних канала под уједначеним условима. P300, N400, CNV и очни покрети испитивани су у различитим студијама, на различитим узорцима, са различитим стимулусима и уз примену различитих аналитичких поступака. Доступна литература стога не пружа директно поређење ових мера на истом узорку, са истим критичним садржајем и у оквиру једне симулације злочина, због чега се о њиховој релативној и инкременталној вредности и даље закључује посредно.

Друга празнина односи се на нерешен проблем разликовања учиниоца од информисаног невиног испитаника. У стварним истрагама критични детаљи из кривичног дела често постају доступни јавности, чиме се нарушава једна од основних претпоставки поступка. Бен-Шакар (Ben-Shakhar, 2012) управо ову околност наводи као један од главних разлога веома ограничене теренске примене теста прикривене информације у западним земљама. Из перспективе овог истраживања, међутим, важније је уже питање: да ли се особа која познаје критичне детаље, али их није стекла непосредним учешћем у догађају, може разликовати од учиниоца. Постојећи докази показују да P300 сам по себи не омогућава поуздану дистинкцију између ове две групе. Једна могућност јесте да се знање стечено учествовањем разликује од знања стеченог инструисаним учењем не нужно по количини, већ по начину и контексту у којем је информација кодирана. Инцидентално стечено знање настаје у оквиру целовитог догађаја и може обухватити не само критични детаљ већ и његове контекстуалне и семантичке везе, док је инструисано учење изолованих детаља усмерено на намерно усвајање конкретне информације и њено касније препознавање. Такве разлике у начину кодирања могу довести до различитог ангажовања процеса повезаних са епизодичким и семантичким памћењем, што отвара могућност да се две врсте знања разликују на основу њихових електрофизиолошких корелата. Из такве претпоставке следе предвиђања која се односе на касни позитивни комплекс и N400 (Ganis & Schendan, 2013; Rugg & Curran, 2007). Треба, међутим, јасно разграничити статус овог објашњења. Реч је о теоријском предлогу који тек треба емпиријски проверити у контексту детекције прикривене информације. Доступни докази о разликама између намерног и инциденталног учења (Noldy et al., 1990) потичу из опште литературе о

меморији и не представљају непосредну потврду ове претпоставке у форензичком контексту.

Трећа празнина тиче се еколошке валидности симулације злочина. Постојећи налази показују да реалистичнија симулација може довести до слабијег присећања критичних детаља и мање ефикасне детекције (Carmel et al., 2003), док слободан избор да се задатак изведе, за разлику од инструкције, није довео до разлике у ефикасности детекције (Nahari et al., 2017). Овај образац указује да би реалистичнија симулација краће, у поређењу са процедуром у којој се испитаници експлицитно усмеравају на учење критичних детаља, могла довести до мањег броја запамћених детаља и слабије тачности детекције. Емпиријска провера овог предвиђања има самосталну вредност, јер омогућава непосредно повезивање лабораторијских услова који обезбеђују оптимално кодирање са условима који су ближи начину на који критична информација природно настаје у стварном догађају.

Четврта празнина односи се на статус предње негативности у опсегу N200. Имајући у виду новије доказе који доводе у питање постојање општег и поновљивог ефекта њеног појачања у ситуацијама релевантним за детекцију прикривеног знања (Ganis et al., 2016; Hsu et al., 2024), анализа ове компоненте у оквиру садашњег истраживања има статус експлораторне провере. Њена евентуална повезаност са разликама између група стога може представљати допринос разумевању електрофизиолошких процеса, али се не може унапред третирати као потврђен показатељ прикривеног знања.

Пета празнина, специфична за окуларни мерни канал, односи се на његову робусност у ситуацијама које су блиске форензичкој примени. Досадашња истраживања вољне контроле погледа у великој мери су се ослањала на експлицитно инструисане контрамере, у којима су испитаници добијали упутства о начину на који треба да манипулишу својим погледом, а значајан део доказа потиче из парадигми са лицима као стимулусима. Форензички релевантна ситуација је, међутим, другачија: појединац је критичну информацију стекао непосредним учествовањем у догађају, мотивисан је да избегне детекцију и није претходно обучаван како да контролише своје обрасце гледања. Додатни проблем представља то што су у већини досадашњих студија очних покрета поседовање критичне информације и мотив за њено прикривање међусобно конфундирани, будући да испитаници који припадају групи учинилаца истовремено поседују знање и мотивисани су да га прикривају, док одговарајућа група информисаних невиних испитаника често изостаје. Без такве групе тешко је утврдити да ли је одређени ефекат очних покрета последица самог препознавања или процеса који прате вољно прикривање. Неопходно је користити нацрт који истовремено разликује поседовање критичног знања од мотивације за његово прикривање и уводи реалистичније инцидентално стицање тог знања.

3. ЦИЉЕВИ ИСТРАЖИВАЊА

У оквиру истраживања прикупљају се ERP и окуломоторни подаци у четири различита експеримента, спроведена на три групе испитаника: невини, информисани невини и криви. Електроенцефалографски сигнали се снимају током три тестовне парадигме, специфично конструисане за P300, N400 и CNV компоненту, док се очни покрети снимају током тестовне парадигме прилагођене специфичностима окуломоторних мера. Проблем са просторно-временским преклапањем различитих ERP компоненти настоји се смањити тиме што се ERP компоненте независно снимају. Подаци се најпре анализирају за сваки појединачни експеримент на нивоу групних разлика, а потом се, у складу са добијеним резултатима и применом алгоритама машинског учења, конструишу класификатори засновани на појединачним и комбинованим обележјима различитих мерних канала. Успешност тако конструисаних класификатора у разликовању кривих од невиних, односно кривих од информисаних невиних испитаника се пореди и анализира.

Истраживање има неколико основних циљева:

1. Реплицирати налазе о могућности детекције прикривеног знања на основу P300 компоненте у протоколу са сложеним излагањем (Rosenfeld et al., 2008).

2. Експлоративно испитати да ли се у протоколу са сложеним излагањем фронтална N200 компонента и LPC компонента могу применити као маркери поседовања прикривеног знања.

3. Тестирати процедуру коришћену у студији Боаза и сарадника (Boaz et al., 1991) за детекцију прикривеног знања на основу N400 компоненте.

4. Валидирати тест прикривене информације заснован на CNV компоненти који је направљен модификацијом парадигме одложеног одговарања са повратном информацијом коришћене у студији Фанга и сарадника (Fang et al., 2003).

5. Валидирати новоконструисани тест прикривене информације заснован на очним покретима који подразумева паралелно приказивање више стимулуса уз слободно посматрање.

6. Проверити да ли се на основу електрофизиолошких обележја различитих ERP компоненти и мера покрета очију може направити класификатор на основу којег ће се моћи разликовати испитаници који су починили симулирану крађу од испитаника који нису, и утврдити у којој мери такав класификатор има инкрементални допринос у односу на класификаторе засноване на појединачним ERP компонентама.

7. Проверити да ли се на основу електрофизиолошких обележја различитих ERP компоненти и мера покрета очију може направити класификатор на основу којег ће се моћи разликовати испитаници који су учествовали у критичном догађају од испитаника који су само упознати са критичним детаљима, и утврдити у којој мери такав класификатор има инкрементални допринос у односу на класификаторе засноване на појединачним ERP компонентама.

8. Упоредити успешност детекције прикривеног знања класификатора направљених помоћу различитих статистичких модела и анализа.

3.1. Хипотезе

1. Код кривих и информисаних невиних испитаника јавиће се израженија позитивност P300 компоненте на релевантним стимулусима у односу на ирелевантне стимулусе; код невиних испитаника неће постојати та разлика у изражености P300 компоненте; неће се разликовати диференцијална израженост P300 компоненте код кривих и код информисаних невиних испитаника.

2. Код кривих и информисаних невиних испитаника јавиће се израженија негативност N400 компоненте код реченица које ће завршавати ирелевантан стимулус у односу на реченице које ће завршавати релевантан стимулус; код невиних испитаника та разлика у N400 потенцијалу неће постојати; израженија диференцијална амплитуда N400 компоненте јавиће се код кривих него код информисаних невиних испитаника.

3. Код кривих и информисаних невиних испитаника јавиће се израженија негативност CNV компоненте на релевантним стимулусима и на циљним стимулусима у односу на ирелевантне стимулусе; код невиних испитаника јавиће се израженија негативност CNV компоненте само на циљним стимулусима.

4. Испитаници који поседују прикривено знање (информисани невини и криви) испољиће различит образац очних покрета на релевантне у односу на контролне стимулусе, док код невиних испитаника неће бити разлике у очним покретима између релевантних и контролних стимулуса, јер им нису познати критични детаљи из краће.

5. Моћи ће да се пронађе комбинација електрофизиолошких обележја P300, N200, N400 и CNV компоненти и мера очних покрета на основу које ће се успешно разликовати испитаници који су починили симулирану крађу од испитаника који нису, и тако направљен класификатор имаће инкрементални допринос у тачности детекције прикривеног знања у односу на класификаторе засноване на појединачним ERP компонентама.

6. Моћи ће да се пронађе комбинација електрофизиолошких обележја P300, N200, N400 и LPC компоненте и мера очних покрета на основу које ће се успешно разликовати испитаници који су починили симулирану крађу од испитаника који су само упознати са критичним детаљима крађе, и тако направљен класификатор имаће инкрементални допринос у тачности детекције прикривеног знања у односу на класификаторе засноване на појединачним ERP компонентама.

4. МЕТОДОЛОШКИ ОКВИР ИСТРАЖИВАЊА

Са циљем да се испита и директно упореди могућност детекције прикривене информације путем различитих ERP компоненти и праћења очних покрета, као и да се провери допринос њихове комбинације унапређењу тачности класификације испитаника, истраживање је конципирано тако да обухвата проверу валидности четири различита експериментална теста прикривене информације (CIT заснован на P300, CIT заснован на N400, CIT заснован на CNV и CIT заснован на очним покретима) у оквиру исте процедуре симулације злочина, на истом узорку испитаника уз коришћење истих критичних информација из злочина као основе за конструисање стимулуса. Методолошка адекватност наше процедуре симулације злочина претходно је емпиријски проверена у два пилот-истраживања.

У циљу веће прегледности, у наставку је најпре изложен заједнички методолошки оквир свих експеримената, а потом метод, резултати и дискусија за сваки појединачни експеримент. Након тога, применом метода машинског учења проверена је тачност класификације испитаника на основу одабраних обележја. Напослетку, изложена је општа дискусија са синтезом свих добијених налаза и њихових теоријских и практичних импликација.

4.1. Конструкција и провера процедуре симулације злочина (the mock crime)

Како би наша процедура за емпиријску проверу успешности ERP тестова у детекцији прикривеног знања била у што већој мери еколошки валидна, процедура симулације злочина је осмишљена тако да буде што верниja реалној ситуацији. За *групу кривих испитаника* осмишљен је сценарио који је садржао контекст, опис мотива за извршење злочина и детаљне корак-по-корак инструкције како да украду печат и коверте са чековима из канцеларије професорке Вање Ковић. За групу *информисаних невиних* испитаника припремљен је новински чланак у ком су „процурели“ критичне информације о крађи, док је за групу *невиних* испитаника припремљена верзија чланка која је садржала искључиво опште информације, да се у згради факултета догодила крађа. Сценарио са контекстом и инструкцијама и новински чланци детаљно су приказани у Прилозима A-V.

За релевантне стимулусе изабрани су објекти који су непосредно повезани са чином крађе и са којима је извршилац био у директном физичком контакту, будући да према претходним истраживањима, централни детаљи злочина имају већу вероватноћу да се запамте у односу на периферне (Carmel et al., 2003; Gamer et al., 2010). Нахари и Бен-Шакар (Nahari & Ben-Shakhar, 2011) показали су да предмети којима је испитаник током симулације злочина активно руковао изазивају израженији ефекат у односу на периферне детаље, указујући на непосредну повезаност снаге меморијског трага и ефикасности детекције. У свим тестовима прикривеног знања одлучено је да се користе визуелни (сликовни) стимулуси, јер је емпиријски потврђено да се сликовни стимулуси успешније памте у односу на вербалне (Noldy et al., 1990).

Изабрано је пет критичних објеката из крађе који су коришћени као релевантни стимулуси. За сваког од њих, одабран је по један кореспондентни ирелевантни стимулус, као објекат исте врсте који није повезан са критичним догађајем. Поред тога, за CIT заснован на CNV додатно је припремљен и посебан сет објеката који обухвата циљне стимулусе (исте категорије као и релевантни) и сет објеката који представљају контролне стимулусе. Ради што веће реалистичности, слике релевантних стимулуса су настале фотографисањем објеката са места симулираног злочина и стварних објеката у згради факултета. Слике ирелевантних, циљних и контролних стимулуса су креиране фотографисањем објеката исте категорије као и релевантни стимулуси, али другачијих визуелних карактеристика. Слике објекта су биле стандардизоване; сваки сликовни стимулус чинио је по један објекат идентичне величине, који је био позициониран у центру светлосиве позадине. Ирелевантни и циљни стимулуси су пажљиво бирани, на начин који омогућава да се довољно разликују од релевантних стимулуса, а да притом није могуће погодити који стимулус је заиста повезан са крађом.

4.2. Прво пилот истраживање – провера сценарија симулиране крађе

Пилот истраживање је спроведено како бисмо проверили да ли испитаници разумеју наше инструкције и да ли на основу њих могу успешно да почине крађу. Поред тога, циљ је био и да се емпиријски провери адекватност одабраних ирелевантних и циљних објеката.

Испитаници. Узорак је био пригодан и чинило га је 16 студената виших година основних академских студија психологије (од тога 12 особа женског пола), који су били присутни на Филозофском факултету у тренутку спровођења пилот истраживања, као и вољни да у њему узму учешће.

Процедура. Испитаницима су најпре приказивани стимулуси (фотографије различитих објеката), при чему се од њих захтевало да погоде који стимулус представља критични детаљ из крађе. Потом су испитаници на основу добијених инструкција извели симулирану крађу, коју је пратило спровођење полуструктурисаног интервјуа са питањима отвореног типа.

Резултати и дискусија. Дванаест испитаника (75%) успешно је извело симулирану крађу, што је указало на потребу за прилагођавањем експерименталне поставке, те за заменом једног критичног детаља другим (нпр., због скривања предмета у торбици, поједини учесници нису успели да пронађу печат и коверту). Стога је торбица замењена фасциклом испод које су постављени печат и коверта са чековима. Фасцикла је у фиоци постављена тако да је најпре морала бити извађена из фиоке да би се допрло до предмета које је требало украсти. Избор ирелевантних и циљних стимулуса показао се као адекватан – испитаници нису могли да претпоставе који су стимулуси заиста били повезани са кривичним делом. Учесталост бирања релевантних стимулуса била је на нивоу вероватноће случајног погађања.

Сценарио и инструкције су допуњени и поједностављени у складу са повратним информацијама добијеним од испитаника у пилот истраживању. На основу медијане времена које је било потребно за успешно извођење крађе, временско ограничење је постављено на шест минута.

4.3. Друго пилот истраживање – провера процедуре симулираног злочина на основу теста прикривене информације заснованог на физиолошким мерама АНС

Следећи корак обухватао је емпиријску валидацију наше процедуре симулираног злочина и направљених стимулуса, кроз проверу да ли тест прикривене информације (CIT) заснован на физиолошким мерама аутономног нервног система (АНС) може успешно да диференцира испитанике који су извели симулирану крађу од невиних испитаника

Испитаници. Истраживање је спроведено на узорку од 100 студената Филозофског факултета, који су били случајно распоређени у две једнаке групе: групу „кривих" и групу „невиних". Групу „кривих" чинили су испитаници који су починили симулирану крађу на основу предвиђеног сценарија и инструкција, након чега су прочитали новински чланак са општим информацијама да се догодила крађа на факултету. Њихов задатак био је током полиграфског испитивања да прикрију и да се никако не одају да су им познате информације о крађи које нису дате у новинском чланку. Групу „невиних" испитаника чинили су појединци који су само прочитали наведени новински чланак са општим информацијама да се догодила крађа на факултету. Истраживање је одобрено од стране Комисије за оцену етичности истраживања при Одељењу за психологију Филозофског факултета, а испитаници су пре почетка експеримента потписивањем информисане сагласности дали пристанак за учешће.

Процедура. Након што је испитаник завршио први део експерименталног поступка (активност дефинисану у зависности од експерименталне групе), са њим је обављен кратак претестовни интервју, а потом и полиграфско тестирање у за то посебно опремљеној просторији. Полиграфском испитивачу није било познато да ли је испитаник починио крађу или није. С друге стране, сви испитаници су имали задатак да негирају било какву умешаност у крађу, те да у потпуности сарађују са испитивачем, не компромитујући себе ни на који начин. Сваки испитаник је тестиран по шест пута, при чему је сваки од три различита теста прикривене информације (печат, коверта и фасцикла) био задат по два пута. Структура теста и коришћени стимулуси приказани су на Слици 4.1.

За снимање физиолошких промена (дисање, срчани ритам и крвни притисак, електродермална активност и периферна вазомоторна активност) коришћен је полиграфски инструмент марке Limestone (модел DataPac_USB), који аналогне сигнале конвертује у нумерички и графички дигитални запис. Скоровање резултата тестирања вршено је помоћу програма за аутоматску обраду података Objective Scoring System, Version 3 (OSS-3; Nelson et al., 2008), који генерише јединствену збирну вредност за све четири мерене физиолошке компоненте. Експеримент је у просеку трајао сат времена по испитанику.



Слика 4.1. Стимулуси коришћени у тесту прикривене информације заснованом на психофизиолошким мерама

Резултати и дискусија. Као што је приказано у Табели 4.1, када се као критеријум узме да испитаник на тесту испољава највећу физиолошку реакцију на релевантни стимулус на најмање четири од шест CIT тестова, могуће је тачно класификовати 71% испитаника. Сви невини испитаници су тачно класификовани, док је свега 42% испитаника из групе „кривих" тачно идентификовано. Највећа тачност класификације од 81% постигнута је када се као критеријум постави да испитаник на бар три од шест CIT тестова остварује највећу физиолошку реакцију на релевантни стимулус.

Табела 4.1

Тачност класификације испитаника на основу препознавања релевантног стимулуса на минимум четири од шест CIT

Група	Највећа реакција на ирелевантном стимулусу	Највећа реакција на релевантном стимулусу	Неодређен налаз
Контролна	50%	0%	0%
Експериментална	19%	21%	10%
	Укупна тачност класификације = **71%**		

Табела 4.2

Тачност класификације испитаника у зависности од критеријума

Минималан број тестова са највећом реакцијом на релевантном стимулусу	Укупна тачност	Лажни позитивни	Лажни негативни
1	80%	18%	2%
2	77%	7%	6%
3	**81%**	**0%**	**19%**
4	71%	0%	29%
5	59%	0%	41%
6	55%	0%	45%

Добијена тачност детекције прикривене информације на основу физиолошких мера АНС у складу је са резултатима сличних лабораторијских истраживања, што потврђује валидност примењене експерименталне процедуре и адекватност одабраних стимулуса. Тест прикривене информације заснован на физиолошким мерама АНС је форма ове тестовне парадигме која је у највећој мери теоријски и емпиријски утемељена и представља златни стандард у детекцији прикривеног знања.

Провера успешности ERP тестова у детекцији прикривене информације спроведена је применом исте експерименталне процедуре и приказивањем истоветних стимулуса, чиме је омогућено директно поређење тачности класификације тестова прикривене информације заснованих на ERP компонентама и очним покретима са тачношћу класификације теста прикривене информације заснованог на физиолошким мерама АНС.

4.4. Емпиријска провера тестова прикривене информације заснованих на ЕРП компонентама и очним покретима

4.4.1. Узорак.

У истраживању је учествовало 75 студената друге године психологије на Филозофском факултету Универзитета у Београду (од тога 58 женског пола), који су имали нормалан или коригован вид. Учешће у експерименту реализовано је у склопу предиспитних обавеза на предмету, при чему је овај

експеримент представљао прво искуство испитаника са снимањем ЕЕГ сигнала и очних покрета.

Испитаници су били насумично распоређени у три групе: невини, који нису имали сазнања о детаљима у вези са крађом и који су били свесни једино општих информација – да је почињена крађа на факултету; информисани невини, који су научили све критичне детаље из крађе и како је крађа спроведена, али нису починили крађу, те стога нису прикривали своје знање током тестирања; и криви, који су према инструкцијама украли печат и чекове из кабинета професорке Ковић и потом прикривали своју умешаност у крађи, водећи рачуна да се ни на који начин не одају. Свака група се састојала од 25 испитаника.

Истраживање је одобрено од стране Комисије за оцену етичности истраживања при Одељењу за психологију, Филозофског факултета, Универзитета у Београду (#2020-46). Пре почетка експеримента, испитаници су потписали информисану сагласност за учешће у истраживању. Обавештени су такође о томе да могу у било ком тренутку одустати од даљег учешћа, али нико од испитаника није искористио ту могућност.

Након завршетка експеримента, спроведен је детаљан дебрифинг током ког су у потпуности обелодањени циљеви истраживања и експериментални поступци. Експеримент је у просеку трајао три сата по испитанику.

4.4.2. Процедура.

Учешће у истраживању обухватало је две фазе. У првом делу, након потписавања информисане сагласности (видети у Прилогу Г), сарадник експериментатора је испитаницима предочио детаљне инструкције за реализацију задатка у зависности од типа експерименталне групе у коју су претходно распоређени случајним избором. Друга фаза истраживања подразумевала је примену четири независна експериментална теста направљена за детекцију прикривеног знања, у циљу испитивања да ли је појединац извршио крађу у кабинету професорке Ковић.

Испитаници из *īрупе кривих* су прво имали задатак да прочитају и упознају се са контекстом и мотивом за извршење крађе, те да запамте корак-по-корак инструкције како да спроведу крађу печата и коверте са чековима из кабинета професорке Ковић. Сарадник експериментатора је пружио додатна појашњења у случајевима када је то било потребно. У наредном кораку, испитаник је самостално спровео крађу предмета, након чега се вратио на почетну локацију и предао украдене предмете сараднику. Потом је имао задатак да пажљиво прочита новински чланак у ком пише да се на факултету догодила крађа, и да запамти све важне детаље. Сарадник му је затим објаснио да једино што сме да открије да му је познато о крађи јесте оно што пише у новинском чланку, те да ће бити подвргнут тестирању које има за циљ да утврди да ли је он починио крађу. Задатак испитаника је био да у потпуности сарађује са експериментатором, али да прикрије своју умешаност у крађи. Наиме, испитаник је добио експлицитну инструкцију да избегне детекцију током тестирања, да се ни на који начин случајно не ода, и да прикрије чињеницу да је упознат са критичним детаљима, при чему нису

дате никакве смернице како то да учини нити које стратегије прикривања да користи.

Испитаник из *групе невиних* је имао задатак да прочита новински чланак где су били описани само општи детаљи крађе која се догодила на факултету (исти новински чланак који је дат *групи кривих*) и да запамти све важне детаље. Од испитаника је најпре захтевано да преприча садржај прочитаног чланка, а потом му је сарадник експериментатор објаснио да следи тестирање које има за циљ да утврди да ли је он умешан у крађу која се догодила у кабинету професорке Ковић. Објашњено је да испитаник треба у потпуности да сарађује са експериментатором.

Испитаник из *групе информисаних невиних* је такође имао задатак да прочита новински чланак у ком је описано да се догодила крађа на факултету. Кључна разлика била је у томе што су ови испитаници читали посебну верзију новинског чланка која је садржала слике свих релевантних објеката из крађе, уз детаљан корак-по-корак опис како је крађа изведена. Сарадник је захтевао да испитаник опише изглед сваког релевантног објекта и осигурао да је дошло до меморисања свих критичних детаља. На овај начин је обезбеђено да су испитаници из групе информисаних невиних били упознати са истим критичним детаљима из крађе као и испитаници из групе кривих. Напослетку, сарадник је објаснио да испитаници сада иду на тестирање које има за циљ да утврди да ли су умешани у крађу у кабинету професорке Ковић, и да треба у потпуности да сарађују са експериментатором.

Детекција прикривеног знања је спроведена у Лабораторији за неурокогницију и примењену когницију. Примењена су четири теста прикривене информације, конструисана тако да се на основу присуства, одсуства или специфичних образаца добро утемељених неурокогнитивних индикатора може закључити да ли испитаник препознаје одређену информацију. Сваки испитаник је најпре био тестиран тестом прикривене информације заснованим на праћењу очних покрета, а затим и помоћу три теста прикривене информације заснована на различитим ERP компонентама (P300, N400, CNV), чији је редослед задавања био контрабалансиран.

Пре задавања сваког теста, испитаник је прво прошао кроз фазу вежбања на другим стимулусима како би се навикао на захтеве тестирања и како бисмо осигурали да је у потпуности разумео инструкције. Након завршетка тестирања, код испитаника из групе кривих и групе информисаних невиних проверена је запамћеност критичних објеката из крађе; сви испитаници из ове две групе су тачно навели свих пет релеватних стимулуса.

Просечно време трајања експеримента по испитанику је било око три сата (пре-експериментална манипулација 25 минута, CIT-очни покрети 15 минута, припрема и постављање капице за ЕРП тестирање 40 минута, CIT-P300 25 минута, CIT-N400 20 минута, CIT-CNV 30 минута, и скидање капице и чишћење остатака гела 20 минута).

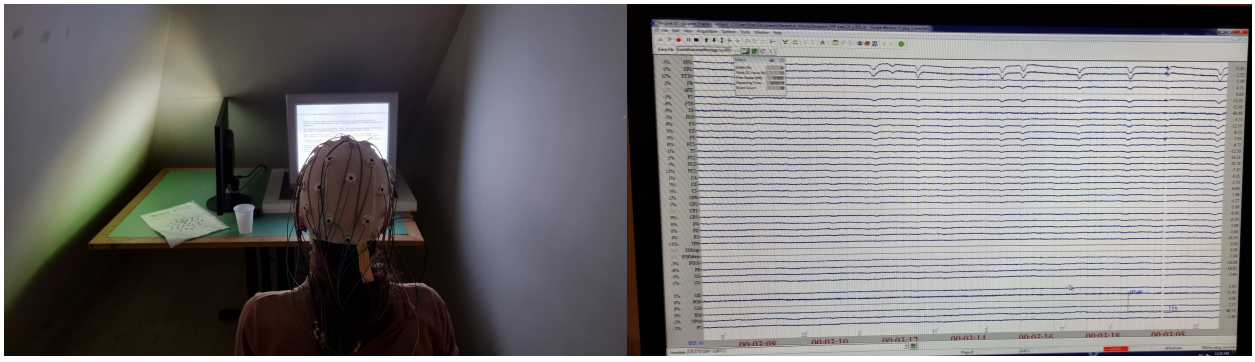
4.4.3. Електрофизиолошко снимање

Снимање континуираног ЕЕГ сигнала спроведено је у посебно опремљеној просторији са Фарадејевим кавезом на 40-каналном ЕЕГ

Neuroscan NuAmps Digital DC појачалу (Compumedics Neuroscan, Australia), са фреквенцијом одабирања 1000 Hz, у комбинацији са EasyCap капом (EasyCap GmbH, Wörthsee, Немачка), опремљене синтерованим Ag/AgCl прстенастим електродама (Multitrode B18), према проширеној 10-20 конвенцији. За аквизицију ЕЕГ сигнала коришћен је софтвер Scan 4.5 (Compumedics Neuroscan, Australia). Током снимања није примењено хардверско онлајн филтрирање сигнала.

За регистровање ЕЕГ сигнала са коже главе испитаника коришћено је 35 електрода: FP1, FP2, F7, F3, FZ, F4, F8, FT9, FT10, FC5, FC1, FCZ, FC2, FC6, T7, C3, CZ, C4, T8, TP9, TP10, CP5, CP1, CP2, CP6, P7, P3, PZ, P4, P8, PO9, PO10, O1, OZ, O2; снимани су и сигнали са обе ушне шкољке (мастоидне електроде LM и RM), при чему је лева ушна шкољка представљала референцу током снимања, док је електрода AFz служила као уземљење. Вредности импеданси електрода су одржаване испод 5 кΩ, а трептаји и очни покрети су регистровани на основу Fp1 и Fp2 електрода. Електроде EOGup и EOGdwn нису биле коришћене, због чега очни артефакти нису могли бити кориговани регресијом на измерени EOG канал, нити је аутоматска класификација очних компоненти могла бити валидирана у односу на стварни EOG сигнал. Уместо тога, провера је спроведена помоћу псеудо-VEOG канала, конструисаног из сигнала са електрода FP1 и FP2.

Сва три експериментална теста прикривене информације заснована на ЕРП компоненти су направљена у софтверу OpenSesame 3.3.11. (Mathot et al., 2012), који је био синхронизован са софтвером SCAN 4.5, и помоћу којег су стимулуси приказивани на CRT монитору LG FlatronEZ T710BH, дијагонале екрана 17 инча, на удаљености од око 60 cm од испитаника. Окидачи стимулуса (енг. stimulus triggers) слати су појачалу преко паралелног порта. За обраду ЕЕГ сигнала коришћен је софтвер MATLAB R2026a (Mathworks Inc, USA) са додацима EEGLAB v2026.0.0 (Delorme & Makeig, 2004), ERPLAB v12.20 (Lopez-Calderon & Luck, 2014), ICLabel v1.7 (Pion-Tonachini et al., 2019), PrepPipeline v0.57.0 (Bigdely-Shamlo et al., 2015), firfilt (Widmann et al., 2015) и trimOutlier v2.0. Сирови ЕЕГ подаци су дигитализовани при 1000 Hz и сачувани у Neuroscan .cnt формату верзије 3.0, а затим је при увозу фреквенција одабирања смањена на 500 Hz помоћу EEGLAB-ове процедуре за поновно одабирање која примењује анти-алијасинг филтер. Статистичка анализа бихевиоралних и ERP података спроведена је коришћењем софтвера JASP 0.98.1 (JASP Team, 2026) и MATLAB 2026b.



Слика 4.2. Приказ експерименталног сетинга у коме је спроведено електрофизиолошко снимање и приказ снимљених ЕЕГ сигнала

4.4.4. Снимање очних покрета

Покрети очију снимани су помоћу преносивог уређаја за праћење покрета очију SMI RED-m (SensoMotoric Instruments, Немачка; 60 Hz), постављеног на доњој ивици LCD екрана дијагонале 24 инча (резолуција: 1920 × 1080) на којем су приказивани стимулуси. Удаљеност очију од екрана била је константна код свих испитаника и износила је приближно 60 cm. Стимулуси су приказивани помоћу софтвера SMI Experiment Center 3.7; док су сирови подаци прикупљани софтвером SMI iView RED-m (SensoMotoric Instruments, Немачка).

Пре тестирања код сваког испитаника је спроведена калибрација са пет тачака, праћена кораком валидације. Експеримент је покретан само уколико је током калибрације просечна грешка спацијалне тачности била испод 0,5° видног угла у свим калибрационим тачкама; уколико тај критеријум није био испуњен, калибрација је понављана. Квалитет података додатно је процењиван визуелним прегледом сваког снимка у софтверу BeGaze 3.7. (SensoMotoric Instruments, Немачка) непосредно након прикупљања, као и на основу процента успешног праћења испитаника. У циљу смањења померања главе и последичног померања погледа, положај главе фискиран је ослонцем за браду.

Помоћу софтвера SMI BeGaze 3.7 (SensoMotoric Instruments, Немачка) екстраховано је 12 мера покрета очију,: Entry Time, Net Dwell Time [%], Dwell Time [%], Glance Duration, Diversion Duration, First Fixation Duration, Glances Count, Revisits, Fixation Count, Fixation Time [%], Average Fixation Duration и Time to First Saccade. Статистичка анализа података је спроведена спроведена у софтверу JASP 0.98.1, док је поступак класификације имплементиран у програму Spyder 6.1.5, у програмском језику Python 3.12, уз примену пакета scikit-learn.

5. ТЕСТ ПРИКРИВЕНЕ ИНФОРМАЦИЈЕ ЗАСНОВАН НА P300 КОМПОНЕНТИ

5.1. Узорак

Од укупно 75 испитаника на којима је примењен тест прикривене информације заснован на P300 компоненти, шест испитаника је искључено током предобраде ЕЕГ сигнала, услед изражених артефаката и неактивних електрода. Све наредне анализе су спроведене на преосталих 69 испитаника, међу којима је 24 невиних, 21 информисани и 24 кривих.

5.2. Експериментални нацрт

Експеримент је имао 3 x 2 мешовит двофакторски нацрт. Непоновљен фактор је била Група са три нивоа (невини, информисани невини и криви), док је Тип стимулуса са два нивоа (релевантни и ирелевантни стимулус) био поновљени фактор.

Зависне варијабле у овом експерименту су биле: Розенфелдова мера од-врха-до-врха амплитуда, просечна амплитуда диференцијалног таласа, латенца ERP таласа, као и бихевиорална мера, време реакције. Поред временског прозора од 300 до 900 ms, који је био, а приори, унапред дефинисан, анализирана су још два временска прозора: прозор од 300 до 470 ms изведен је на основу обједињеног локализатора (енг. collapsed localizer), који је ортогоналан поређењу мереном унутар тог прозора, и коришћен је такође за тестирање хипотеза; и трећи, прозор од 400 до 600 ms, идентификован визуелном интроспекцијом диференцијалног таласа релевантни-минус-ирелевантни. Услед циркуларности, у њему није тестирана ниједна хипотеза, већ је приказан искључиво у одељку који процењује информативност прозора изабраног на такав начин.

Априори дефинисан временски интервал од 300 до 900 ms одабран је из два разлога. Прво, реч је о интервалу у којем Розенфелдов алгоритам за мерење идентификује 100 ms дуг сегмент са највишом просечном позитивном амплитудом. У комбинацији са претрагом негативног врха, која обухвата период од латенције компоненте P300 до 1300 ms, овај поступак представља меру разлике између позитивног и негативног врха на којој се заснивају одлуке о појединачним испитаницима у оквиру примењеног Протокола са сложеним излагањем (Soskins et al., 2001; Rosenfeld et al., 2008). Друго, исти временски интервал користи се и у bootstrap тесту разлике у амплитуди, који се примењује за сваког испитаника појединачно (Farwell & Donchin, 1991). На тај начин се и поређење група и статистика на основу које се доноси одлука за појединачног испитаника израчунава у оквиру истог временског интервала.

Главна зависна варијабла била Розенфелдова од-врха-до-врха (енг. Peak-to-peak) амплитуда. Ова мера је инваријантна у односу на основну линију и у области детекције прикривеног знања може представљати информативнију меру него мерење од основне линије до врха.

Поред наведене мере која представља стандардну меру у овој парадигми, анализирана је и просечна амплитуда диференцијалног таласа релевантни-минус-ирелевантни на електроди PZ која се сматра представља стандардним местом за анализу компоненте P300 у тесту прикривених

информација (Lukács et al., 2019; Rosenfeld et al., 2008; Zhang et al., 2025). Просечна амплитуда је анализирана, јер је то једина мера за коју је аналитичка стандардизована грешка мерења (aSME) математички валидна, и зато што, за разлику од мера заснованих на врховима таласа, мање осетљива на број упросечених покушаја и ниво шума (Luck, 2014; Luck & Gaspelin, 2017).

Латенца максималне вредности P300 значајно је нарушавала претпоставке параметријског тестирања: у све три групе расподела је показивала изражену асиметрију (Шапиро–Вилков тест у свим групама био је статистички значајан, $p < .001$), са вредностима асиметрије у распону од 1.06 до 3.33. Због тога је латенца операционализована као латенца 50% фракционе површине, односно временска тачка која дели позитивну површину испод таласног облика унутар мерног прозора на две половине. Будући да ова мера користи информацију из целокупног таласа, а не само положај једне екстремне тачке, знатно је стабилнија од латенце максималне вредности, и то нарочито при односима сигнала и шума типичним за ERP мерења на нивоу појединачног испитаника (Luck, 2014; Kiesel et al., 2008). Латенца 50% фракционе површине је израчуната за 68 испитаника. Један испитаник из невине групе је искључен из ове анализе јер његов талас на релевантном стимулусу није садржао позитивну површину унутар дефинисаног мерног прозора.

5.3. Стимулуси

Тест се састојао од два скупа стимулуса. За релевантан стимулус смо изабрали коверту, јер је при мерењу физиолошких мера АНС највећа тачност класификације постигнута на тесту прикривене информације са ковертама. Скуп S1 обухватао је пет стимулуса: релевантни стимулус (бордо коверта) и четири њему кореспондентна ирелевантна стимулуса (бела коверта са шареним ивицама, плавосива коверта, оштећена зелена коверта и велика жута коверта). Коришћени стимулуси су приказани на Слици 5.1. Сваки од пет S1 стимулуса је случајним редоследом био приказан испитанику 50 пута, што даје укупно 250 покушаја по испитанику. Према томе, у 80% од 250 покушаја приказиван је ирелевантан стимулус, а у 20% релевантан стимулус, који одступа од осталих стимулуса јер је једини повезан са крађом.

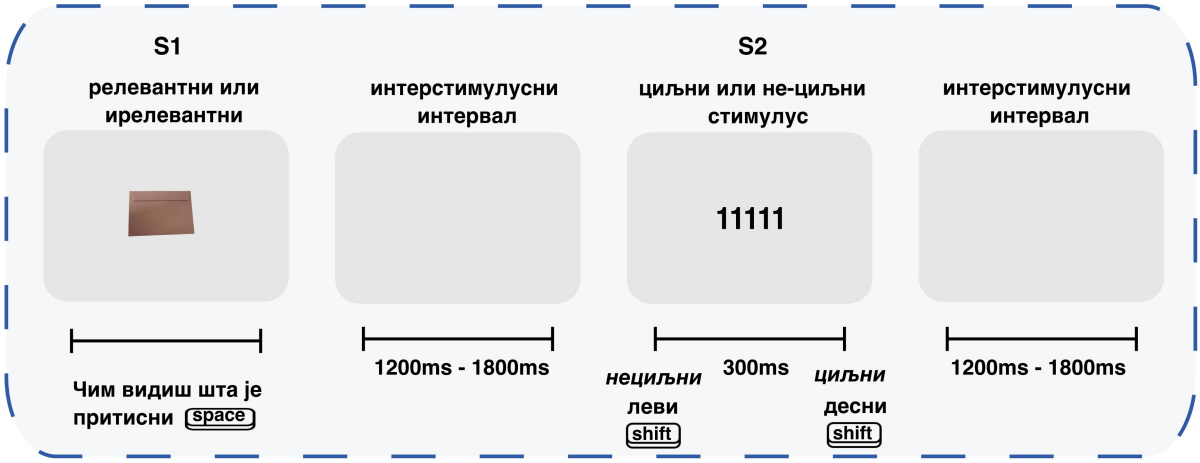
Скуп S2 је чинио један циљни стимулус у виду низа од пет јединица („11111”) и четири нециљна стимулуса такође у виду низа од пет истих цифара („22222”, „33333“, „44444“ и „55555”), од којих је сваки такође приказан 50 пута. Однос учесталости појављивања циљног и нециљног стимулуса је био идентичан као код S1 скупа. У петини покушаја (20%) био је приказан циљни стимулус, а у четири петине покушаја (80%) у подједнаком броју четири не-циљна стимулуса, у складу са дизајном oddball задатка.



Слика 5.1. Четири ирелевантна стимулуса и релевантни стимулус (у центру) коришћени у тесту прикривене информације заснованом на P300

5.4. Експериментална процедура

У експерименту је коришћен Розенфелдов Протокол сложеног покушаја (CTP), који је дизајниран да буде отпорнији на примену контрамера од стране испитаника. На Слици 5.2 може се видети схема експерименталне процедуре. Сваки покушај у овом тесту се састојао од приказивања два стимулуса: испитаници су давали један одговор на S1 у виду потврде да су видели стимулус, док је у S2 од њих захтевано да дају дискриминативни одговор (да ли је приказан циљни или не-циљни стимулус). Најпре се приказивао S1 стимулус који је могао бити или релевантан или ирелевантан. Испитаник је био инструисан да притисне „space“ тастер (R1) чим угледа стимулус (независно од тога који стимулус је приказан на екрану). Након интерстимулусног интервала који је насумично варирао у распону између 1200 и 1800 ms (у корацима од 100 ms) на екрану је био приказан други стимулус (S2) који је могао бити или унапред означен од стране експериментатора као циљни стимулус („11111“) или други не-циљни стимулус, такође у облику низа од пет идентичних цифара. Испитаник је имао задатак да притисне десни „shift“ тастер на тастатури ако се на екрану појави циљни стимулус, а да у противном притисне леви „shift“ тастер (одговор R2). Поред тога, експеримент је био намерно заустављен непредвидљиво на отприлике сваких 20 до 30 покушаја након приказивања S1, а од испитаника је било затражено да каже који је стимулус био последњи приказан. На тај начин осигурано је да испитаник све време обраћа пажњу на стимулус.



Слика 5.2. Структура покушаја у протоколу са сложеним излагањем

5.5. Обрада ЕЕГ сигнала

Уклањање неактивних канала. Након увоза сирових ЕЕГ сигнала у .cnt формату и смањења фреквенције одабирања на 500 Hz, идентификовани су и уклоњени сви канали који не носе сигнал осим референтне електроде LM. Канали на мастоидним позицијама (LM и RM) су преименовани према конзистентној конвенцији у M1 и M2.

Високопропусно филтрирање. Сви ЕЕГ канали су високопропусно филтрирани 0.1 Hz нултофазним, некаузалним филтером са коначним импулсним одзивом (прелазни опсег ширине 0.1 Hz; гранична фреквенција (енг. cutoff) дефинисана у тачки полуамплитуде на −6 dB, што одговара −3 dB при 0.05 Hz). Одабрана је вредност од 0.1 Hz уместо чешће коришћене вредности од 0.3 Hz, и то због специфичности зависне варијабле у коришћеном експерименталном тесту. Наиме, високопропусни филтер производи компензаторно негативно прекорачење након велике позитивности, које се директно додаје од-врха-до врха амплитуди и то више већем (релевантном) него мањем (ирелевантном) одговору, што представља контраст који се испитује у експерименталном тесту (Tanner et al., 2015; Widmann et al., 2015). Граничне фреквенције од 0.3 Hz и више сматрају се неприкладним за касне позитивне компоненте (Luck, 2014; Šoškić и сар., 2022). Пре сваког високопропусног филтрирања проверавано је да ли је сваки континуирани сегмент ЕЕГ података довољно дугачак да превазилази дужину кернела филтера, тако да филтер може правилно да се примени.

Уклањање мрежног шума. Контаминација мрежним напоном је уклоњена поступком спектралне регресије из пакета PREP pipeline (cleanLineNoise) на 50 Hz и на првом хармонику, 100 Hz. Виши хармоници нису били циљани зато што их накнадни нископропусни филтер од 30 Hz у потпуности уклања, а свака додатна регресиона мета уводи нову прилику за изобличење задржаног опсега.

Нископропусно филтрирање. Потом су континуирани подаци нископропусно филтрирани на 30 Hz Батервортовим филтером који даје

нултифазни померај и ефективни ред 4, помоћу ERPLAB basicfilter и filtfilt; гранични скор (енг. cutoff) дефинисан је у полуснажној тачки на −3 dB. Како би се избегло временско померање сигнала примењено је нултофазно филтрирање на све ЕЕГ податке. За нископропусно филтрирање коришћена је гранична фреквенција од 30 Hz, која је изабрана како би се очувао релевантан спектрални садржај P300 компоненте и истовремено пригушиле више фреквенције које нису од интереса за анализу. Одабрана фреквенција је знатно изнад доње границе од 20 Hz, испод које нископропусно филтрирање почиње да изобличава P300 (Luck, 2014). Целокупно филтрирање извршено је на континуираном ЕЕГ снимку, пре сегментације података на појединачне епохе, чиме је смањена могућност настанка ивичних артефаката на границама сегмената.

Издвајање копије за анализу независних компоненти. Оптимална гранична фреквенција високопропусног филтера разликује се за мерење ERP компоненти и за анализу независних компоненти (ICA). Зато је у у овој фази направљена копија сваког ЕЕГ записа, која је додатно високопропусно филтрирана са граничном фреквенцијом од 1 Hz применом FIR филтера са 1.651 коефицијентом. Одлука је донесена на основу налаза да се ICA декомпозиције знатно побољшавају уз граничну фреквенцију од 1 Hz, која је сувише агресивна за мерење амплитуде, али не и за раздвајање извора. Две копије су надаље држане у међусобној сагласности: свако уклањање канала и свако брисање сегмента примењено на копију за анализу примењено је на идентичан начин и на ICA копију, тако да је матрица раздвајања (енг. unmixing matrix) која је израчуната на једној, остајала важећа и за другу.

Уклањање интервала између блокова. Празнине између догађаја дуже од 4000 ms су обрисане, уз задржавање 1000 ms пре и 2000 ms после догађаја, тако да је овим кораком уклоњен само стварни период одмора испитаника између блокова.

Идентификација лоших канала. Квалитет канала је процењиван у односу на податке самог испитаника. Канал је био одбачен ако је његова стандардна девијација била 2.5 пута већа од медијане стандардних девијација на скалпу тог испитаника, при чему је коришћен минимални праг од 30 μV. Релативни критеријум коришћен је уместо фиксног граничног прага стога што фиксни праг мери укупни квалитет снимања, а не релативну лошу вредност појединачног канала, те због тога што код испитаника са високо шумовитим сигналима уклања превелики број канала, док код испитаника са ниско шумовитим сигналом не уклања ниједан канал. Електроде FP1 и FP2 нису биле одбациване по овом критеријуму, јер активност трептања доводи до тога да оне изгледају као одступајуће код сваког испитаника, док их ICA успешно опоравља. За мастоидне електроде је био строжи критеријум (ако је два пута већа од медијане скалпне стандардне девијације) зато што они чине референцу, а шум мастоидне електроде се преноси на сваки канал. Испитаници чија је медијана скалпне стандардне девијације прелазила 60 μV или код којих би критеријум уклонио више од 35% канала означавани су за проверу.

Дијагностика повременог отказивања канала. Стандардна девијација израчуната за цео запис не може да детектује канал који је употребљив током већег дела снимања, али неупотребљив током једног континуираног дела снимања, зато што се то отказивање упросечавањем изгуби. Због тога је сваки запис додатно подељен на прозоре од 10 секунди, а канали који су прелазили праг одбацивања у више од 20% прозора су били само означени без аутоматског уклањања.

Одбацивање артефаката у континуираном запису. Сегменти који садрже грубе покрете или артефакте електрода су идентификовани и обрисани помоћу ERPLAB детекције артефаката у континуираном запису, уз намерно благе прагове, како би обични трептаји опстали за моделовање помоћу ICA: од −350 до +500 μV и 800 μV од-врха-до-врха на фронталним позицијама (F7, F8, F3, F4, FZ, FP1, FP2), односно од −225 до +225 μV и 300 μV од-врха-до-врха на осталим позицијама.

Израдња листе догађаја и додела бинова. Направљена је ERPLAB листа догађаја и стимулусима је додељено 10 бинова помоћу датотеке дескриптора бинова: бинови од 1 до 5 за пет S1 стимулуса (бин 1 = релевантан стимулус) и бинови од 6 до 10 за пет S2 стимулуса (бин 6 = циљни стимулус).

Издвајање епоха и корекција основне линије. Континуирани подаци сегментирани су у распону од −200 до +1500 ms у односу на појаву S1 и кориговани у односу на основну линију у престимулусном интервалу од −200 до 0 ms у тренутку издвајања епоха, тако да су сви наредни кораци обраде примењени на податке кориговане у односу на основну линију. Епоха је намерно продужена на 1500 ms. Од-врха-до-врха мерење у литератури о тесту прикривених информација захтева да се негативни врх тражи од врха P300 компоненте па све до краја епохе; са епохом од 1000 ms, та претрага се прекида пре него што се развије негативност након P300 компоненте (post-P300 negativity) и то асиметрично, зато што релевантни стимулус има већу и каснију P300 компоненту те губи већи део свог временског прозора него што га губи ирелевантни стимулус. На тај начин би се смањила управо разлика коју је тест конципиран да мери.

Идентификација и уклањање компоненти које представљају очне и мишићне артефакте. Проширени Infomax ICA је израчунат на континуираној копији EEG записа који је високопропусно филтриран на 1 Hz, при чему је насумична реиницијализација тежина била искључена како би декомпозиције биле репродуцибилне. Добијена матрица раздвајања затим је пренета на епохиране податке за анализу филтриране на 0.1 Hz, што је стандардни поступак којим се добија корист од агресивног високопропусног филтрирања за раздвајање извора, без примене таквог филтрирања на податке на којима ће се вршити анализе. Компоненте су класификоване помоћу ICLabel 1.7, а уклоњене су оне чија је вероватноћа припадања класи трептаја, покрета очију или мишићне активности била већа од 0,80. По испитанику је уклоњено у просеку 2.15 компоненти (распон од 1 до 6).

Провера корекције очних артефаката. Пошто нису коришћене EOG електроде, окуларну корекцију није било могуће валидирати у односу на биполарну референцу. Уместо тога, уведене су три провере. Прво,

квантификовано је смањење варијансе на фронтополарним каналима, с обзиром на то да успешно уклањање трептаја мора значајно да је смањи. Друго, бележена је максимална вероватноћа припадности класи неуралног порекла (мозга) међу уклоњеним компонентама, будући да је требало утврдити да ли је нека уклоњена компонента носила кортикални сигнал. Треће, израчуната је корелација између таласног облика на електроди Pz пре и после уклањања компонената.

Интерполација канала и поновно референцирање. Одстрањени канали реконструисани су методом сферне интерполације на основу изворне монтаже, а потом су подаци поново референцирани на просек две мастоидне електроде. Интерполација је извршена пре поновног референцирања, како би се референца израчунала на основу комплетне монтаже. По испитанику је интерполирано просечно 3.06% канала. Интерполација мастоидне електроде захтева засебно разматрање, будући да реконструисана мастоидна електрода доприноси половини референце сваког канала тог испитаника, те би грешка на том месту била пренесена на целу монтажу. Интерполација мастоидне електроде је била потребна само код једног од 69 задржаних испитаника– код једног информисаног испитаника је реконструисана десна мастоидна електрода.

Детекција артефаката на нивоу епоха. Епохе су прегледане помоћу два критеријума примењена на интервал од −200 до 1300 ms: апсолутног напонског прага од ±100 μV и од-врха-до-врха прага од 150 μV у покретном прозору од 200 ms, који се померао у корацима од 100 ms. Детекција је изведена на копији нископропусно филтрираној на 20 Hz; подаци намењени анализи нису додатно филтрирани. Оба критеријума су примењена на унапред дефинисан скуп мерних канала релевантних за анализу (FZ, FCZ, FC1, FC2, CZ, C3, C4, CP1, CP2, PZ, P3, P4) заједно са обе мастоидне електроде, а не на свих 37 канала. Ограничавање детекције артефаката на канале релевантне за анализу захтева нешто подробније објашњење будући да одступа од уобичајене праксе прегледања свих канала. Провера свих канала је доводила до одбацивања између 27% и 54% покушаја код испитаника са проблемима на периферним електродама, иако је сам релеватни регион био готово потпуно чист; између 55% и 75% одбачених покушаја одбачено је на основу једне једине периферне електроде која уопште не доприноси зависној варијабли. Од кључне је важности то што настали губитак покушаја није био насумично распоређен током снимања сигнала, већ је био концентрисан у непрекинутим блоковима, при чему је у једном случају уклоњено 99% покушаја из прве петине снимка. Ограничавање детекције артефаката на нивоу епохе само на канале који су релевантни за експеримент, уз детекцију лоших канала и интерполацију за периферне електроде смањило је просечан губитак покушаја са 35.6% на 12.7% у валидационом узорку, истовремено смањујући стандардизовану грешку мерења са 2.06 на 1.89 μV. Овим је потврђено да су враћени покушаји били употребљиви.

Заштита од преклапања стимулуса. Свака епоха везана за S1 која је садржала S2 догађај унутар мерног прозора од 1300 ms била је означена, како одговор изазван стимулусом S2 не би утицао на мерење компоненте P300 нити на идентификацију минималне вредности сигнала. С обзиром на

измерену асинхронију почетка стимулуса, ово се односило на тривијалан број покушаја (од 0 до 5) 74 од 75 испитаника и на 46 покушаја код испитаника број 37, који је потом искључен.

Упросечавање. Епохе без артефаката упросечене су по биновима. Затим су израчуната четири композитна бина: просек четири ирелевантних S1 бинова и просек четири не-циљних S2 бинова, заједно са њима одговарајућим диференцијалним таласима – релеватни минус (просек ирелевантни) и циљни минус (просек не-циљних).

Процена квалитета података и искључивање испитаника. Квалитет података квантификован је помоћу аналитичке стандардизоване грешке мерење (analytic standardized measurement error, aSME; Luck et al., 2021), која изражава прецизност ERP мерења у микроволтима и омогућава поређење испитаника. Четири критеријума за искључење испитаника утврђена су a priori, пре анализе података:

1. медијана aSME изнад 2.50 μV;

2. више од 25% одбачених покушаја;

3. више од 15% интерполираних канала, и

4. мање од 30 прихваћених покушаја са релевантним стимулусом

Поред тога, два испитаника искључена су на основу бихејвиоралних података независних од EEG записа: један чији су бихејвиорални подаци у потпуности недостајали и један испитаник чије је време реакције за свих пет S1 стимулуса било тачно 2000 ms; у питању је горња гранична вредност из које се не може утврдити да ли је испитаник заиста извршавао задатак или није. У Табели 5.1 су за свих шест искључена испитаника приказани разлози тог искључења. Треба напоменути да је медијана aSME израчуната преко свих канала, временских прозора и бинова, док се зависна варијабла мерила на PZ електроди у једном прозору и једном бину. Ове две вредности медијане aSME могу се значајно разилазити. У овом скупу података, један искључени испитаник имао је грешку мерења специфичну за Pz мању него неколико задржаних испитаника. Критеријуми су ипак примењени онако како је унапред дефинисано.

Просечна медијана aSME износила је 1.68 μV. У просеку је одбачено 5.87% покушаја, док је интерполирано просечно 3.06% канала. Од могућих 50 покушаја са релевантним стимулусом, испитаници су у просеку задржали 46.5 покушаја. Шест испитаника испунило је бар један критеријум за искључивање из даљих анализа. Применом ових критеријума остало је 24 невиних, 21 информисан и 24 крива испитаника. Ниједан од показатеља квалитета података није се статистички значајно разликовао између група у коначном узорку.

Табела 5.1

Разлози за искључивање шест испитаника

Испитаник	Група	Прекршени критеријум	Вредност	Праг
16	невини	бихејвиорални запис неупотребљив	свих пет времена реакције на S1 = 2,000.00 ms	—
29	информисани	одбачени покушаји	25.53%	> 25%
		медијана aSME	3.43 µV	> 2.50 µV
37	информисани	одбачени покушаји	55.09%	> 25%
		прихваћени покушаји са релевантим стимулусом	23	< 30
45	информисани	медијана aSME	2.52 µV	> 2.50 µV
73	информисани	бихејвиорални запис неупотребљив	сва поља недостају	—
65	криви	одбачени покушаји	25.22%	> 25%

Напомена. aSME = аналитичка стандардизована грешка мерења

5.6. Резултати

5.6.1. Провера успешности индуковања P300 на циљном стимулусу

Циљни стимулус је био редак међу честим нециљним стимулусима и захтевао је другачији одговор због чега је одступао од контекста. Оваква oddball процедура би требало да изазове изражен и добро утврђен P300 ефекат, а његово регистровање потврдило би да су снимање, обрада и поступак мерења као целина способни да детектују ефекат величине која се очекује за ефекат прикривене информације.

Мерено на Pz у a priori прозору од 300 до 900 ms, разлика је износила −0.49 µV, $t(23) = -1.23$, $p = .232$ у групи невиних, −0,91 µV, $t(20) = -2.07$, $p = .051$ у групи информисаних и 0,21 µV, $t(23) = 0.43$, $p = .670$ у групи кривих. Дакле, не само да у овим вредностима нема очекиваног oddball ефекта, већ је и обједињена процена, на нивоу тенденције, у супротном смеру од очекиваног.

Међутим, тај прозор је био унапред дефинисан за први стимулус и без измене примењен на други, па није одговарајући за временски ток овог одговора. Када је разлика измерена у узастопним интервалима од по 100 ms, диференцијални талас циљног и нециљних је изразито позитиван од 300 до 600 ms, достижући 3,59 µV у интервалу 400–500 ms, а након 600 ms постаје изразито негативан, достижући −5,17 µV у интервалу 800–900 ms; у сваком од ових интервала разлика се статистички значајно разликује од нуле, $p < .001$. Упросечавање преко целог интервала 300–900 ms, према томе, комбинује 300 ms изражене позитивности са 300 ms још израженије негативности и резултује малом негативном вредношћу која не представља адекватно ни једну од ове две компоненте.

Због тога је временски прозор за други стимулус поново одређен применом поступка обједињеног локализатора (енг. Collapsed Localizer; Luck & Gaspelin, 2017) који је примењен и на први стимулус. Локализатор је формиран као просек таласа за циљни и нециљне стимулусе обједињених преко све три групе. За нециљне стимулусе коришћен је један насумично изабран нециљни низ, како би оба услова почивала на упоредивом броју покушаја, а сам просек био ортогоналан поређењу. Тако конструисан

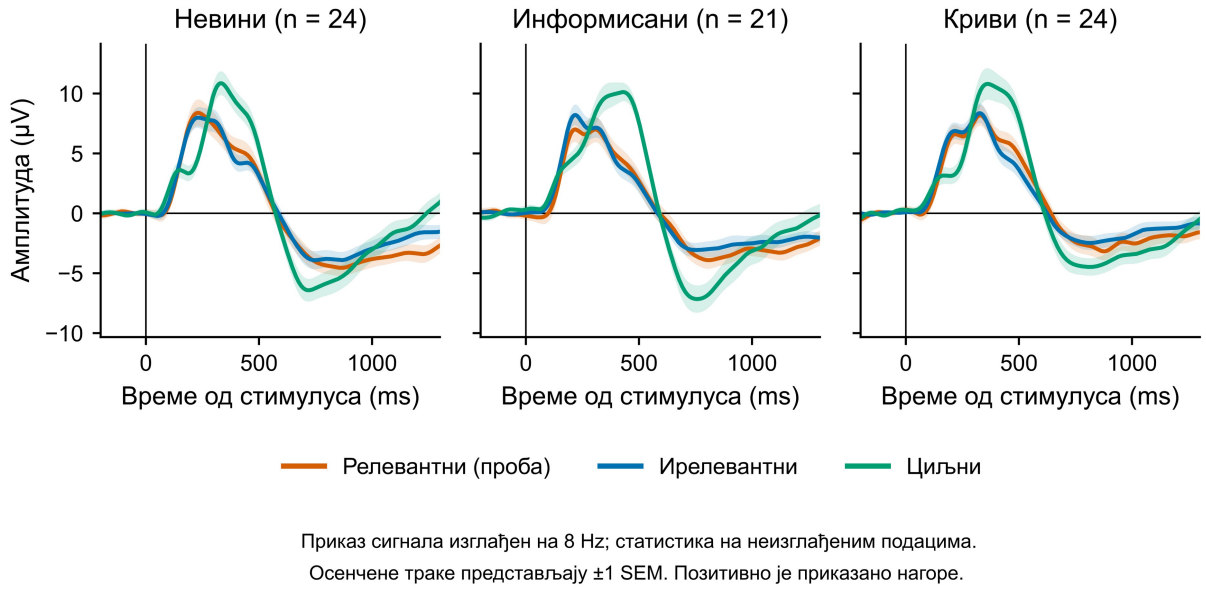
локализатор достигао је максимум од 9.29 μV на 334 ms, унутар a priori опсега, а интервал у којем је амплитуда прелазила половину тог максимума дефинисао је прозор од 300 до 512 ms.

Када је ефекат измерен у овом прозору, P300 на циљном стимулусу је јасно потврђен у свакој групи: 2.98 μV, t(23) = 5,35, d = 1.09 у групи невиних; 2.79 μV, t(20) = 6,72, d = 1.47 у групи информисаних; и 3.32 μV, t(23) = 4,99, d = 1.02 у групи кривих; у свим случајевима $p < .001$. Обједињено преко свих испитаника, ефекат је износио 3,04 μV, t(68) = 9,39, $p < .001$, 95% CI [2,39, 3,68], d = 1,13. У складу са очекивањем, амплитуда P300 на секундарном задатку је била идентична у све три групе, групе се нису разликовале, F(2, 66) = 0,22, $p = .802$.

Добијени налаз показује да код истих испитаника, са истим ЕЕГ снимцима, истим аналитичким поступком могуће детектовати велики P300 ефекат у овим подацима. Стога се нулти резултати у наредним анализама не могу приписати недовољној осетљивости мерења, већ указују на то да ефекат повезан са прикривеном информацијом, уколико постоји, није довољно велик да би се појавио у примењеним мерама и условима анализе. A priori дефинисани прозор од 300 до 900 ms показује се као сувише широк у односу на компонентну структуру овог скупа података, и то може важити за оба стимулуса. Уколико мерни прозор обухвата делове одговора супротног поларитета, њихово упросечавање може довести до међусобног поништавања позитивне и негативне компоненте. Последично, просечна амплитуда може бити близу нули иако су унутар истог прозора присутне изражене компонентне разлике.

5.6.2. Просечни таласи на нивоу групе (grand average)

Све три групе произвеле су велике, обликоване паријеталне позитивности на S1. У групи кривих испитаника, талас на PZ је растао од основне линије почев од приближно 100 ms, и достизао врх на приближно 330 ms при 8,7 μV, и за релевантан и за ирелевантне стимулусе. Након тога је долазило до опадања таласа, који је након приближно 650 ms прелазио у негативност. Морфологија, амплитуда и распоред на скалпу одговарали су нормалном P3b, што потврђује да су снимање и обрада ЕЕГ сигнала дали интерпретабилне потенцијале везане за догађај. Групно упросечени таласни облици за три типа стимулуса у свакој групи приказани су на Слици 5.3.



Приказ сигнала изглађен на 8 Hz; статистика на неизглађеним подацима.
Осенчене траке представљају ±1 SEM. Позитивно је приказано нагоре.

Слика 5.3. Групно упросечени таласи на PZ према типу стимулуса и групи

5.6.3. Постојање разлика у амплитуди P300 између релевантног и ирелевантних стимулуса унутар група

Унутар сваке групе, разлика између релевантног и ирелевантних стимулуса тестирана је у односу на нулу применом t-теста за један узорак. Дескриптивни показатељи и резултати провере статистичке значајности унутаргрупних разлика приказани су у Табели 5.2.

При употреби просечне амплитуде у временском прозору од 300 до 900 ms, ниједна група није показала статистички значајно одступање од нуле. У ужем прозору од 400 до 600 ms, група кривих испитаника показала је номинално статистички значајан ефекат релевантног стимулуса, M = 1,07 μV, $t(23)$ = 2,15, p = .042, d = 0,44, док ефекат није био статистички значајан ни у невиној ни у информисаној групи (p = .744, односно p = .480).

Табела 5.2

Диференцијална амплитуда на PZ електроди по групама

Мера	Група	M (μV)	SD	t	p	d
просечна амплитуда 300–900 ms	невини	−0.07	2.02	−0.17	.867	−0.04
	информисани	−0.04	2.13	−0.09	.932	−0.02
	криви	+0.32	2.43	0.65	.524	0.13
просечна амплитуда 400–600 ms	невини	+0.16	2.42	0.33	.744	0.07
	информисани	+0.34	2.15	0.72	.480	0.16
	криви	+1.07	2.45	2.15	**.042**	0.44
од-врха-до-врха амплитуда	невини	+2.06	2.70	3.73	**.001**	0.76
	информисани	+2.96	2.97	4.56	**.001**	1.00
	криви	+2.40	3.15	3.73	**.001**	0.76

Напомена. n = 24 невинаневиних, 21 информисани, 24 крива кривих испитаника.

Диференцијални (релевантни − ирелевантни) талас у групи кривих испитаника одступао је од нуле између приближно 400 и 620 ms, достижући 1,9 μV на приближно 440 ms, а затим се враћао на нулу и постајао благо негативан између 700 и 900 ms. Топографије диференцијалног таласа на

скалпу показале су јасан центро-паријетални максимум у интервалима од 400 до 500 ms и од 500 до 600 ms, Топографски образац одговара компоненти P3b и подржава тумачење девијације у интервалу од 400 до 600 ms као стварне компоненте, а не као шума.

5.6.4. Пристрасност услед неусклађеног броја покушаја са релевантним и ирелевантним стимулуса при од-врха-до-врха мерењу

Од-врха-до-врха амплитуда представља разлику између максималне и минималне вредности таласа, а у прикупљеним подацима оба екстрема су вештачки увећана шумом: што је више шума присутно у сигналу, већа је вероватноћа да ће максимална и минимална вредност бити међусобно удаљеније, па ће и од-врха-до-врха амплитуда бити већа. У стандардном поређењу, просек за релевантни стимулус почива на приближно 50 покушаја, док се просек за ирелевантне стимулусе формира као просечна вредност четири различита стимулуса и, самим тим се заснива на приближно четири пута већем броју покушаја. Последично, у таласном облику ирелевантних стимулуса је присутно мање шума, што доводи до тога да његова од-врха-до-врха амплитуда буде систематски мања. Због тога се може добити позитивна диференцијална разлика између релевантног и ирелевантних стимулуса чак и када не постоји никакав ефекат препознавања. Другим речима, конвенционално од-врха-до-врха мерење може произвести привидан ефекат само због различитог нивоа шума у два сигнала, а не због стварне разлике у ERP одговору.

Ова пристрасност била значајно присутна у прикупљеним подацима. Поређење релевантног са упросеченим таласом ирелевантних стимулуса дало је наизглед робустан ефекат у све три групе, укључујући и групу невиних, која није поседовала прикривено знање: невини +2.06 μV, p = .001; информисани +2.96 μV, p < .001; криви +2.40 μV, p = .001; вредност t-статистика у групи невиних била је идентична вредности тог статистика у групи кривих и износила је 3.73.

Када је, међутим, од-врха-до-врха амплитуда мерена одвојено за сваки ирелевантни стимулус, тако да се сваки талас заснива на упоредивом броју покушаја, а затим су добијене четири вредности упросечене, ефекат је нестао у све три групе: −0.07 μV у невиној групи, p = .889; 0.94 μV у информисаној групи, p = .157; и 0.41 μV у групи кривих, p = .508. Овај резултат показује да је претходно уочена разлика била последица неједнаког нивоа шума између сигнала, а не стварног ефекта препознавања релевантног стимулуса. Просечна амплитуда није подложна овој врсти пристрасности. Све од-врха-до-врха мере приказане у овој секцији су засноване на поређењу са усклађеним бројем покушаја. У bootstrap процедури на нивоу појединачног испитаника, еквивалентна корекција подразумева да се у свакој итерацији насумично извлачи једнак број покушаја из оба услова, чиме се обезбеђује упоредив ниво случајног шума у таласима који се пореде.

5.6.5. Валидација избора временског прозора

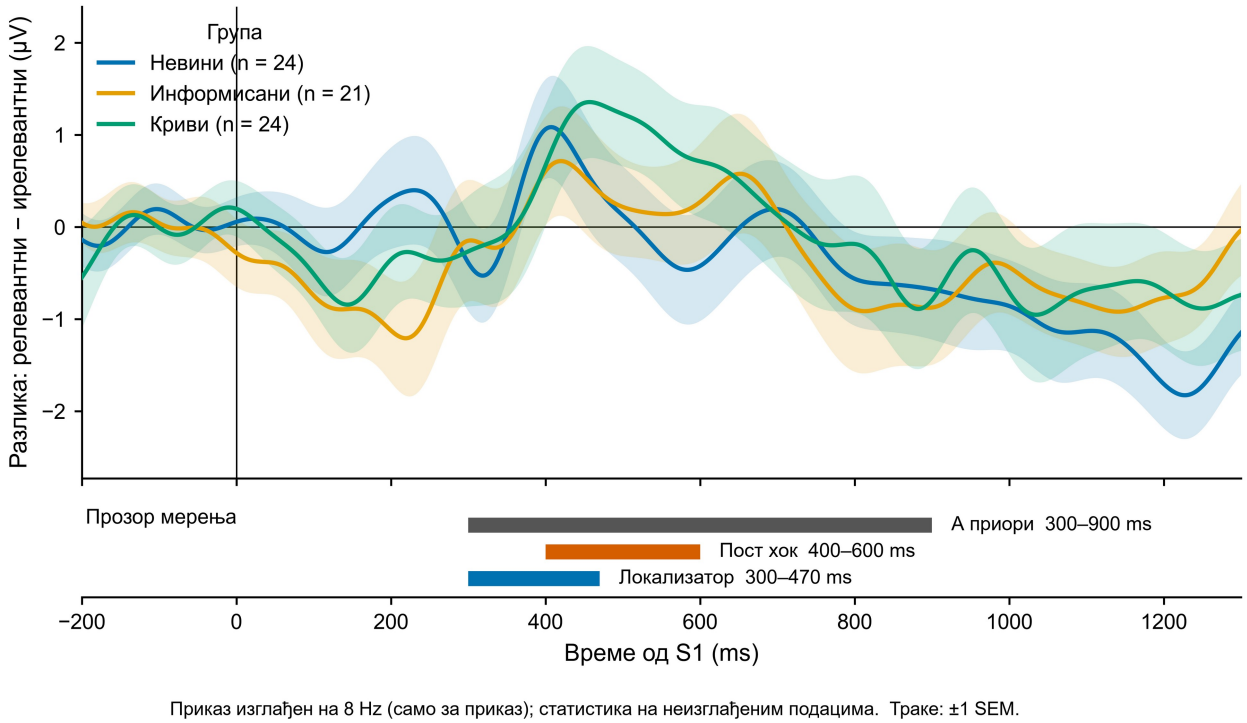
Поред a priori прозора од 300 до 900 ms, испитан је и ужи прозор од 400 до 600 ms. Овај ужи прозор је одабран на основу визуелног прегледа

диференцијалног таласа (релевантни − ирелевантни). Испитивање истог контраста унутар тако накнадно одабраног временског прозора представља циркуларну анализу, будући да је исти податак коришћен и за избор временског прозора и за тестирање ефекта унутар тог прозора. Имплицитна поређења извршена током визуелног прегледа таласног облика нису била предмет статистичке корекције. Стога се статистички показатељ добијен у тако одабраном временском прозору не може тумачити на исти начин као да је прозор био унапред дефинисан, независно од посматраних података (Kriegeskorte et al., 2009; Luck & Gaspelin, 2017). Шошкић и сар. (2022) овај образац издвајају као једну од најчешћих претњи валидности у ERP литератури. Два поступка примењена су ради добијања валидног временског прозора.

Први поступак се заснивао на примени обједињеног локализатора. Временски мерни прозор одређен је на основу просечног таласног облика добијеног обједињавањем два сигнала који се међусобно пореде, преко све три експерименталне групе. На тај начин, прозор је одређен на основу просечног сигнала, а не на основу њихове међусобне разлике. Просечни и диференцијални сигнал су ортогонални уколико су варијансе два сигнала једнаке, и у том случају избор временског прозора на основу просечног таласног облика не уноси систематску пристрасност у процену разлике између сигнала унутар тог прозора. Ортогоналност просечног и диференцијалног сигнала подразумева упоредиву варијабилност два услова, што у почетној анализи није било испуњено. Наиме, обједињени просек ирелевантних ставки заснивао се на приближно четири пута већем броју покушаја у односу на релевантни, па је, услед већег броја покушаја, био мање варијабилан. Услед ниже варијабилности обједињеног просека ирелевантних ставки, између обједињених и диференцијалних скорова на нивоу испитаника остала је резидуална корелација, $r = .27$, $p = .027$. Да би се отклонила ова неједнакост, конструисан је обједињени локализатор тако што је за сваког испитаника насумично одабран по један ирелевантни стимулус са бројем покушаја усклађеним са бројем покушаја за релевантни стимулус. На тај начин, варијабилност два сигнала је доведена на упоредив ниво, а корелација између обједињених и диференцијалних скорова више није била статистички значајна ($r = .03$, $p = .798$). Претрага временског интервала за локализацију компоненте била је ограничена на a priori дефинисани прозор од 300 до 900 ms. Овај прозор је био фиксиран у конфигурацији поступка пре израчунавања било ког контраста, тако да његов избор није зависио од посматраних ефеката. На тај начин локализатор је тај који одређује временски положај компоненте, а не временски интервал у којем је разлика између услова највећа.

Обједињени локализатор достигао је максималну амплитуду од 8 μV на 308 ms. Временски интервал током којег је амплитуда локализатора прелазила 50% његове максималне вредности дефинисао је мерни прозор од 300 до 470 ms. На Слици 5.4 приказан је обједињени локализатор упоредо са диференцијалним таласом. У тако дефинисаном прозору, разлика између релевантног и ирелевантних стимулуса у групи кривих испитаника износила је $M = 0.52$ μV, $t(23) = 0.92$, $p = .366$, а омнибус тест $F(2, 66) = 0.09$, p = .913. Будући да је локализатор за сваког испитаника случајно бирао по један ирелевантни

стимулус, добијени временски прозор представља случајну варијаблу; поступак је стога поновљен за 500 различитих вредности генератора псеудослучајних бројева (енг. Seeds), уз три унапред дефинисана критеријума за одређивање прозора: 50% максималне амплитуде, 30% максималне амплитуде и интервал ±100 ms око максималне амплитуде). Добијени прозор показао је високу стабилност – његов почетак био је на 300 ms у свих 500 понављања, док је крај варирао за приближно 30 ms. При томе, ефекат у групи кривих испитаника није достигао статистичку значајност ($p > .05$) ни у једном од укупно 1500 деривација.



Приказ изглађен на 8 Hz (само за приказ); статистика на неизглађеним подацима. Траке: ±1 SEM.

Слика 5.4. Диференцијални таласи релевантни-минус-ирелевантни на PZ за три групе

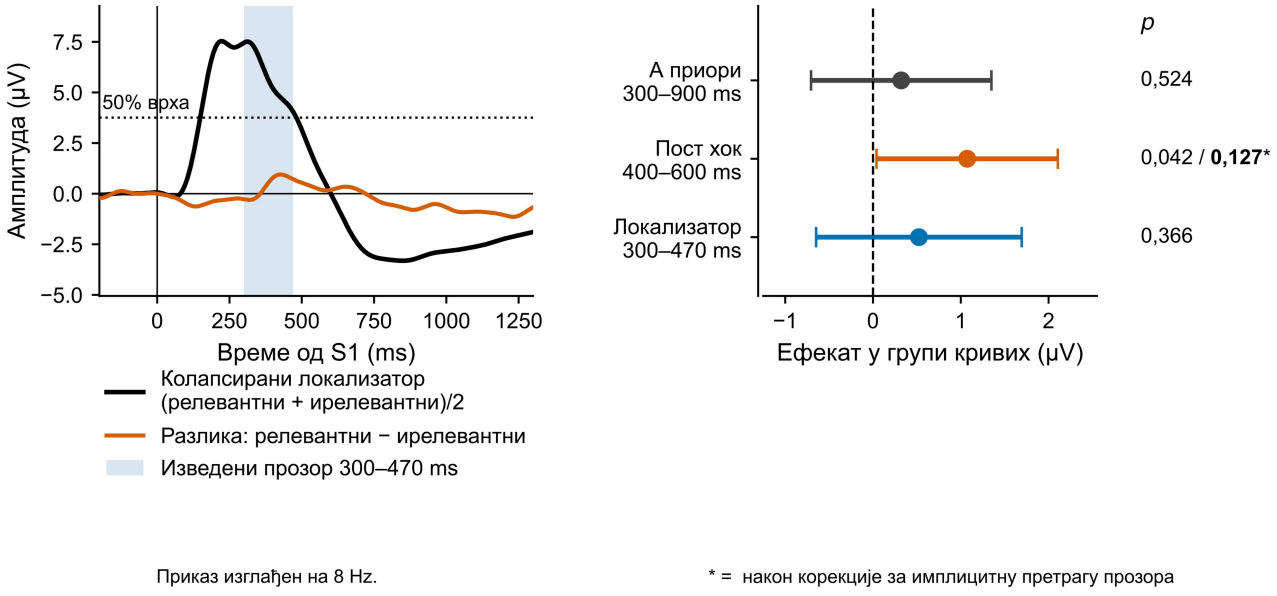
Трака испод осе означава три мерна прозора. Одступање групе кривих између приближно 400 и 620 ms једино је одступање од нуле које у било којој групи достиже номиналну значајност, при чему се интервали поверења за све три групе током целог посматраног периода међусобно преклапају. Будући да је то одступање позитивно приближно између 400 и 620 ms, а негативно од око 650 до 900 ms, усредњавање преко целокупног a priori прозора доводи до делимичног међусобног поништавања ранијег позитивног и каснијег негативног дела таласа. Због тога исти подаци могу давати различите процене ефекта у зависности од изабраног мерног прозора.

5.6.6. Корекција за имплицитну претрагу прозора

У другој анализи, одабрани временски прозор од 400 до 600 ms тестиран је у односу на нулту дистрибуцију, која узима у обзир сам поступак претходног избора прозора. Избор временског прозора на основу визуелне инспекције података статистички је еквивалентан испитивању више потенцијалних прозора и задржавању оног у којем је добијен највиши

резултат. Укупно су испитана 41 временска прозора ширине 200 ms (између 300 и 900 ms), у корацима од 10 ms. Нулта дистрибуција је конструисана на основу максималне апсолутне вредности *t*-статистика. У свакој од 5.000 пермутација случајно је обрнут знак диференцијалног таласа сваког испитаника, након чега је за сваки потенцијални прозор израчунат *t*-статистик, а као статистик пермутације задржана је његова највећа апсолутна вредност.

Кроз 41 потенцијални прозор, највећа разлика у групи кривих испитаника добијена је у интервалу 420–620 ms, са просечном разликом од $M = 1.07$ µV и вредношћу $t = 2{,}165$. Унапред изабрани прозор од 400–600 ms дао је готово идентичан резултат: $M = 1{,}073$ µV, $t = 2{,}149$. Чињеница да се изабрани прозор налази унутар свега 20 ms од тачног максимума претраженог интервала, уз готово идентичне вредности *t*-статистика, показује да је овај прозор веома близу максимума ефекта у простору претраге. Међутим, та чињеница истовремено потврђује да се при тумачењу резултата мора узети у обзир поступак избора прозора. У односу на нулту дистрибуцију максималне апсолутне вредности *t*-статистика кроз све потенцијалне прозоре, 95. перцентил износио је 2,652, што је више од опажене вредности $t = 2{,}149$. Стога је коригована *p* за резултат у прозору 400–600 ms износила .127, док је некоригована вредност била $p = .042$. Одговарајуће кориговане вредности *p* за невину и информисану групу износиле су .989 и .850. Резултати за све три групе и сва три анализирана прозора приказани су у Табели 5.3.



Слика 5.5. Обједињени локализатор и последице избора мерног прозор

Једина разлика која је пронађена између релевантног и ирелевантних стимулуса на амплитуди P300 у групи кривих испитаника не може се сматрати статистички поузданом.

Табела 5.3

Разлике у амплитуди диференцијалног P300 таласа на Pz у три временска прозора

Прозор	Начин избора	Невини	Информисани	Криви	Група $F(2, 66)$
300–900 ms	a priori	−0.07	−0.04	+0.32	0.23, $p = .795$
400–600 ms	post hoc,	+0.16	+0.34	**+1.07**	1.00, $p = .373$
300–470 ms	обједињени локализатор	+0.35	+0.21	+0.52	0.09, $p = .913$

Напомена. Вредности представљају просечну амплитуду у μV. $N = 24,\ 21,\ 24$.

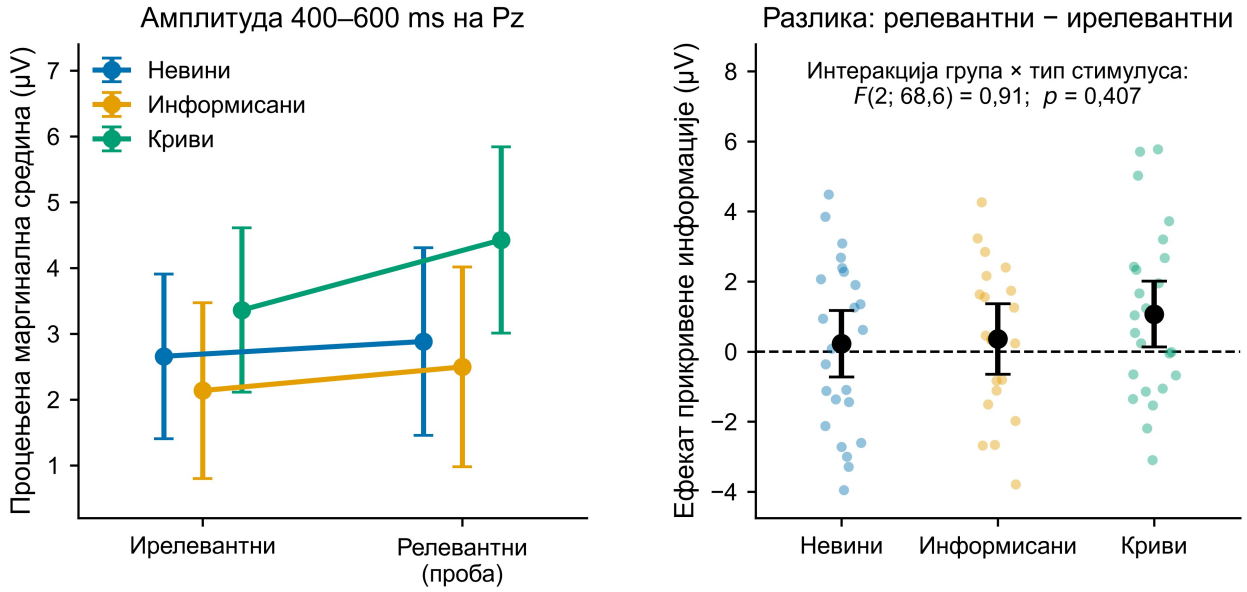
5.6.7. Постојање разлика у диференцијалном таласу P300 између група

За међугрупна поређења коришћена је једнофакторска анализа варијансе (ANOVA). Једнофакторска ANOVA није била значајна ни на једној мери: просечна амплитуда 300 до 900 ms, $F(2, 66) = 0.23$, $p = .795$; просечна амплитуда 400 до 600 ms, $F(2, 66) = 1.00$, $p = .373$; од-врха-до-врха са усклађеним бројем покушаја, $F(2, 66) = 0.72$, $p = .489$, и разлика између циљног и не-циљних стимулуса, $F(2, 66) = 1.59$, $p = .211$.

Међугрупно поређење латенца 50% фракционе површине спроведено је Краскал–Волисовим тестом. Разлика у латенци између релевантног и ирелевантних стимулуса износила је −7 ms у невиној групи, +18.6 ms у информисаној групи и +11.8 ms у групи кривих испитаника. Краскал–Волисов тест није утврдио статистички значајну разлику између група, $H(2) = 2.71$, $p = .258$. Иако су регистроване разлике у латенци, нарочито померај од 18.6 ms у информисаној групи, ове међугрупне разлике нису биле довољно велике или конзистентне да би се утврдила њихова статистичка значајност.

5.6.8. Анализа мешовитих ефеката на нивоу појединачних покушаја

Анализа мешовитих ефеката на нивоу појединачних покушаја спроведена је како би се проверило постојање интеракције између Групе и Типа стимулуса. Број покушаја са релевантним стимулусом и број покушаја са ирелевантним стимулусима према самом дизајну су у приближном односу 1:4. Поред тога, број покушаја са релевантним стимулусом који су остали након уклањања артефаката варирао је између испитаника, па се због тога разликовала и прецизност процене индивидуалног ефекта међу испитаницима. Модел мешовитих ефеката узима у обзир различит број валидних покушаја по испитанику и омогућава да се варијабилност ефекта раздвоји на компоненте које потичу од разлика између испитаника и од варијабилности на нивоу појединачних мерења (Volpert-Esmond et al., 2021).
Примарни тест спроведен је на 16 485 покушаја код 69 испитаника, од чега на 3 286 покушаја са релевантним стимулусом и 13 199 покушаја са ирелевантним стимулусима. Сферичност унутар поновљеног фактора процењена је Моклијевим тестом, а где је било потребно, степени слободе за ефекте унутар испитаника кориговани су применом Гринхаус-Гајзерове корекције (Greenhouse & Geisser, 1959). Као што је приказано на Слици 5.6, интеракција Група × Тип стимулуса није била значајна, $F(2, 68) = 0.91$, $p = .407$.



Црне ознаке: процене мешовитог модела са 95% интервалом поверења. Обојене тачке: појединачни учесници. Ефекат у групи Криви не опстаје након корекције за избор прозора мерења (види Слику 4).

Слика 5.6. Процењени маргинални просеци из мешовитог модела и ефекат прикривене информације

Тест односа веродостојности (енг. the likelihood-ratio test) у односу на модел који изоставља интеракцију дао је сличан резултат, $\chi^2(2) = 1.81$, $p = .406$. Процењена разлика у ефекту прикривене информације између кривих и невиних испитаника износила је 0.84 μV, 95% CI [−0.47, 2.15], $p = .208$, док је између информисаних и невиних испитаника та разлика износила 0.13 μV, 95% CI [−1.22, 1.49], $p = .848$. Иста интеракција није била значајна на CZ, $\chi^2(2) = 0.15$, $p = .928$, нити на FZ, $\chi^2(2) = 1.13$, $p = .567$, а ни када је амплитуда мерена у ширем прозору од 300 до 900 ms, $\chi^2(2) = 0.32$, $p = .853$.
Добијен је главни ефекат позиције покушаја, $F(1, 16372) = 27.52$, $p < .001$, при чему је током сесије амплитуда била у благом порасту; највероватније да овде није реч о когнитивном ефекту већ о спором дрифту. Од посебног је значаја то што ни интеракција Тип стимулуса × Позиција покушаја (p = .620), нити трофакторска интеракција која укључује групу (p = .654), нису биле статистички значајне. Ови налази не пружају доказе да се ефекат прикривене информације мењао током тестирања, нити да се његова динамика током тестирања разликовала између група.

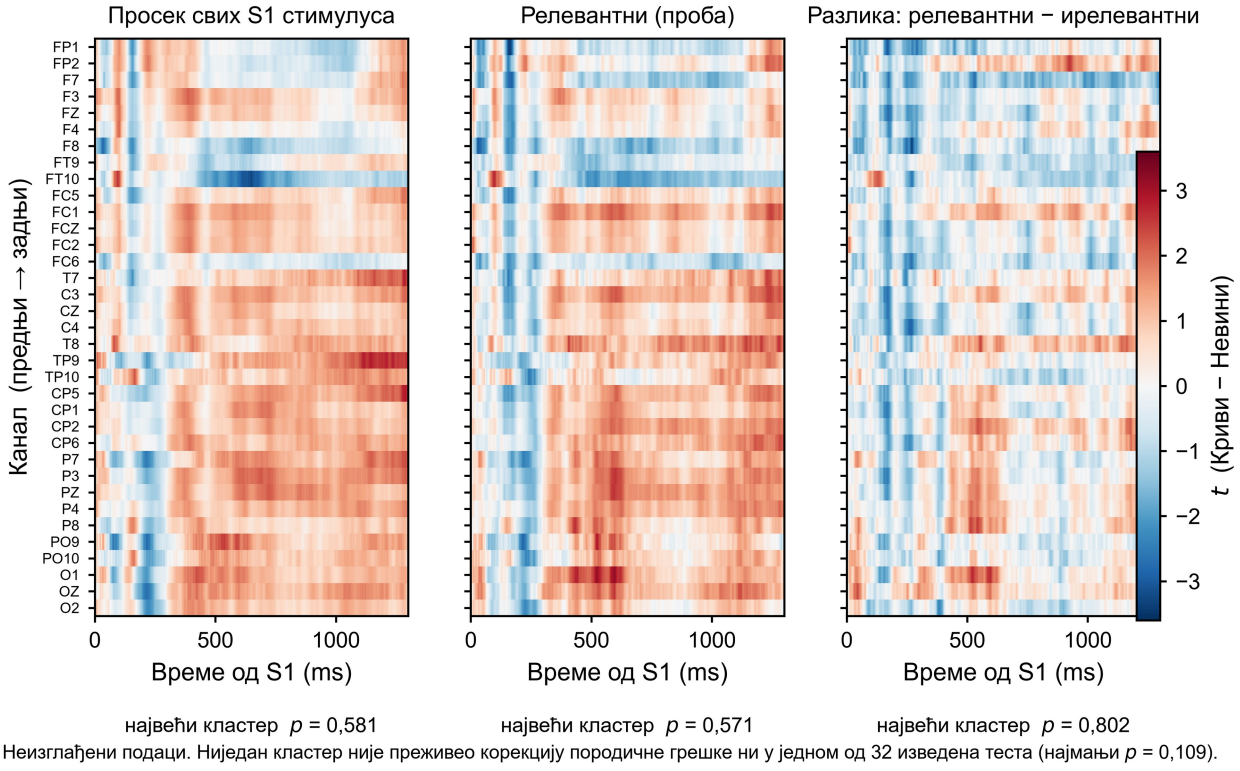
Анализа мешовитих ефеката, дакле, потврђује резултате спроведених анализа, да нулти резултат није артефакт упросечавања различитог броја покушаја по испитанику.

5.6.9. Масовна-универијатна кластер анализа

Како би се искључила могућност да разлике између група постоје на некој другој латенци, ван унапред дефинисаних временских прозора, спроведени су кластерски пермутациони тестови кроз читав интервал од 0 до

1300 ms на електроди Pz. Ниједан кластер ни у једном од поређења није се приближио статистичкој значајности.

За диференцијални талас релевантни – ирелевантни, највећи кластер који је разликовао невине од кривих испитаника обухватао је интервал 164–172 ms, p = .644, док је највећи кластер који је разликовао невине од информисаних испитаника обухватао интервал 170–180 ms, p = .671. Оба кластера су била знатно ранија од временског интервала који би се очекивао за P3b, те смо претпоставили да су они пре последица случајне варијабилности него ефекта од интереса. Одговарајуће статистичке мапе приказане су на Слици 5.7.



Слика 5.7. Масовне универијатне статистичке мапе

За талас релевантног стимулуса који је посматран самостално, највећи кластер који је разликовао невине од кривих испитаника обухватао је интервал 576–632 ms, p = .215. У поређењу невиних и информисаних испитаника није формиран ниједан надпражајни кластер. Дакле, одсуство поузданих међугрупних разлика није последица избора конкретног мерног прозора, јер ни анализа која обухвата читав временски интервал од 0 до 1.300 ms није идентификовала статистички значајну разлику између група.

5.6.10. Провера хомогености ирелевантних стимулуса

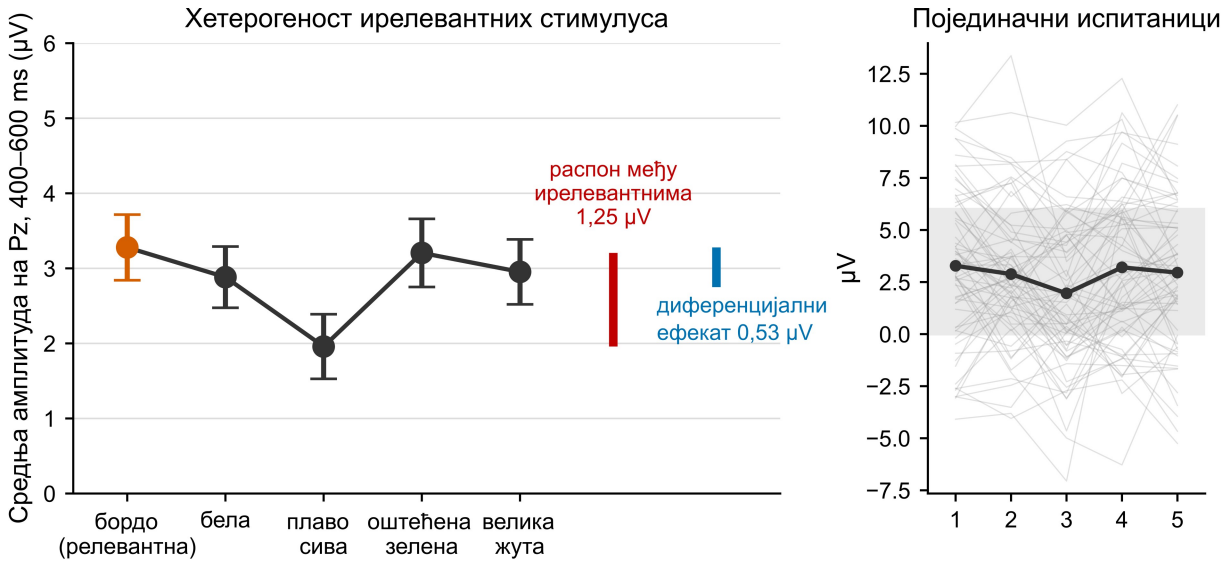
Помоћу Модела мешовитих ефеката тестирано је такође да ли су четири ирелевантна стимулуса (Табела 5.4) међусобно еквивалентна. Утврђено је постојање значајних разлика између ирелевантних ставки, $\chi^2(3) = 17.03$, $p < .001$, док је хомогеност међу ирелевантним ставкама одбачена и у непараметријском тесту на нивоу испитаника (Фридманов $\chi^2(3) = 11.70$, $p < .01$).

Табела 5.4

Просечна амплитуда на Pz, 400–600 ms

Стимулус	*M* (μV)	*SD*
Бордо коверта (релевантни)	3.28	3.63
Оштећена зелена коверта	3.21	3.77
Велика жута коверта	2.95	3.59
Бела коверта	2.88	3.39
Плавосива коверта	1.96	3.58

Као што је приказано на Слици 5.8, просечна амплитуда на релевантном стимулусу је приближно једнака просечној амплитуди на једном ирелевантном стимулусу. Привидна издигнутост релевантног стимулуса у односу на обједињени просек ирелевантних стимулуса регистрована је примарно услед неуобичајено ниске просечне амплитуде једног ирелевантног стимулуса, и није последица препознавања релеватног стимулуса. Укупни распон просечне амплитуде између четири ирелевантне ставке је износио 1.25 μV, док је разлика између релевантног стимулуса и просека ирелевантних стимулуса била свега 0.53 μV. Варијабилност између ирелевантних стимулуса међу којима, према нацрту, не би требало да постоје никакве разлике, 2.36 пута је већа од сигнала који парадигма настоји да детектује.



Слика 5.8. Просечна амплитуда на Pz за сваку појединачни стимулус

Ови резултати сугеришу да диференцијална мера првенствено одражава варијабилност међу ирелевантним стимулусима, а не специфично повећање одговора на релевантни стимулус. С тим у вези, отвара се питање да ли је образац разлика између појединачних ставки био исти у све три групе испитаника, или постоји интеракција групе и хетерогености стимулуса.

5.6.11. Разлике у хетерогености стимулуса између група

Како би се одговорило на питање да ли се профил одговора на појединачне стимулусе разликује између група, реализовано је засебно

тестирање интеракције Група × Стимулус, и то искључиво на четири ирелевантна стимулуса. Релевантни стимулус је намерно изостављен из анализе како би се процена варијабилности између ирелевантних стимулуса одвојила од ефекта прикривене информације, који представља примарни предмет испитивања.

С обзиром на то да је статистичка значајност интеракције зависила од претпостављене структуре случајних ефеката, анализа је спроведена применом два модела. Први је био мешовити модел на нивоу појединачних покушаја, са случајним пресеком (енг. random intercept) са максималном структуром случајних нагиба за стимулус на нивоу испитаника. Други тестирани модел је модел мешовитих фактора на нивоу испитаника, при чему су четири стимулуса узета као фактор унутар испитаника, док су три групе (невини, информисани невини и криви) представљале фактор између испитаника. Поред примарне интеракције Група × Стимулус, испитани су и једноставни ефекти стимулуса унутар сваке групе. Због вишеструког тестирања, добијене *p*-вредности кориговане су Бонферони корекцијом. Ови ефекти су интерпретирани искључиво дескриптивно, јер статистички значајан ефекат стимулуса у једној групи, уз статистички незначајан ефекат у другој групи, сам по себи не представља доказ да се групе међусобно разликују (Nieuwenhuis et al., 2011).

У моделу са максималном структуром случајних ефеката који је укључивао и случајне нагибе за стимулус по испитанику, дошло је до успешне конвергенције, а интеракција није достигла статистичку значајност, $\chi^2(6) = 11.03$, $p = .088$. До истоветног закључка довела је и двофакторска анализа варијансе мешовитог нацрта на нивоу испитаника, која је након Гринхаус-Гајзер корекције дала резултат $F(5.66, 186.84) = 1.97$, $p = .076$. Два приступа заснована на различитим претпоставкама, дакле, доводе до сумарног закључка да интеракција Група x Стимулус није статистички значајна. Независно од интеракције, утврђен је значајан укупан ефекат стимулуса, $F(2.83, 186.84) = 4.76$, $p < .01$, partial $\eta^2 = .067$. Дакле, четири ирелевантна стимулуса се у просеку међусобно разликују по величини одговора, али нема довољно доказа да се образац тих разлика систематски разликује између невиних, информисаних невиних и кривих испитаника. Три групе се нису статистички значајно разликовале у укупном одговору на ирелевантним стимулусима, $F(2, 66) = 0.87$, $p = .422$. Овај налаз је посебно важан за интерпретацију примарних поређења релевантног и ирелевантних стимулуса, јер сугерише да је базична реактивност на ирелевантне стимулусе упоредива између група. Према томе, разлике у диференцијалној мери не могу се једноставно приписати претходно постојећим разликама између група у одговору на ирелевантне стимулусе. Табела 5.5 и слике 5.9 и 5.10 приказују распон између ирелевантних стимулуса у односу на разлику између релевантног и ирелевантних стимулуса, одвојено за сваку групу, при чему је интерпретација једноставнија када се подаци посматрају одвојено по групама него обједињено.

Табела 5.5

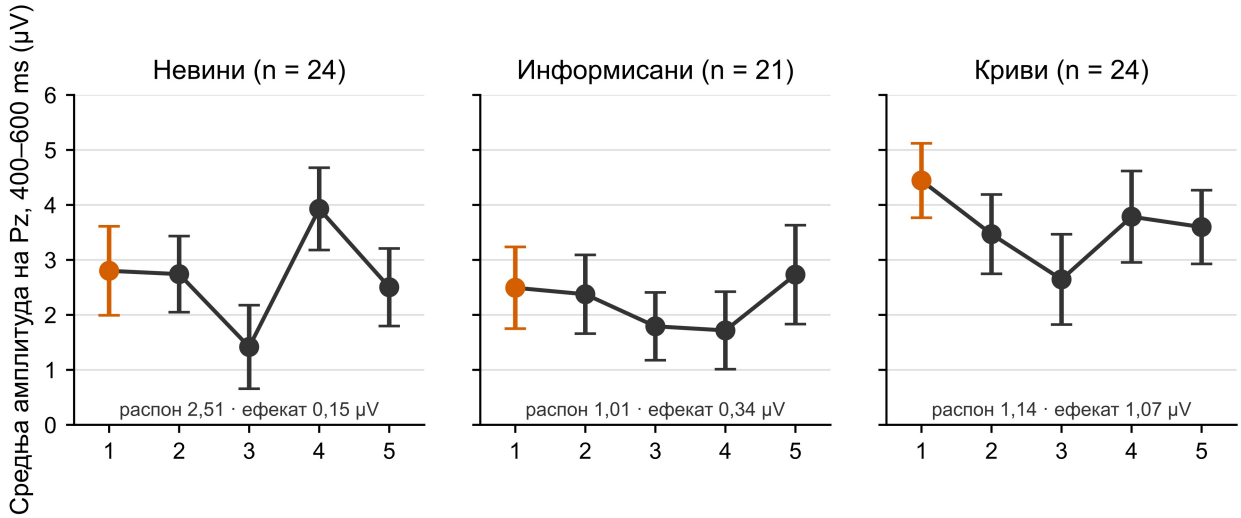
Распон између ирелевантних стимулуса у односу на диференцијалну просечну амплитуду, по групама

Група	*n*	Р (μV)	Распон између ирелевантних стимулуса (μV)	Р – И (μV)	Однос
невини	24	2.80	**2.51**	0.15	16.7
информисани	21	2.49	1.01	0.34	3.0
криви	24	4.44	1.14	**1.07**	1.1
сви испитаници	69	3.28	1.25	0.53	2.4

Напомена. Просечна амплитуда на Pz у временском интервалу од 400 до 600 ms; Р означава просечну вредност за релевантан стимулус унутар дате групе; распон између ирелевантних стимулуса представља разлику између највеће и најмање просечне вредности за четири ирелевантна стимулуса унутар дате групе; Р –– И представља разлику између просечне вредности за релевантан и просечне вредности за све четири ирелевантна стимулуса. Однос представља количник распона и Р – И разлике.

Уколико је вредност односа између распона ирелевантних стимулуса и разлике између релевантног и ирелевантних стимулуса већа од један, то значи да је варијабилност између стимулуса које дизајн третира као еквивалентне већа од ефекта чија је детекција предвиђена дизајном. Вредност за сваку појединачну групу заснована је на 21 до 24 учесника те је стога релативно нестабилна. Подаци подржавају поредак група, а не појединачне вредности за сваку групу.

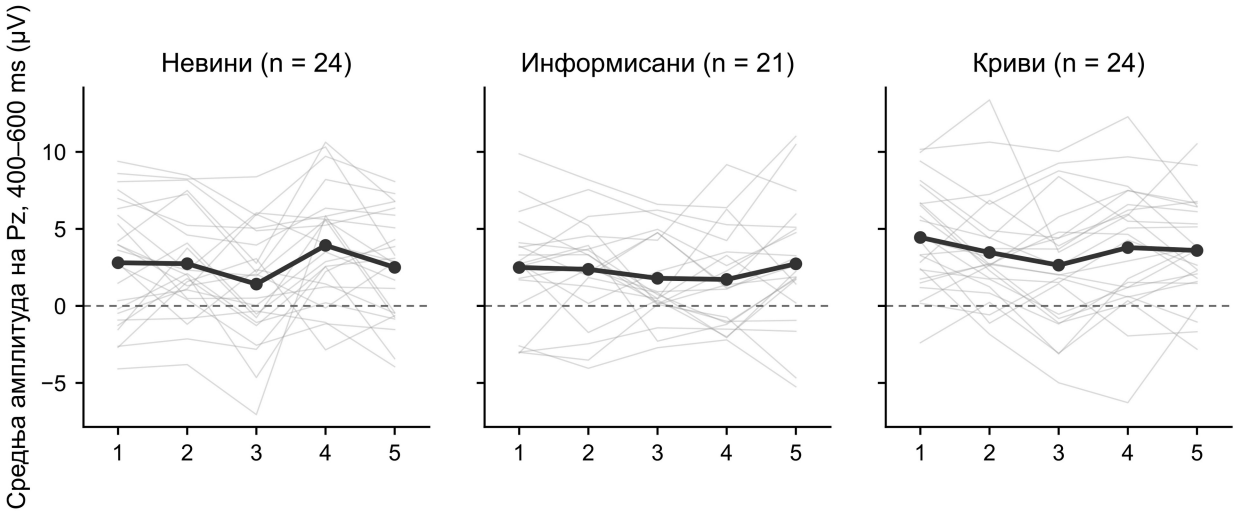
У групи невиних је од свих пет стимулуса оштећена зелена коверта изазвала је убедљиво највећи одговор, M = 3.93 μV, у поређењу са 2.80 μV за релевантни стимулус. Пошто невини испитаници нису имали сазнања о томе која коверта је украдена, може се претпоставити да овај налаз одражава перцептивну истакнутост оштећене зелене коверте у односу на преостале стимулусе, то јест да је одређено њено визуелно својство учинило да та коверта значајно одступа од осталих. Обједињавање података прикрило је овај образац: распон од 1.25 μV добијен на целом узорку мањи је од распона од 2.51 μV који је утврђен унутар групе невиних. Овај налаз се може објаснити тиме што се у различитим групама профили одговора на појединачне ставке делимично крећу у супротним смеровима, због чега при њиховом обједињавању долази до међусобног поништавања. Резултати показују да хетерогеност између ирелевантних стимулуса постоји у групи невиних, $\chi^2(3) = 22.62$, $p < .0001$, али не и у групама информисаних, $p = .281$, и кривих, $p = .255$.



Тачке: просечне вредности са ±1 SEM; наранџасто је релевантни стимулус, црно су четири ирелевантна стимулуса
Стимулуси: 1 = Борда, 2 = Бела, 3 = Плаво-сива, 4 = Оштећена зелена, 5 = Велика жута

Слика 5.9. Просечне амплитуде појединачних ставки по групама

На Слици 5.9 се може приметити да је група кривих једина група у којој је релевантан стимулус имао највећу вредност од свих пет стимулуса. Код кривих испитаника, разлика између релевантног и ирелевантних стимулуса је 3.14 пута већа од исте разлике у групи информисаних, и 7.13 пута већа од исте разлике у групи невиних. Однос распона између ирелевантних стимулуса и разлике је у групи кривих скоро па једнак јединици. Дакле, у јединој групи у којој је разлика између релевантног и ирелевантних стимулуса ишла у очекиваном смеру, иако без статистичке значајности, величина те разлике није већа од варијабилности мерења која настаје третирањем четири ирелевантна стимулуса као међусобно заменљива



Сиве линије: појединачни испитаници; црна линија: просечне вредности унутар групе

Слика 5.10. Појединачни испитаници по групама

5.6.12. Бихевиорални резултати

Бихевиорални подаци су такође прикупљени и анализирани, и то време реакције за релевантан и сваки од четири ирелевантна стимулуса (S1) и време реакције и тачност одговора за циљни и сваки од четири не-циљна стимулуса (S2). Забележено време реаговања од тачно 2000 ms означава истек временског интервала предвиђеног за одговор, а не да је одговор дат на 2000 ms, због чега су такви покушаји третирани као недостајуће вредности и искључени су из израчунавања просека. Такви подаци чине 0.77% покушаја у првом S1 скупу стимулуса и 0.36% покушаја са другим стимулусом (код задржаних испитаника).

Изведене су три додатне мере. Тачност и време реаговања за други стимулус израчунати су одвојено за покушаје након релевантног стимулуса и покушаје након ирелевантног стимулуса, чиме је добијен бихевиорални индекс степена ометања секундарног задатка приказом релевантног стимулуса. На крају, време реаговања израчунато посебно за сваки ирелевантни стимулус омогућило је тестирање хомогености стимулуса, које је у електрофизиолошкој анализи примењено на амплитуду.

Тачност и време реакције на секундарном задатку испитани су као показатељи придржавања задатку. Тачност диференцијације циљног и не-циљног стимулуса је била висока и износила је редом .988, .983 и .984 за групу невиних, информисаних и кривих испитаника; тачност се није разликовала између група $F(2, 66) = 0.43$, $p = .650$. Нису регистроване ни статистички значајне разлике између група у времену реаговања, редом 481 ms, 497 ms и 473 ms, $F(2, 66) = 0.32$, $p = .727$. Тачност је била нижа у 20% покушаја који су садржали циљни стимулус него у покушајима са нециљним стимулусима (.940 наспрам .997), што представља очекивану асиметрију када је један од одговора редак, док су грешке биле занемарљиве (испод 0.7% у све три групе). Ниједан испитаник није имао тачност испод 90% на секундарном задатку. Стопа одговора на први стимулус разликовала се међу групама и износила је .985 у групи невиних наспрам .996 у преостале две групе, $F(2, 66) = 4.10$, $p = .021$. Ова разлика одговара једном изостављеном потврђивању на приближно деведесет покушаја, пре него суштинском паду ангажованости испитаника; разумно је претпоставити да је група невиних, која нема шта да прикрије, била нешто мање фокусирана на примарни задатак.

У Табели 5.6 приказан је бихевиорални ефекат прикривене информације израчунат као разлика између времена реакције за релевантне стимулусе и просечног времена реакције за четири ирелевантна стимулуса. Ниво статистичке значајности није достигнут ни у једној групи. Двофакторска ANOVA између група није била статистички значајна, $F(2, 66) = 1.06$, $p = .352$. Вредност групе невиних која се налази на нули представља очекивани образац и указује на то да мера није била систематски пристрасна.

Табела 5.6

Бихевиорални ефекат прикривених информација (диференцијално време реакције на првом задатку)

Група	*n*	*M* (ms)	*SD*	*t*	*p*	*d*
Невини	24	1.40	38.06	0.18	.858	0.04
Информисани	21	17.29	40.86	1.94	.067	0.42
Криви	24	11.28	32.49	1.70	.103	0.35

Напомена. t-тест за један узорак тестиран у односу на нулу. Позитивне вредности указују на спорије одговоре на релевантан стимулус него на ирелевантне стимулусе.

Поред хетерогености у величини амплитуде, четири ирелевантна стимулуса су се такође значајно разликовала и по времену реакције, $F(2.90, 191.10) = 4.21$, $p < .01$, парцијално $\eta^2 = .060$, уз Гринхаус-Гајзерову корекцију; сферичност је била одржива, Моклијево $W = 0.942$, $p = .571$. Интеракција Група × Стимулус није достигла ниво статистичке значајности, $F(5.79, 191.10) = 1.21$, $p = .304$, парцијално $\eta^2 = .035$, управо као и у анализи амплитуде. Просечне вредности за стимулусе дате су у Табели 5.7, док су профили приказани на Слици 5.11.

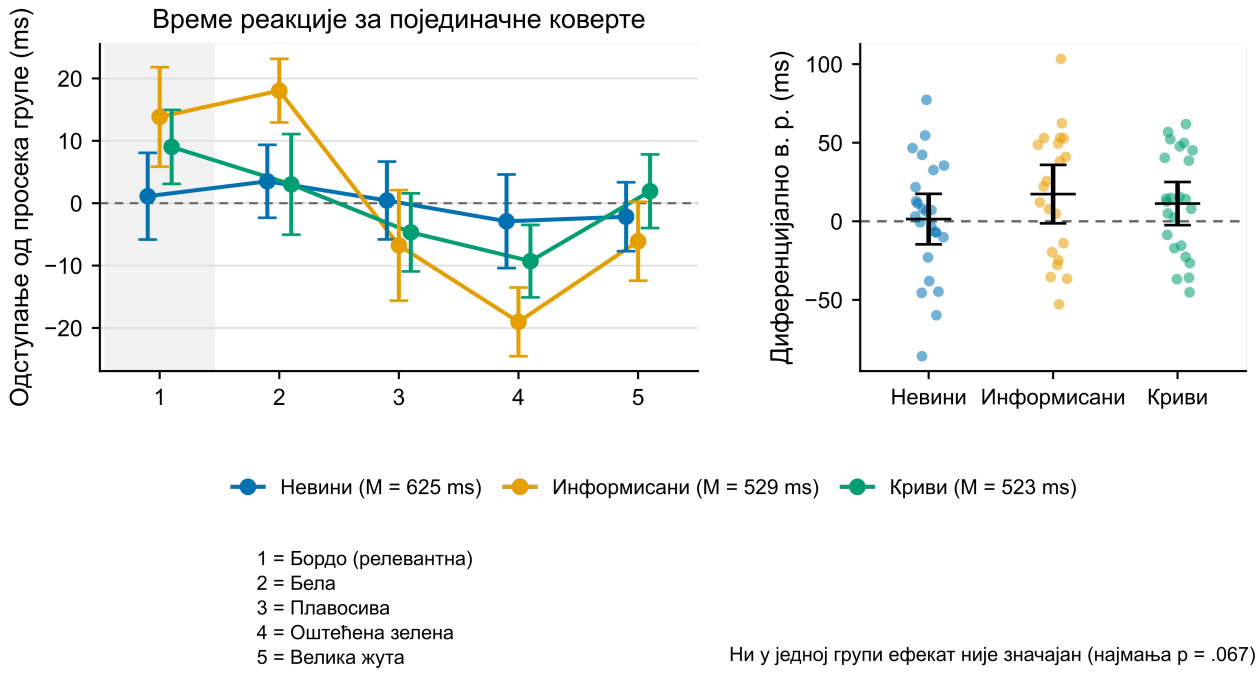
Табела 5.7

Време реакције за сваку појединичану коверту

Група	Тип коверте				Распон	Р – И	Однос
	Бела	Плавосива	Оштећена зелена	Велика жута			
Невини	629	626	622	623	6.4	1.4	4.6
Информисани	547	523	510	523	**37.1**	**17.3**	2.1
Криви	526	518	514	525	12.3	11.3	1.1
Сви испитаници	568	557	551	559	17.8	9.7	1.8

Напомена. Вредности су изражене у ms. Распон представља разлику између највеће и најмање од четири просечне вредности ирелевантних стимулуса унутар дате групе; Р - И је вредност за релевантни стимулус умањена за просек четири ирелевантна стимулуса.

Конвергенција налаза је висока у погледу амплитуде, при чему је ефекат стимулуса износио парцијално $\eta^2 = .067$, док је у времену реаговања та вредност била парцијално $\eta^2 = .060$. Две мере које не деле ништа осим самих стимулуса заједно показују да испитаници различито когнитивно обрађују стимулусе који су у експерименталном нацрту третирани као међусобно еквивалентни. Ови резултати сугеришу првенствено то да ирелевантни стимулуси нису били адекватно визуелно уједначени, пре него да је хетерогеност стимулуса последица нечега специфичног за ERP мере или за прозор мерења. На нивоу целог узорка, распршење међу четири ирелевантна стимулуса износи 17.8 ms, наспрам ефекта релевантног стимулуса од 9.7 ms. Ове разлике могу се изразити као однос од 1.8, који је истог реда величине као и однос од 2.4 који је добијен за амплитуду.



Слика 5.11. Просечно време реаговања на сваки од пет стимулуса и диференцијално време реакције по групама

У групи информисаних испитаника регистрован је истовремено и највећи распон међу ирелевантним стимулусима и највеће диференцијално време између релевантног и ирелевантних стимулуса.

5.6.13. Фронтални N2 и касни позитивни комплекс (LPC)

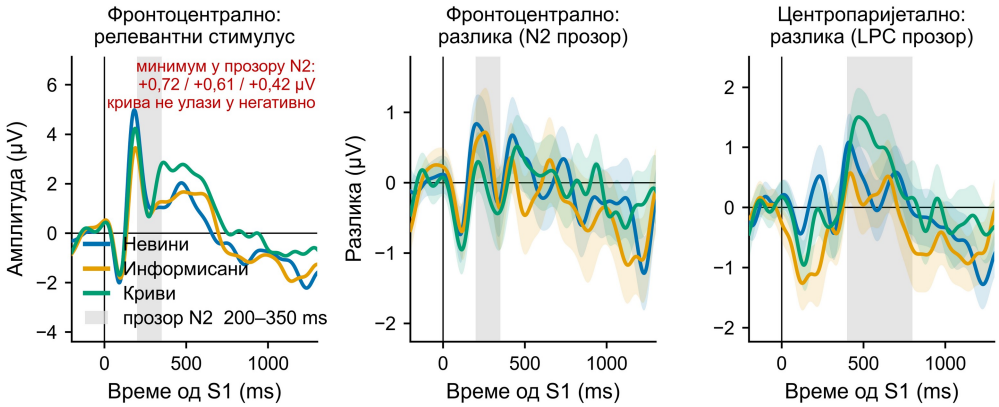
Додатно је експлоративно испитано да ли две додатне компоненте, фронтални N2 и касни позитивни комплекс (LPC), у Протоколу са сложеним излагањем могу допринети разликовању појединаца који поседују прикривено знање од појединаца који га не поседују.

Избор временског интервала и електрода је био заснован на основу претходних студија. Диференцијални N2 квантификован је као просечна амплитуда диференцијалног таласа (релевантан – ирелевантни) у интервалу од 200 до 350 ms, упросечена преко фронтоцентралног региона од интереса који чине Fz, FCz, FC1 и FC2 (Bocquillon et al., 2014; Begau et al., 2021;). Диференцијални LPC квантификован је као просечна амплитуда истог диференцијалног таласа у интервалу од 400 до 800 ms, упросечена преко центропаријеталног региона који чине Pz, P3, P4, CP1 и CP2 (Rugg & Curran, 2007; Bayer et al., 2023; Turan et al., 2025). Коришћена је просечна амплитуда, а не мера заснована на максималној вредности, зато што на њу не утиче асиметрија у броју покушаја. За тестирање коришћен је *t*-тест са Велчовом корекцијом.

Фронтална N2 компонента није обухваћена овим подацима. На фронтоцентралној регији од интереса, минимални напон који је релевантни талас достигао било где у интервалу између 150 и 400 ms износио је 0.72 μV у групи невиних, 0.61 μV у групи информисаних и 0.42 μV у групи кривих испитаника (Слика 5.12). Таласни облик не постаје негативан ни у једној тачки латентног опсега N2 компоненте; оно што заузима тај интервал јесте

релативно удубљење (енгл. *relative trough*) између P2 и P3 компоненте, а не отклон усмерен ка негативитету. Диференцијални скор израчунат у том временском прозору остаје аритметички добро дефинисан, јер се одузимањем уклања активност која је заједничка за оба експериментална услова; диференцијални скор мери временски прозор, а не компоненту. Наведене резултате за N2 компоненту треба сходно томе тумачити: они не тестирају фронталну N2 компоненту као индекс прикривених информација, будући да компонента чија је дијагностичка вредност предмет анализе није ни била побуђена.

Центропаријетални позитивитет између 400 и 800 ms у диференцијалном таласу добијеном одузимањем ирелевантних од релевантног стимулуса, не може се одвојити од P3b компоненте у овој парадигми; ова два назива означавају исти напон. Анализе LPC компоненте се стога најбоље могу разумети као поновно мерење P300 таласа преко шире регије и дужег временског прозора, а не као независни, други индикатор.



Приказ изглађен на 8 Hz (само за приказ); статистика на неизглађеним подацима. Траке: ±1 SEM. Вредности минимума измерене на неизглађеним подацима. Ниједна од четири усмерене хипотезе о N2 и LPC није потврђена; фронтални N2 у овим подацима није ни присутан.

Слика 5.12. Фронтални N2 и касни позитивни комплекс

Диференцијални таласи на две регије од интереса приказани су на Слици 5.12. Ниједна од четири хипотезе није потврђена, а три од четири су чак резултирале разликама у смеру супротном од предвиђеног. Информисани учесници нису исказали већи диференцијални LPC у односу на невине испитанике; разлика је износила −0.24 μV, једнострано $p = .656$. Нису исказали ни већу диференцијалну N2 компоненту; разлика је износила +0.06 μV у смеру мањег, а не већег негативитета, једнострано $p = .537$. Криви учесници су имали диференцијални LPC већи за 0.52 μV у односу на невине учеснике, што је био једини контраст у предвиђеном смеру, али ова разлика није била статистички значајна, једнострано $p = .176$. Информисана група није превазишла групу кривих; остварила је вредност нижу за 0.76 μV, једнострано $p = .888$. Ни омнибус тестови нису били статистички значајни, $F(2, 66) = 0.40$, $p = .674$, $\eta^2 = .012$ за диференцијалну N2 компоненту, и $F(2, 66) = 0.88$, $p = .421$, $\eta^2 = .026$ за диференцијални LPC. Редослед предвиђен хипотезама (недужни испод кривих, а криви испод информисаних) није потврђен. Просечне вредности диференцијалног LPC-а износиле су 0.14 μV за групу информисаних, 0.38 μV за групу недужних и 0.89 μV за групу кривих.

Једини значајан ефекат у овој анализи забележен је унутар групе кривих испитаника, чији се диференцијални LPC разликовао од нуле, $M = 0.89$ μV, $t(23) = 2.23$, $p = .036$, $d = 0.46$. То је исти ефекат релеватног стимулуса који је већ забележен за просечну амплитуду на Pz електроди, утврђен преко шире регије и дужег временског прозора.

5.7. Дискусија

5.7.1. Осврт на главне налазе теста прикривене информације заснованог на P300 компоненти

Циљ овог истраживања био је да се испита да ли се компонента P300 у протоколу са сложеним излагањем (Rosenfeld et al., 2008), може применити за детекцију знања стеченог у симулираној крађи и да ли се њен одговор разликује између појединаца које то критично знање поседују и прикривају, појединаца које га поседују, али га не прикривају, и појединаца које то критично знање уопште не поседују. Поред тога, експлоративно је испитана могућност примене фронталне компоненте N200 и касног позитивног комплекса (LPC) у овом протоколу као маркера поседовања прикривеног знања. Три групе испитаника тестиране су применом протокола са сложеним излагањем, уз употребу процедуре симулиране крађе и стимулуса који су претходно валидирани у оквиру теста прикривене информације заснованог на периферним мерама аутономног нервног система.

Главни налаз јесте да очекивана разлика у амплитуди P300 између релевантног и ирелевантних стимулуса није утврђена ни у једној групи. У унапред дефинисаном мерном прозору од 300 до 900 ms диференцијална амплитуда на електроди Pz износила је −0.07 μV код невиних, −0.04 μV код информисаних и 0.32 μV код кривих испитаника. Нулти налаз у примарној анализи није зависио од избора временског прозора. Исти закључак добијен је у прозору од 300 до 470 ms, одређеном поступком обједињеног локализатора који је независан од испитиваног контраста. Будући да локализатор за сваког испитаника случајно бира по један ирелевантни стимулус, добијени прозор представља случајну варијаблу. Зато је поступак поновљен за 500 различитих семена генератора псеудослучајних бројева, уз три унапред дефинисана критеријума за одређивање границе прозора. Ни у једној од укупно 1500 деривација није добијен статистички значајан ефекат у групи кривих испитаника. У прозору од 400 до 600 ms, одабраном тако да се максимизује уочени ефекат, резултат није остао статистички значајан након корекције за претрагу. Пошто је прозор одабран визуелним прегледом истог диференцијалног таласа на којем је ефекат потом тестиран, та анализа је циркуларна и не може се тумачити као независан доказ ефекта (Kriegeskorte et al., 2009; Luck & Gaspelin, 2017; Šoškić et al., 2022). Најзад, кластерска пермутациона анализа, која не претпоставља ниједан унапред дефинисани прозор, није идентификовала ниједан значајан кластер у читавом интервалу од 0 до 1300 ms. Ни бихевиорална мера ни анализа на нивоу појединачних покушаја нису пружиле емпиријску подршку постојању очекиваног ефекта. Хипотеза је предвиђала већу амплитуду P300 на релевантне него на ирелевантне стимулусе код кривих и информисаних невиних испитаника. Добијени резултати нису подржали ова предвиђања. Сагласност резултата

добијених различитим аналитичким поступцима смањује вероватноћу да је изостанак ефекта последица неадекватног избора мерног прозора или електроде, упросечавања различитог броја покушаја по испитанику или претпоставке о временској локализацији ефекта.

Фронтална N200 компонента није показала очекивану негативну морфологију: таласни облик у фронтоцентралној регији није постао негативан ни у једној тачки очекиваног временског интервала за ову компоненту. Уместо негативног отклона, у том интервалу уочено је релативно удубљење између компоненти P2 и P3. Овај исход у складу је са литературом која доводи у питање постојање општег ефекта фронталне негативности у овој парадигми (Ganis et al., 2016; Hsu et al., 2024). Информисани невини испитаници нису показали већу диференцијалну негативност у очекиваном прозору за N200 у односу на невине испитанике. Диференцијални скор израчунат у овом интервалу остаје аритметички добро дефинисан, јер одузимање сигнала за релевантне и ирелевантне стимулусе уклања активност заједничку за обе ситуације. Међутим, тај скор описује разлику између ситуација у датом временском интервалу, а не изоловану N200 компоненту. Према томе, изостанак карактеристичне негативне морфологије ограничава закључке о дијагностичкој вредности фронталне N200 компоненте и резултате анализе не треба тумачити као поуздану проверу предвиђања о овој компоненти.

Диференцијални LPC такође се није статистички разликовао између група. Супротно хипотези, диференцијални LPC код информисаних невиних испитаника није био већи него код невиних, док је код кривих испитаника био већи за 0.52 μV у односу на невине. Иако је овај контраст био у предвиђеном смеру, није достигао статистичку значајност. Ни очекиван редослед група на основу претходних истраживања - најмања диференцијална амплитуда код невиних, већа код кривих и највећа код информисаних невиних испитаника - није добијен. Емпиријски редослед био је 0.14 μV код информисаних, 0.38 μV код невиних и 0.89 μV код кривих испитаника. Тумачење LPC налаза додатно ограничава конструктно преклапање са компонентом P3b. У примењеној парадигми, центропаријетални позитивитет између 400 и 800 ms у диференцијалном таласу не може се поуздано раздвојити на независне LPC и P3b компоненте. Анализа касног позитивног комплекса зато представља поновно мерење истог таласа преко шире регије и дужег временског прозора, а не независан други показатељ. Из тог разлога, предвиђање изведено из налаза Ганиса и Шендана (Ganis & Schendan, 2013), према којем епизодички кодирано знање производи израженији касни позитивни комплекс, у овом експерименталном нацрту није могло бити независно и ваљано тестирано. За то би била потребна парадигма у којој се LPC може разликовати од компоненте P3b. На основу резултата може се закључити да очекивани групни ефекат LPC-а није утврђен, али не и да је хипотеза о дијагностичкој вредности изолованог LPC-а оповргнута.

Генерално посматрано, резултати не пружају емпиријску подршку очекиваном ефекту прикривене информације на P300 компоненти. Код компоненте N200 није добијен таласни облик са очекиваном негативном морфологијом, па њена дијагностичка вредност није могла бити адекватно

процењена. За LPC компоненту није утврђен групни ефекат, а њено независно тумачење ограничено је преклапањем са компонентом P3b. Три налаза, међутим, представљају позитиван и информативан допринос. Прво, на овај начин потврђена је осетљивост мерног поступка: на секундарном задатку, на истим испитаницима и истим снимцима, применом истог аналитичког поступка, добијен је велики и робустан P300 ефекат величине d = 1.13, који је био упоредив у све три групе. Изостанак ефекта прикривене информације, стога, се не може приписати недостатку осетљивости мерног поступка. Друго, конвенционална мера од-врха-до-врха произвела је наизглед робустан ефекат и у групи невиних испитаника, код којих, према експерименталном нацрту, није било прикривене информације. Међутим, овај привидни ефекат нестао је након усклађивања броја покушаја, што указује на то да је добијени налаз био последица неједнаког броја покушаја, а не систематске разлике између ситуација. Треће, претпоставка о међусобној еквивалентности ирелевантних стимулуса није добила подршку у подацима. Варијабилност између стимулуса које нацрт третира као међусобно заменљиве премашује величину ефекта коју смо настојали да детектујемо, и то конвергентно на две мере које не деле ништа осим самих стимулуса. У временском прозору најповољнијем за испољавање очекиваног ефекта, релевантна бордо коверта и најближа ирелевантна коверта на нивоу целог узорка разликују се за свега 0.07 μV, док се већи део разлике између релевантног стимулуса и обједињеног просека ирелевантних стимулуса може приписати једној неуобичајено ниској вредности.

5.7.2. Провера мерног поступка: шта показује P300 на циљном стимулусу

Циљни стимулус је редак у односу на честе нециљне стимулусе, захтева другачији одговор и одступа од контекста, што представља класичне услове за побуђивање изражене компоненте P300 (Donchin & Coles, 1988; Polich, 2007). Унапред дефинисани мерни прозор од 300 до 900 ms преузет је из литературе о протоколу са сложеним излагањем, у којој има улогу прозора претраге унутар којег се тражи сегмент од 100 ms са највишом просечном позитивношћу (Rosenfeld et al., 2008; Soskins et al., 2001). Анализом овог прозора у узастопним интервалима од по 100 ms на секундарном задатку, диференцијални талас био је изразито позитиван од 300 до 600 ms, са максимумом од 3.59 μV у интервалу од 400 до 500 ms. Након 600 ms талас је прешао у изражену негативност, достижући најнижу вредност од −5.17 μV у интервалу од 800 до 900 ms. Разлика између циљних и нециљних стимулуса у временском прозору добијеном помоћу обједињеног локализатора, износила је 2.98 μV код невиних (d = 1.09), 2.79 μV код информисаних (d = 1.47) и 3.32 μV код кривих испитаника (d = 1.02). На нивоу целог узорка, ефекат је износио 3.04 μV, 95% CI [2.39, 3.68], d = 1.13, при чему се групе међусобно нису разликовале.

Овај налаз има три важне последице. Прво, снимање, обрада и мерење, посматрани као целина, способни су да детектују P300 ефекат велике величине што значи да нулти резултати у примарним анализама нису методолошки артефакт мерне неосетљивости. Друго, P300 ефекат сличне величине у све три групе, у комбинацији са бихевиоралним показатељима

успешног извршавања задатка (тачност дискриминације од .99, .98 и .98 и временом реаговања од 481 ms, 497 ms и 473 ms, без разлика међу групама) не указује на то да су се групе разликовале у степену ангажованости на задатку. Ово додатно слаби објашњење према којем су криви испитаници били мање ангажовани или мање пажљиви током тестирања. Треће, налаз показује да су приказани стимулуси (низови од пет истих цифара) у секундарном задатку функционисали у складу са претпоставкама парадигме, што представља важан предуслов за тумачење налаза добијених у примарном задатку.

5.7.3. Резултати у контексту протокола са сложеним излагањем и статус репликације

Питање да ли ово истраживање представља неуспелу репликацију студије Розенфелда и сарадника (Rosenfeld et al., 2008) захтева сложенију анализу која превазилази оквире бинарног одговора. Пре него што се неслагање са оригиналним налазима припише самом протоколу са сложеним излагањем, потребно је утврдити у којој мери је примењена процедура заиста представљала репликацију оригиналне.

У студији коју су спровели Розенфелд и сарадници (Rosenfeld et al., 2008), релевантни стимулуси обухватали су аутобиографске информације од личног значаја за испитанике, попут мајчиног имена, породичног презимена и назива родног места. Реч је о дуготрајним и вишеструко консолидованим меморијским траговима, формираним током читавог животног века испитаника. Сваки покушај почињао је приказивањем такве речи или једне од четири ирелевантне речи, након чега је испитаник давао одговор којим потврђује да је детектовао стимулус, а затим је иста реч поново приказивана у једној од пет боја, при чему је зелена боја била циљна. Однос релевантних према ирелевантним стимулусима био је 1:4. Мера је била амплитуда од врха до врха на електроди Pz, при чему је алгоритам тражио сегмент највеће позитивности у трајању од 100 ms у прозору од 500 до 800 ms, а затим најнегативнији сегмент од латенце P300 до 1300 ms. Сигнали су снимани уз високопропусни филтер од 0.3 Hz, у складу са налазом да комбинација тог филтера и мере од врха до врха даје највишу тачност на нивоу појединца (Soskins et al., 2001). Одлуке о појединцима доношене су bootstrap поступком, при чему је број ирелевантних покушаја смањиван множењем фактором од приближно .23, како би се изједначио са бројем релевантних покушаја.

У овом истраживању релевантни стимулус био је коверта бордо боје, предмет са којим је испитаник имао временски кратак физички контакт током симулиране крађе. Секундарни стимулус био је низ од пет истоветних цифара, независан од испитиване крађе. Прозор за претрагу позитивности био је од 300 до 900 ms, високопропусни филтер 0.1 Hz, а мерна места и референца разликовали су се у појединим детаљима.

Из овог поређења следи да је реч о концептуалној, а не директној репликацији. Најважнија разлика није процедурална, већ садржинска: промењена је врста информације која се детектује. У метаанализи Мејера и сарадника (Meijer et al., 2014) врста парадигме била је једини значајан модератор величине P300 ефекта: у парадигми личних предмета величина

ефекта износила је d = 2.17, а у симулацији злочина d = 1.56, при чему је та разлика била статистички значајна. Розенфелд и сарадници (Rosenfeld et al., 2013) исту асиметрију наводе експлицитно, указујући да се аутобиографске информације детектују успешније него информације из симулиране крађе и да управо то представља озбиљан проблем за теренску примену, будући да форензички контекст далеко чешће укључује другу врсту информација. Три следеће разлике заслужују посебну пажњу, јер све три делују у истом смеру.

Прво, вероватноћа циљног стимулуса. У оригиналној студији релевантни циљни и ирелевантни циљни стимулуси имали су једнаке вероватноће (по .09), док су ирелевантни нециљни стимулуси били знатно чешћи (.72) од ирелевантних циљних (.09). Условна вероватноћа да ће циљни стимулус уследити након релевантног стимулуса била је, дакле, знатно већа него након ирелевантног стимулуса. Розенфелд и сарадници (Rosenfeld et al., 2013) и сами су ову особину означили као конфундирајући фактор који релевантни стимулус чини израженије значајним из разлога који нису повезани са самим препознавањем, и као особину коју није могуће задржати у примени у пракси. Насупрот томе, у овом истраживању примењена је симетрична вероватноћа циљног стимулуса: скупови S1 и S2 били су међусобно независни, а циљни низ цифара јављао се у 20% покушаја, без обзира на то који је стимулус приказан као први. То представља методолошки строжи избор, али истовремено уклања извор додатног појачања релевантног одговора који је могао допринети високим стопама детекције у ранијим студијама. Провера изворних записа тока експеримента потврђује да је симетрија заиста и остварена: циљни стимулус уследио је у 19.92% покушаја након релевантног и у 20.02% након ирелевантног стимулуса, $\chi^2(4) = 1.25$, p = .870, а сваки од пет S1 стимулуса приказан је тачно 50 пута сваком испитанику, без изузетка. Розенфелд и сарадници (Rosenfeld et al., 2013) наводе да при симетричној вероватноћи детектабилност инцидентално стеченог знања из симулиране крађе и даље остаје изнад 80%, али је нижа него у аутобиографској парадигми.

Друго, одлука да се примени филтер од 0.1 Hz уместо 0.3 Hz донета је имајући у виду да високопропусно филтрирање може да произведе компензаторно негативно прекорачење након велике позитивности, које се директно додаје од врха до врха амплитуди и то више већем (релевантном) него мањем (ирелевантном) одговору (Tanner et al., 2015; Widmann et al., 2015). Уколико је овај ефекат присутан, он представља потенцијални извор повећања разлике коју мера од-врха-до-врха региструје при фреквенцијском филтрирању са вишом граничном фреквенцијом. Стога се налаз Соскинса и сарадника (Soskins et al., 2001) о супериорности комбинације филтера од 0.3 Hz и мере од-врха-до-врха не мора тумачити као чиста предност саме мере: део уочене предности може бити повезан са начином на који филтрирање обликује касне позитивне компоненте и последично утиче на меру од-врха-до-врха (Luck, 2014; Tanner et al., 2015; Widmann et al., 2015). Ово не доводи у питање валидност оригиналних студија, већ указује на методолошки проблем који је релевантан за тумачење њихових резултата.

Треће, оригинални алгоритам тражио је позитивност у ужем прозору од 500 до 800 ms, док је овде коришћен шири прозор од 300 до 900 ms. Као што је већ речено широки прозор у овим подацима обухвата и делове одговора

супротног поларитета, што систематски смањује процену ефекта. Важно је, међутим, да ова разлика не објашњава изостанак ефекта у целини: исти закључак добијен је и у анализама заснованим на ужем, независно изведеном прозору и у временски континуираној кластерској анализи.

Из свега наведеног произлази да се резултати овог истраживања не могу тумачити као директан доказ да протокол са сложеним излагањем не функционише, нити је оправдано говорити о директној неуспешној репликацији оригиналног налаза. Тачнији закључак је да оригинални налаз о детекцији прикривене информације на основу P300 није реплициран у овој концептуално сродној, али методолошки и садржински измењеној имплементацији. У њој су коришћене информације стечене у симулираној крађи, симетрична вероватноћа циљног стимулуса и мерни поступци који су измењени у односу на оригинал, укључујући нижи високопропусни филтер и шири априорни прозор. Од три испитана мерна прозора ниједан није дао статистички поуздан P300 ефекат прикривене информације. Свака од наведених измена има засебно методолошко оправдање. Симетрична вероватноћа циљног стимулуса уклања познати конфундирајући фактор условне вероватноће; нижи високопропусни филтер смањује ризик да облик касног одговора буде вештачки модификован филтрирањем; а анализа независно изведеног ужег прозора проверава да ли је нулти налаз последица избора временског интервала. Заједно, ове измене описују тест прикривене информације који је ближи условима у којима би се исти примењивао у форензичком контексту и који је, у појединим аспектима, методолошки строжи од процедуре на којој почивају објављене високе стопе тачности. Стога је најоправданије овај резултат описати не као доказ да протокол не функционише, већ као неуспелу репликацију оригиналног ефекта у концептуалној репликацији која је уклонила део услова који су у оригиналној процедури могли да вештачки појачају детекцију.

5.7.4. Три извора замаскираног или привидног ефекта

Три налаза овог истраживања вероватно представљају његов најзначајнији методолошки допринос, јер показују како се разлика између релевантног и ирелевантних стимулуса може добити и када прикривене информације нема, односно изгубити и када она постоји. Први се односи на саму меру, други на њену уобичајену операционализацију, а трећи на начин на који се ефекат статистички тестира.

Хетерогеност ирелевантних стимулуса. Дијагностичка логика теста прикривене информације почива на претпоставци да су ирелевантни стимулуси за особу која не поседује критично знање међусобно еквивалентни. Зато они представљају ваљану основу за поређење (Ben-Shakhar, 2012; Lykken, 1959). Како је наведено у теоријском делу, та претпоставка се најчешће подразумева, а ретко формално проверава. У овом истраживању она није добила емпиријску подршку: четири ирелевантне коверте значајно су се међусобно разликовале по просечној амплитуди. Распон њихових амплитуда износио је 1.25 μV, а разлика између релевантног стимулуса и просека ирелевантних свега 0.53 μV. Варијабилност међу стимулусима које нацрт третира као заменљиве била је, дакле, 2.4 пута већа од сигнала који

парадигма настоји да детектује. Ова хетерогеност се јавља и у временима реаговања, што показује да није артефакт ERP мерења нити поступка обраде сигнала. Две мере са различитим мерним својствима воде истом закључку: испитаници нису једнако обрађивали стимулусе које нацрт третира као заменљиве.

Најјаснији увид у порекло ове неуједначености пружа група невиних испитаника, јер код њих не постоји ефекат препознавања који би се са њом могао преплитати. Могуће је да су невини испитаници, без критичног знања, били осетљивији на перцептивне разлике међу стимулусима, а природа задатка их је уз то могла мотивисати да нагађају која је коверта повезана са крађом. Хетерогеност ирелевантних стимулуса била је статистички значајна у овој групи, док у групама информисаних невиних и кривих испитаника није достигла статистичку значајност. Пошто интеракција Група × Стимулус није била статистички значајна, ова разлика између група представља опис уоченог обрасца, а не потврђен групни ефекат (Nieuwenhuis et al., 2011). Код невиних је убедљиво највећу просечну амплитуду изазвала оштећена зелена коверта (3.93 μV), знатно већу од амплитуде на релевантни стимулус (2.80 μV). Пошто невини испитаници нису знали која је коверта украдена, овај одговор не може бити последица препознавања. Највероватније одражава перцептивну истакнутост тог стимулуса. Оштећеност је могла учинити да коверта делује реалистичније, па су је испитаници могли доживети као највероватнији предмет крађе.

Овакво тумачење не захтева претпоставку о препознавању. У складу је са оним што је о компоненти P300 добро познато: њена амплитуда расте са реткошћу стимулуса, његовом значајношћу и одступањем од контекста (Donchin & Coles, 1988; Polich, 2007). Стимулус који се визуелно издваја и делује као вероватнији предмет крађе стиче управо такву значајност, а то је само по себи довољно да појача одговор. Да значајност може настати без препознавања, показује и „ефекат изостављања“ који описују Розенфелд и сарадници (Rosenfeld et al., 2013). Када испитаник на све стимулусе осим једног даје исти задати одговор, изузети стимулус добија посебно значење и изазива P300 упоредив са одговором на релевантни стимулус. Појачан P300 одговор зато може бити последица значајности коју стварају сам задатак или неуједначеност стимулуса, а не нужно препознавања. Претпоставка о улози оштећености може се и непосредно емпиријски проверити у накнадној студији у којој би нови наивни испитаници прочитали новински чланак да се догодила крађа на факултету. Након чега би им прво биле приказане коверте, и мерено време реакције за обраду сваке од њих, а затим би имали задатак да визуелно анализирају сваку коверту и издвоје ону која им највише одступа од осталих и детаљно образложе ток свог размишљања и на основу чега су донели одлуку.

Поређење група упућује на могућност да поседовање критичног знања смањује утицај перцептивне неуједначености. Распон амплитуда ирелевантних стимулуса износио је код невиних 2.51 μV, што је више него двоструко више него код информисаних (1.01 μV) и кривих (1.14 μV) испитаника. Истовремено је разлика између релевантног стимулуса и просека ирелевантних расла: код невиних је износила 0.15 μV, код информисаних 0.34 μV, а код кривих 1.07 μV. Због оба кретања однос распона

и разлике опада са 16.7 код невиних на 3.0 код информисаних и 1.1 код кривих. Уколико би се овај образац потврдио, два извора промене требало би разликовати. Смањење хетерогености уочено је у обе групе које поседују критично знање. Разлика између информисаних и кривих, напротив, потицала би готово искључиво од јачине сигнала препознавања, јер су распони ирелевантних стимулуса у тим групама скоро једнаки. Томе одговара и запажање да се код информисаних и кривих највећи одговор није јавио на оштећену зелену коверту, која је у групи невиних била перцептивно најистакнутија. Подаци су тако сагласни са могућношћу да су информисани и криви испитаници препознали украдену коверту и да их је критично знање учинило мање осетљивим на перцептивну неуједначеност стимулуса. Хипотезу о интеракцији ефекта препознавања и ефекта визуелне неуједначености требало би, међутим, проверити на већем узорку, јер у овом истраживању није добила статистичку потврду.

За тумачење резултата овог истраживања то има непосредне последице. Само у групи кривих релевантни стимулус изазвао је највећу просечну амплитуду од свих пет стимулуса. Разлика између релевантног и ирелевантних стимулуса била је у тој групи 3.14 пута већа него код информисаних и 7.13 пута већа него код невиних. Ипак, и у овој групи, у којој је разлика између релевантног и ирелевантних стимулуса била највећа и у предвиђеном смеру, та разлика (1.07 μV) тек је достигла распон међу ирелевантним стимулусима (1.14 μV), који потиче од тога што су четири ирелевантна стимулуса третирана као заменљива. Тест прикривене информације заснива се на разлици између релевантних и ирелевантних стимулуса. Ако ирелевантни стимулуси нису уједначени, та разлика престаје да буде чиста мера препознавања. Када се један ирелевантни стимулус систематски издваја, диференцијална мера постаје мешавина сигнала препознавања и разлика међу самим стимулусима. У овом истраживању таква мешавина представља извор мерне варијабилности који је могао делимично маскирати постојећи ефекат.

Налаз има и шири методолошки значај. Ирелевантни стимулуси у овом истраживању проверени су у првом пилот истраживању. Та провера је, међутим, утврђивала само да испитаници не могу да погоде који стимулус је повезан са крађом, односно њихову информациону еквивалентност. Показало се да информациона еквивалентност не подразумева перцептивну еквивалентност, јер је реч о засебним својствима. Ако разлике међу ирелевантним стимулусима могу бити више него двоструко веће од траженог сигнала, оне ће у неким скуповима података деловати у смеру хипотезе, а у другима против ње. Када је релевантни стимулус случајно перцептивно истакнутији, може се добити ефекат који није последица препознавања. То не значи да су конкретне објављене студије захваћене овим проблемом. Значи само да студије које нису провериле еквивалентност ирелевантних стимулуса ту могућност не могу искључити на основу самог нацрта.

Еквивалентност ирелевантних стимулуса стога није својство које се може подразумевати на основу начина њиховог одабира. То је емпиријско питање, које треба проверити на истом нивоу на коме се мери одговор. Последице овог питања не тичу се само мерења, већ и класификације. На то указује и прва независна провера овог протокола са сложеним излагањем,

коју су спровели Лукач и сарадници (Lukács et al., 2016) и у којој су утврђене његове рањивости. Одлука о кривици се може донети тако што се одговор на релевантни стимулус пореди само са највећим одговором на појединачни ирелевантни стимулус. У том случају један издвојени ирелевантни стимулус може сам да одреди исход класификације и повећа ризик да кривац остане непрепознат. Дијагностичка вредност мере зато не зависи само од експерименталног протокола, већ и од правила одлучивања којим се појединачни одговори претварају у класификациони исход.

Неусклађен број покушаја и мера од-врха-до-врха. Амплитуда од-врха-до-врха представља разлику између максималне и минималне вредности таласа. Оба екстрема су по природи мере осетљиве на шум: што је више шума у сигналу, већа је очекивана удаљеност између максимума и минимума, па је и вредност мере већа. У стандардном поређењу, просек за релевантни стимулус почива на приближно 50 покушаја, док се просек за ирелевантне стимулусе формира на основу четири стимулуса и стога на приближно четири пута већем броју покушаја. Талас ирелевантних стимулуса због тога садржи мање шума, па је његова амплитуда од-врха-до-врха систематски мања. Разлика у корист релевантног стимулуса, према томе, може настати без икаквог ефекта препознавања. На ово је у теоријском делу указано начелно, уз напомену да је поузданост мера заснованих на врховима таласа у значајној мери одређена бројем упросечених покушаја (Luck, 2014).

Ова пристрасност, није само теоријска могућност, већ се емпиријски испољила у нашим подацима. Поређење релевантног са упросеченим таласом ирелевантних стимулуса дало је наизглед ефекат у све три групе. Вредност t-статистика у групи невиних била је идентична вредности у групи кривих и износила је 3.73. Када је, међутим, амплитуда мерена тако да сваки талас почива на упоредивом броју покушаја, ефекат је нестао у све три групе. Розенфелд и сарадници (Rosenfeld et al., 2008) препознали су овај проблем и у свом bootstrap поступку контролисали број ирелевантних покушаја, тако да он буде упоредив са бројем релевантних покушаја. Овај налаз показује да је таква контрола нужна, да њено изостављање у овом скупу података производи ефекат величине d = 0.76 чак и у групи која нема прикривено знање. Групне анализе у овој области нису нужно увек биле подвргнуте истој контроли као поступци на нивоу појединца.

Избор мерног прозора. Други извор привидног ефекта може бити накнадни избор временског прозора. Исти скуп података дао је p = .042 у прозору од 400 до 600 ms, изабраном визуелном инспекцијом, p = .366 у прозору од 300 до 470 ms, одређеном обједињеним локализатором, и p = .524 у унапред дефинисаном прозору од 300 до 900 ms. Статистички закључак, дакле, зависи од избора временског прозора, а прозор који даје номинално значајан резултат изабран је на основу истих података на којима је ефекат затим тестиран. Овај налаз представља емпиријску илустрацију методолошког проблема на који су указали Лак и Гаспелин (Luck & Gaspelin, 2017) и Шошкић и сарадници (2022): могућност прецењивања ефеката услед накнадног избора мерног прозора и електрода. На конкретном скупу података показано је да прозор изабран на основу посматраног ефекта даје номинално значајан резултат, али да тај резултат не опстаје након корекције

за претрагу кроз могуће прозоре. То је посебно важно у контексту поступака у којима се на основу истих мера доносе одлуке о појединцима.

Овај проблем је другачије природе од претходно разматраног проблема са избором а приори временског прозора. Тамо је била реч о томе да априорни прозор потцењује ефекат зато што обухвата компоненте супротног поларитета, док је овде реч о томе да накнадно изабран прозор може преценити статистичку убедљивост ефекта зато што је изабран на истим подацима на којима се ефекат тестира. Две појаве делују у супротним смеровима: прва смањује измерену величину ефекта, а друга повећава вероватноћу да се случајна локална разлика прогласи значајном. Обе се могу избећи одређивањем мерног прозора независно од испитиваног контраста.

5.7.5. P300 и детекција прикривене информације: теоријско тумачење

У теоријском делу изнета је оцена да P300 није непосредна мера препознавања. Према тријархијском моделу Џонсона (Johnson, 1986) и синтези коју даје Полич (Polich, 2007), амплитуда ове компоненте зависи од субјективне вероватноће стимулуса, његовог значења и количине пренете информације. Препознавање је, према томе, један, али не и једини извор значајности стимулуса: P300 је осетљива и на новину, на релевантност стимулуса за задатак и на његову мотивациону значајност. Гамер и Берти (Gamer & Berti, 2010) експериментално су раздвојили релевантност за задатак од претходне запамћености стимулуса и утврдили да је амплитуда P300 пратила прву, а не другу.

Налази овог истраживања не оспоравају ту оцену, већ је илуструју из другог смера. Релевантни стимулус у овом нацрту није имао посебан статус у захтевима задатка: захтевао је исти одговор као ирелевантни стимулуси и јављао се са истом вероватноћом. Потпуна перцептивна еквивалентност релевантног и ирелевантних стимулуса, међутим, није била обезбеђена. Управо у тим условима P300 ефекат није добио емпиријску подршку. Насупрот томе, ефекат се поуздано јавио у два случаја у којима је стимулус имао значајност која не потиче од препознавања. Први је секундарни задатак, где је циљни стимулус био редак и захтевао другачији одговор. Други је одговор невиних испитаника на оштећену зелену коверту, која је била највероватније перцептивно истакнута. У овом скупу података P300 је, дакле, реаговала на изворе значајности који нису препознавање, док се препознавање, када није било праћено додатном значајношћу, није одразило у поузданом ефекту.

Такав образац сагласан је са тумачењем према којем P300 ефекат у тесту прикривене информације не произлази из препознавања као таквог, већ из значајности коју препознати стимулус стиче у датом контексту. Подршку овом тумачењу пружа студија Куба и Нитона (Kubo & Nittono, 2009), у којој су поређене три ситуације: прикривање релевантног стимулуса, његово намерно откривање уз појачан одговор и ситуација у којој је релевантни стимулус унапред откривен експериментатору, тако да је мотивација за његово прикривање изостала. Разлика у амплитуди P300 била је значајна у прве две ситуације, а изостала је у трећој. Ефекат, према томе, није нужно везан за намеру прикривања, јер се јавио и када је испитаник стимулус

откривао. Везан је за значајност коју стимулус има за испитаника и изостаје када се та значајност уклони.

Ако је ово тумачење тачно, јачина P300 ефекта не зависи првенствено од тога да ли испитаник препознаје стимулус, већ од тога колико препознавање доприноси његовој укупној значајности у односу на друге изворе. У овом нацрту релевантни стимулус није имао посебан статус у задатку, па је његова значајност могла потицати пре свега од препознавања; могуће је да тај извор није био довољан за поуздан ефекат. У аутобиографској парадигми ситуација је другачија: име мајке носи изузетно висок лични значај, па допринос препознавања може бити доминантан. У симулираној крађи, напротив, бордо коверта коју је испитаник само једном узео у руке има знатно мањи лични значај и надмеће се са перцептивним разликама међу ковертама и другим изворима значајности. Тиме би се могло објаснити зашто је врста парадигме била једини значајан модератор P300 ефекта у метаанализи Мејера и сарадника (Meijer et al., 2014), као и зашто разлику између аутобиографских и форензичких информација не треба нужно тумачити као пуку разлику у степену препознавања.

Ово тумачење ипак треба изнети са одговарајућом резервом. Оно је сагласно са подацима, али га подаци не издвајају као једино могуће објашњење. Најплаузибилнија алтернатива јесте да ефекат препознавања у овом нацрту постоји, али је мали, па га примењене мере нису поуздано захватиле због три околности које се разматрају у наставку: трајања протокола, вишеструког претходног излагања истим стимулусима и хетерогености ирелевантних ставки. Уз ову резерву вреди навести и један описни образац који није достигао статистичку значајност. На бихевиоралној мери диференцијално време реаговања било је највеће у групи информисаних невиних испитаника (M = 17.29 ms), мање у групи кривих (M = 11.28 ms), а у групи невиних готово занемарљиво (M = 1.40 ms). Пошто информисани невини испитаници нису прикривали своје знање, њихово успорење не би се могло приписати инхибицији одговора, већ евентуално усмеравању пажње изазваном препознавањем. И то тумачење је, међутим, несигурно. Распон времена реаговања између четири ирелевантне ставке у овој групи износио је 37.1 ms, што је више него двоструко више од разлике између релевантне ставке и просека ирелевантних (17.3 ms). Та разлика се, дакле, не може поуздано разлучити од варијабилности међу самим ирелевантним ставкама (код невиних је распон износио 6.4 ms, а код кривих 12.3 ms). На амплитуди P300 образац је био другачији. Група кривих испитаника била је једина у којој је релевантни стимулус изазвао највећи одговор од свих пет стимулуса. Њена разлика између релевантног и ирелевантних стимулуса била је 3.14 пута већа него у групи информисаних невиних и 7.13 пута већа него у групи невиних. Овај образац иде у смеру који хипотеза предвиђа и сагласан је са алтернативним објашњењем малог, недовољно захваћеног ефекта, али не представља доказ. Раскорак између две мере био би теоријски значајан да је поуздан. Пошто ниједна од наведених разлика није статистички значајна, он може послужити само као основа за усмерену проверу, а не као налаз.

Изостанак диференцијалног P300 ефекта сам по себи не доказује да препознавање које није праћено другим изворима значајности није довољно

за појаву ефекта. То је једно од могућих објашњења, поред размотрених алтернатива: трајања протокола, вишеструког претходног излагања истим стимулусима и хетерогености ирелевантних ставки. Чињеница да су други извори значајности у истим подацима изазвали поуздан P300 ефекат даје основ за тумачење према којем P300 у тесту прикривене информације не мери препознавање непосредно, већ значајност коју препознати стимулус стиче у датом контексту. Такво тумачење може објаснити и разлике међу парадигмама. Отворено остаје питање да ли је реч о одсуству ефекта препознавања или о ефекту који је премали да би га овај нацрт захватио.

5.7.6. Поређење са претходним истраживањима и објашњење неслагања

Најпре треба испитати да ли се неслагање између добијених резултата и претходних истраживања може објаснити недовољном статистичком снагом. Метаанализа Мејера и сарадника (Meijer et al., 2014) за P300 у парадигми симулираног злочина наводи просечну величину ефекта $d = 1.56$, а новија метаанализа Кнапеа и сарадника (Knappe et al., 2025) $d = 1.59$. При узорку од 24 испитаника и двосмерном t-тесту на једном узорку са $\alpha = .05$, снага за откривање ефекта величине $d = 1.56$ практично износи 1.00. Најмањи ефекат који је нацрт могао да открије са снагом од .80 износи $d = 0.597$ при $n = 24$, односно $d = 0.643$ при $n = 21$.

Информативност ових података је, према томе, асиметрична. Нацрт је имао практично потпуну снагу да открије ефекат величине коју наводе метаанализе, а такав ефекат није утврђен. У том погледу подаци снажно говоре против постојања ефекта те величине у испитиваној имплементацији. За ефекте мање од приближно $d = 0.6$ нацрт није имао довољну снагу, па о њима подаци не говоре ништа поуздано. Зато није оправдано закључити да P300 уопште не носи информацију о прикривеном знању, и такав закључак се овде не изводи. Налаз подржава уже и прецизније тврђење: у имплементацији заснованој на информацијама из симулиране крађе, са симетричном вероватноћом циљног стимулуса и мерним поступцима из којих су уклоњена два позната извора пристрасности, није добијен ефекат величине који се обично наводи у литератури.

Налази о тачности детекције у симулираној крађи нису, међутим, толико уједначени колико сугеришу најчешће цитиране вредности. У прегледу Розенфелда и сарадника (Rosenfeld et al., 2013) стопе тачне детекције кривих испитаника у P300 студијама са симулираном крађом крећу се од 47% до 90% (нпр. Farwell & Donchin, 1991; Lui & Rosenfeld, 2008; Mertens & Allen, 2008; Rosenfeld et al., 2004; Rosenfeld et al., 2007; Winograd & Rosenfeld, 2011). Наведени распон ипак показује да је успешност P300 детекције у симулираној крађи знатно варијабилнија него што се обично наводи и да његов доњи крај чине управо студије са инцидентално стеченим знањем. Пошто се изостанак ефекта величине из литературе не може објаснити ни недовољном статистичком снагом, треба размотрити по чему се ова имплементација разликује од студија у којима је ефекат добијен. Издвајају се три околности.

Прво, врста и снага меморијског трага. По условима кодирања овај нацрт није био у неповољном положају у односу на друге студије симулиране крађе. Криви испитаници добили су детаљна упутства корак по корак, у

којима су критични предмети били именовани. То одговара условима у којима су Виноград и Розенфелд (Winograd & Rosenfeld, 2014) добили детекцију од 100% (13 од 13), наспрам 79% (11 од 14) када испитаници унапред нису знали шта краду. Кармел и сарадници (Carmel et al., 2003) показали су, уз то, да симулације злочина производе јаче и уједначеније кодирање од реалистичних поступака. Провера након тестирања показала је да су сви криви и сви информисани испитаници тачно навели свих пет релевантних стимулуса: меморијски траг је, дакле, постојао и био је проверен. Оно што му је можда недостајало јесу лични значај и увежбаност својствени аутобиографском садржају, као и емоционална побуђеност при кодирању. Осуги и Охира (Osugi & Ohira, 2018) показали су да испитаници код којих је побуђеност током кодирања била висока имају значајно веће амплитуде P300 на релевантни стимулус. Симулирана крађа спроведена у оквиру предиспитних обавеза, без стварног ризика и последица откривања, представља ситуацију ниске побуђености. Проверено памћење и ниска побуђеност заједно отварају могућност да узрок изостанка ефекта није био у формирању меморијског трага, већ у томе колику значајност тај траг даје стимулусима у тренутку тестирања, што представља једно од могућих објашњења. Ова околност може, међутим, објаснити разлику у односу на друге студије симулиране крађе само ако је побуђеност у њима била виша, што би требало проверити.

Друго, перцептивна сличност релевантног и ирелевантних стимулуса. У аутобиографској парадигми релевантна ставка издваја се од алтернатива јединственом личном референцом: сопствено презиме припада истој категорији као и остала презимена, али за испитаника има значење које она немају. У овом нацрту релевантни стимулус био је једна од пет коверата које су се међусобно разликовале само по боји, величини и стању. Препознавање је, према томе, захтевало фино перцептивно-епизодичко разликовање унутар уске категорије. Због тога је овде постала критична и хетерогеност ирелевантних ставки: када се свих пет стимулуса бира из исте уске категорије, случајне разлике међу њима постају упоредиве са разликом коју нацрт настоји да измери.

Треће, место теста у протоколу и вишеструко претходно излагање. Као што је раније наведено, проблем просторно-временског преклапања различитих ERP компоненти решен је тако што су компоненте снимане независно, у засебним тестовима. Та одлука уклања преклапање компоненти, али уводи вишеструко излагање истим стимулусима, јер сва четири теста користе исте релевантне стимулусе. Свака сесија трајала је приближно три сата, а тест заснован на P300 никада није био први. Увек му је претходио тест праћења очних покрета, а услед контрабалансирања у две трећине случајева и најмање један од тестова заснованих на N400 и CNV. До примене овог теста испитаник је, дакле, и релевантне и ирелевантне стимулусе већ више пута видео. Будући да амплитуда P300 зависи од реткости и значајности стимулуса у односу на контекст, поновљено излагање обема категоријама могло је да смањи диференцијалну значајност релевантног стимулуса. Реч је о ограничењу које произлази из саме логике нацрта. Његов утицај поуздано може проверити тек нацрт у којем се положај теста експериментално варира.

5.7.7. Ограничења истраживања и препоруке за будућа истраживања

Узорак од 21 до 24 испитаника по групи обезбеђивао је високу статистичку снагу за откривање ефеката величине каква се наводи у метаанализама, али није био довољан за поуздано откривање мањих ефеката. Изостанак статистички значајног налаза, стога, не искључује постојање ефеката мале величине. Истовремено, показатељи изведени засебно за појединачне групе засновани су на релативно малом броју испитаника и због тога су подложни мањој стабилности процена. У будућим истраживањима потребно је унапред дефинисати најмању величину ефекта од теоријског или практичног значаја. То би омогућило да се закључивање не заустави на констатацији да статистички значајан ефекат није утврђен, већ да се испита да ли подаци омогућавају искључивање ефеката већих од унапред дефинисане границе практичног или теоријског значаја. Ограничење представља и неравномеран осип испитаника по групама. Од почетних 25 испитаника по групи, у анализу су ушла 24 невина, 24 крива и 21 информисани испитаник. Од шест искључених испитаника, четворо је припадало информисаној групи. Тиме је изгубљено 16% почетног узорка те групе, што је смањило статистичку снагу управо за поређења у којима учествује група информисаних невиних.

Поред тога, неопходно је узети у обзир и еколошку валидност и уопштивост резултата. Испитаници су били студенти друге године психологије, појединци који се по мотивацији, стручном предзнању и способности придржавања експерименталних инструкција битно разликују од популације на коју би се тест примењивао у форензичком контексту. Симулирана крађа, иако осмишљена тако да буде реалистична и претходно проверена у два пилот истраживања, није подразумевала стварни ризик нити стварне последице откривања. Симулирана крађа спроведена је у оквиру предиспитних обавеза, без стварног ризика и последица откривања, па је ситуација кодирања вероватно подразумевала релативно ниску емоционалну побуђеност. Иако је меморијски траг формиран, остаје питање колику значајност препознавање тих стимулуса производи у тренутку тестирања. Због тога би у будућим истраживањима требало непосредно испитати зависност P300 ефекта од извора и степена значајности релевантног стимулуса. Из теоријског тумачења изнетог у овом раду произлази претпоставка да би P300 ефекат требало да расте са значајношћу коју препознавање даје релевантном стимулусу у датом контексту. Нацрт који би у истој студији поредио, на пример, аутобиографски стимулус високог личног значаја, стимулус из симулиране крађе којем је додата лична или мотивациона значајност и стимулус из симулиране крађе без такве додатне значајности омогућио би непосредно тестирање ове претпоставке. Тиме би се питање које се сада разматра посредно, на основу разлика између парадигми и метааналитички утврђених модератора, претворило у експериментално проверљиву хипотезу о односу значајности релевантног стимулуса и величине P300 ефекта. У наредним истраживањима требало би, такође, верније реплицирати оригинални протокол пре систематског увођења измена. Корисно би било најпре применити протокол у облику што ближем изворном – са аутобиографским стимулусима, изворним поступком

одређивања мерног интервала и структуром вероватноће циљног стимулуса – а затим систематски мењати по једну карактеристику протокола. Такав нацрт омогућио би да се утврди који део разлике између оригиналних и садашњих резултата потиче од врсте меморијског садржаја, који од структуре задатка, а који од начина мерења. Постојећи нацрт то не омогућава, јер је више карактеристика оригиналног протокола промењено истовремено.

Као што је већ речено, тесту заснованом на компоненти P300 увек је претходило вишеструко излагање истих релевантних и ирелевантних стимулуса. Поновљено излагање могло је да смањи реткост и контекстуалну значајност релевантног стимулуса, односно управо она својства која доприносе амплитуди P300. Величина овог утицаја не може се проценити из постојећих података, али се његово постојање не може искључити. Начин како би можда могло да се ублажи овај проблем је потреба различитих критичних информација из злочина за различите мерне канале, чиме би се избегло вишеструко излагање истим стимулусима. Утицај положаја теста може се и непосредно испитати експерименталним варирањем његовог редног места током тестирања, што би омогућило процену величине ефекта претходног излагања.

Тест је користио само једну критичну информацију из симулиране крађе – бордо коверту. У другом пилот истраживању, у тесту заснованом на мерама аутономног нервног система, примењена су три различита релевантна стимулуса, а класификација је почивала на обједињавању информација добијених на основу њих; тест заснован на P300 ту предност није користио. Кумулативно прикупљање доказа на основу више међусобно независних критичних информација смањује вероватноћу лажно позитивног исхода и зависност резултата од специфичних својстава једног релевантног стимулуса (Ben-Shakhar, 2012). Протокол са двоструким релевантним стимулусом (Rosenfeld et al., 2013) представља једно већ разрађено решење које омогућава испитивање више од једне критичне информације у оквиру истог тестирања.

Ирелевантни стимулуси нису били визуелно уједначени у мери коју нацрт претпоставља. Ова неуједначеност могла је да повећа варијабилност референтног одговора и тиме маскира постојећи ефекат, али би, при другачијем распореду перцептивних својстава стимулуса, могла и да произведе привидну разлику у корист релевантног стимулуса. Због тога, неопходно је најпре претходно валидирати ирелевантне стимулусе, приказивањем независном узорку испитаника без критичног знања, у процедури што сличнијој оној која ће бити примењена у главном истраживању, и задржати стимулусе који показују упоредив бихевиорални или електрофизиолошки одговор. Провера информационе еквивалентности показује да испитаници не могу да наслуте који стимулус је повезан са злочином, али не гарантује перцептивну и електрофизиолошку еквивалентност стимулуса. У пракси ирелевантне стимулусе бира испитивач, најчешће тако да представљају уверљиве алтернативе релевантном стимулусу. У овом истраживању коришћени су објекти из исте уске категорије, коверте које су се међусобно разликовале по боји, величини и стању. Могуће је да је управо такав избор допринео томе да разлике између појединачних ирелевантних стимулуса постану значајан извор

варијабилности. Значај структуре категорије за обраду визуелних стимулуса показали су и Илић и сарадници (Ilić et al., 2013): брзина обраде зависила је од унутаркатегоријалне варијабилности надређене категорије, тако да су стимулуси из структурно уједначенијих категорија обрађивани брже од стимулуса из категорија са већом варијабилношћу. Аутори су, сходно томе, указали да специфичности избора стимулуса и структура надређене категорије могу саме производити разлике у обради које би се иначе могле приписати испитиваном психолошком механизму. У будућим истраживањима требало би зато размотрити избор ирелевантних стимулуса из шире, функционално дефинисане надређене категорије, уместо из једне уске категорије чији се чланови разликују управо по визуелним својствима која могу утицати на одговор. На пример, уместо пет коверти, релевантни и ирелевантни стимулуси могли би бити различити предмети исте функције, односно предмети у којима се могу чувати чекови, као што су коверта, новчаник, пластична кеса, регистратор или сеф. При томе је потребно контролисати унутаркатегоријалну варијабилност и релевантне визуелне карактеристике стимулуса, јер сама функционална сродност не обезбеђује њихову перцептивну еквивалентност. Потенцијалне стимулусе зато би требало претходно уједначити према тим својствима и емпиријски проверити да ли код испитаника без критичног знања изазивају упоредиве бихевиоралне и електрофизиолошке одговоре.

Електроде EOGup и EOGdwn нису коришћене, због чега очни артефакти нису могли бити кориговани регресијом на непосредно измерени EOG сигнал, нити је аутоматска класификација очних компоненти могла бити валидирана у односу на стварни EOG. Примењене су три посредне провере: квантификација смањења варијансе на фронтополарним каналима, бележење максималне вероватноће неуралног порекла међу уклоњеним компонентама и корелација таласа на електроди Pz пре и после уклањања компоненти, али оне не представљају замену за непосредно мерење очне активности. Будући да је зависна варијабла мерена на паријеталној електроди, док су очни артефакти најизраженији фронтално, мало је вероватно да је ово ограничење само по себи одредило главни налаз, али се његов утицај не може у потпуности искључити.

Иако су сви криви и информисани испитаници тачно навели свих пет релевантних стимулуса, провера је спроведена тек након четири узастопна теста у којима су исти стимулуси више пута приказивани. Она, према томе, потврђује да су релевантни предмети били доступни у меморији у тренутку завршне провере, али не омогућава да се утврди колико су били доступни пре почетка тестирања нити да ли је јачина меморијског трага била иста у тренутку сваког појединачног теста.

6. ТЕСТ ПРИКРИВЕНЕ ИНФОРМАЦИЈЕ ЗАСНОВАН НА N400 КОМПОНЕНТИ

6.1. Узорак

У оквиру теста прикривене информације заснованог на компоненти N400, прикупљени су ЕЕГ записи од укупно 75 испитаника. Након фазе предобраде ЕЕГ записа, девет испитаника је искључено из даљих анализа због неактивних електрода, изражених артефаката или ниског квалитета података генерално. Анализе су спроведене на коначном узорку од 66 испитаника (24 испитаника из групе невиних, 21 испитаник из групе информисаних невиних и 21 испитаник из групе кривих).

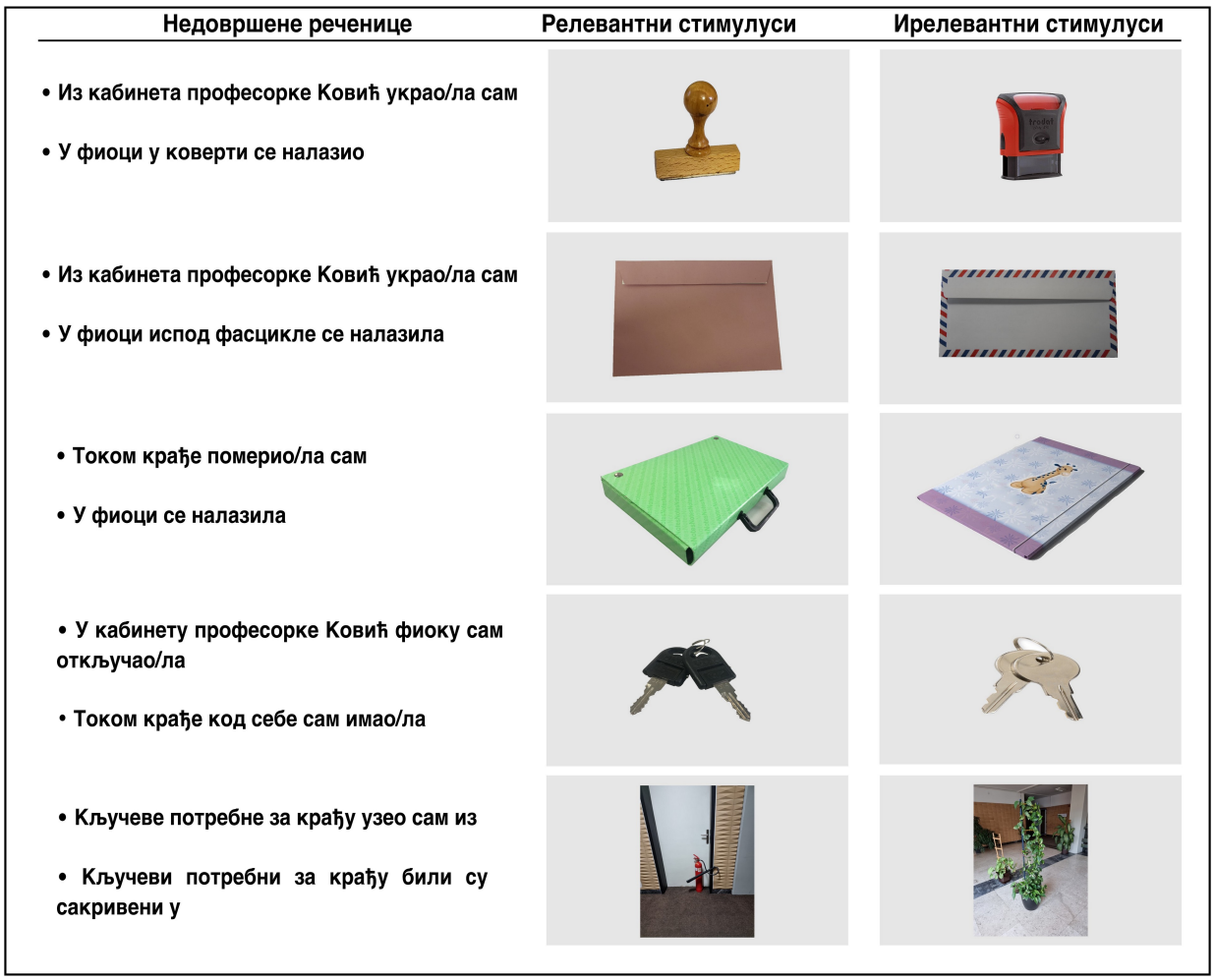
6.2. Експериментални нацрт

Нацрт експеримента је био 3 x 2 мешовит двофакторски. Непоновљен фактор је била Група са три нивоа (невини, информисани невини и криви), док је фактор Неконгруентност био поновљен и чине га два нивоа (конгруентни упарени реченица и стимулус“, неконгруентни упарени реченица и стимулус“).

На основу прегледа литературе о N400 компоненти изазваној сликовним стимулусима дефинисана су два прозора за мерење компоненти: N300, у интервалу од 250 до 350 ms, и N400, у интервалу од 350 до 550 ms (Шошкић и сарадници, 2022). Мерења су вршена дуж градијента антериорности, а не на једној центропаријеталној регији, у складу са претходним истраживањима потенцијала изазваних сликама (Ganis et al., 1996; Hamm et al., 2002; McPherson & Holcomb, 1999). Примарна зависна варијабла је био диференцијални талас добијен као разлика између обједињених ирелевантних и обједињених релевантних стимулуса у претходно дефинисаним временским прозорима и регијама.

6.3. Стимулуси

У тесту прикривене информације заснованом на N400 коришћено је пет релевантних стимулуса и пет ирелевантних стимулуса (2 типа стимулуса x 5 објеката). За сваки од пет објеката осмишљене су по две недовршене реченице тако да је релевантни објекат завршавао реченицу на начин да је тврдња у реченици истинита, док је завршавање реченице ирелевантним објектом чинило њен садржај неистинитим. Половина недовршених реченица се односила на сам чин крађе објекта, а друга половина на локацију конкретног објекта током крађе. Свака од 10 недовршених реченица је упарена и са релевантним и са ирелевантним стимулусом и на тај начин је формирано укупно 20 парова реченица-стимулус који су приказани на Слици 6.1.



Слика 6.1. Стимулуси коришћени у тесту прикривене информације заснованом на N400

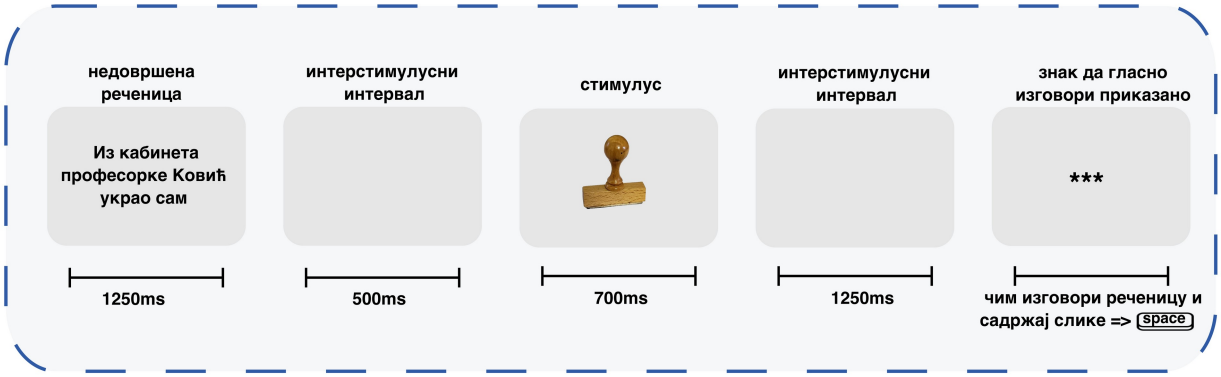
6.4. Експериментална процедура

Тест прикривене информације заснован на N400 су првобитно применили Боаз и сарадници (Boaz et al., 1991) у експерименталној процедури у којој су прво приказивали недовршену реченицу а потом реч која је приказану реченицу завршавала на начин да садржај реченице буде истинит или неистинит. Реченице су биле конгруентне граматички и семантички, а амплитуда N400 компоненте је служила као индекс неконгруентности између тврдње у реченици и епизодичке меморије испитаника. У овој студији модификована је процедура теста тако да су слике уместо речи завршавале недовршене реченице. Упаривањем реченица и слика објеката формирано је 20 различитих парова реченица-слика (типа стимулуса [релевантан, ирелевантан] x 5 Објеката [печат, коверта, фасцикла, кључ и локација кључа] x 2 врсте реченица [радња и локација]).

У сваком покушају испитанику је најпре приказана недовршена реченица, затим сликовни стимулус, а испитаник је био инструисан да сачека и да наглас изговори и интегрише приказану реченицу и шта је било на слици (на пример. „У кабинету професорке украо сам..бордо коверту“) тек када се на екрану појави знак у виду три звездице (***). На овај начин се постиже да

испитаник мора да прочита реченице и види шта је приказано на слици. Након изговарања реченице, испитаник је притиском на „space“ тастер на тастатури започео следећи покушај. Укупно је било 120 покушаја по испитанику, свака од 20 реченица била је случајним редоследом приказана по шест пута.

Реченице са релевантним стимулусима су тачно описивале шта се догодило у крађи. Логика теста је била једноставна. Код невиних особа које нису знале критичне детаље из крађе неће бити разлике у амплитуди N400 између ирелевантних и релевантних парова „реченица-слика“, јер услед недостатка знања неће бити ефекта неконгруентности. Код кривих и информисаних испитаника јавиће се већа амплитуда N400 на ирелевантним (неконгруентним) него на релевантним (конгруентним) паровима „реченица-слика“.



Слика 6.2. Структура покушаја у семантичком тесту прикривене информације

6.5. Обрада ЕЕГ сигнала

Увоз података и верификација окидача. Континуирани Neuroscan фајлови су увезени и њихова фреквенција одабирања је смањена на 500 Hz. Провера структуре догађаја је открила да у 27.8% ЕЕГ снимака недостаје један или два појединачна окидача (118 или 119 догађаја уместо 120). Пошто никада није недостајало више од два покушаја, ови снимци су задржани. Дефицит је забележен као извор малог и несистематског губитка покушаја.

Уклањање неактивних канала. Канали на мастоидним позицијама (LM и RM) су преименовани према конзистентној конвенцији у M1 и M2. Две аутоматизоване провере су идентификовале и означиле канале који су били равни током 5 s или дуже и израчуната је максимална апсолутна корелација сваког канала са свим осталим каналима, а канали чија је максимална корелација са било којим другим каналом била нижа од .30 означени су као искључени из монтаже. Два мастоидна и два фронтополарна канала (M1, M2, FP1, FP2) била су изузета из критеријума заснованог на корелацији. Мастоидни канали су изузети због своје улоге у референцирању, док су фронтополарни канали изузети због изражене очне активности, која је по својим карактеристикама суштински различита од активности забележене на осталим позицијама.

Високопропусно филтрирање. Сво филтрирање је примењено је на целокупан, непрекинути континуирани ЕЕГ запис, пре уклањања било каквих сегмената података. Прво је примењен је FIR високопропусни филтер типа sinc, са Хаминговим прозором, граничном фреквенцијом од 0,1 Hz (са 16,501 tapps, што одговара дужини од 33 s при фреквенцији узорковања од 500 Hz) и нултом фазом ради уклањања спорог померања базне линије (енг. slow drift). Изведба са нултом фазом односно некаузална имплементација коришћена је како би се избегло померање почетка и латенце врха ERP компоненте. Гранична фреквенција од 0,1 Hz је одабрана тако да буде знатно испод фреквенцијског опсега у којем долази до израженијег изобличавања спорих ERP компоненти (Tanner et al., 2015; Widmann et al., 2015).

Уклањање мрежног шума. Мрежни шум на 50 Hz и његов први хармоник на 100 Hz су потом уклоњени применом спектралне регресије из PrepPipeline процедуре, засноване на мултитапер спектралној декомпозицији (прозори са тапером од 4 s, корак од 1 s, ширина опсега тапера од 2 Hz, p = .01, највише 10 итерација). Мултитапер регресија изабрана је уместо notch филтера јер не уводи ни фазну дисторзију ни спектралну „рупу“.

Нископропусно филтрирање. Примењен је затим Батервортов нископропусни филтер са граничном фреквенцијом од 30 Hz, у нултофазној имплементацији са ефективним редом 4 и асимптотским нагибом слабљења од 24 dB по октави.

Идентификација лоших канала. Квалитет појединачних канала процењен је на основу релативног критеријума прилагођеног подацима сваког испитаника, уместо примене јединственог апсолутног прага напона. За сваког испитаника израчуната је медијана стандардних девијација свих канала, а канали чија је стандардна девијација била 2,5 пута већа од те медијане означени су за одбацивање, при чему је примењен доњи праг од 30 μV, како код изузетно нискошумних записа канали са уобичајеним нивоом варијабилности не би били неоправдано одбачени. Додатно је била уведена заштитна процедура којом се аутоматско одбацивање канала заустављало код сваког ЕЕГ записа код којег би примена овог критеријума довела до уклањања више од 35% канала, јер такав запис треба искључити из анализе, а не покушавати реконструисати уклањањем великог броја канала.

Издвајање копије за анализу независних компоненти. Направљена је у овом тренутку засебна копија података сваког испитаника, док су записи још увек били континуирани, и потом је само на креираној копији примењен високопропусни филтер са граничном фреквенцијом од 1 Hz. Високопропусно филтрирање на 1 Hz значајно побољшава квалитет ICA декомпозиције (Winkler et al., 2015), док израчунавање декомпозиције на филтрираној копији и накнадна примена добијених тежина на податке намењене за анализу филтриране на 0,1 Hz омогућава очување нискофреквентних компоненти неопходних за анализу N400, без негативног утицаја нискофреквентног шума на квалитет декомпозиције. Копија је у даљим корацима сегментирана на исти начин као и подаци намењени анализи.

Уклањање интервала између блокова. Континуирани запис је затим сведен на временске интервале релевантне за анализу. За сваки стимулусни догађај задржан је интервал од 1000 ms пре до 1700 ms након окидача, док су међусегментни интервали дужи од 4000 ms уклоњени. На овај начин задржано је приближно 324 s података по испитанику, распоређених у 120 сегмената, чија је медијана дужине износила 2.7 s.

Одбацивање артефаката у континуираном запису. Преостали сегменти који садрже покрете или артефакте електрода идентификовани су и обрисани помоћу ERPLAB детекције артефаката у континуираном запису. Уклањање интервала између блокова и одбацивање артефаката су у запис увеле границе између сегмената (енг. boundary events) које су узете у обзир при свим даљим поступцима сегментације и филтрирања.

Изградња листе догађаја и додела бинова. Направљена је ERPLAB листа догађаја, а догађаји су распоређени у одговарајуће бинове на основу датотеке са описом бинова. Сваком од 20 парова реченица-објекат (2 типа стимулуса x 5 објеката x 2 типа реченице) додељен је један од 20 бинова (1–20), док су у бину 21 обједињени сви покушаји са релевантним стимулусима, а у бину 22 сви покушаји са ирелевантним стимулусима, независно од појединачних објеката и врста реченице. Будући да бинови 21 и 22 представљају стварно обједињене покушаје, а не просеке средњих вредности појединачних услова, њихова стандардна мерна грешка има директно и смислено тумачење, док њихова разлика представља контраст у којем сваки покушај има једнаку тежину.

Издвајање епоха и корекција основне линије. Епохе су издвојене у интервалу од −600 до 1500 ms у односу на почетак критичног стимулуса и кориговане према базној линији дефинисаној интервалом од −200 до 0 ms, Корекција основне линије примењена је у фази издвајања епоха, а не након детекције артефаката, како би се критеријум за идентификацију артефаката примењивао на податке у њиховом коначном облику. Овакав редослед обраде је оправдан зато што је овде примењени критеријум за детекцију артефаката заснован на амплитуди од врха до врха (енг. peak-to-peak), која је инваријантна на додавање или одузимање константног помака и стога није промењена корекцијом базне линије.

Идентификација и уклањање компоненти које представљају очне и мишићне артефакте. Будући да нису били коришћени EOG канали, очни артефакти кориговани су применом анализе независних компоненти (ICA). Проширени infomax ICA израчунат је на засебној копији података сваког испитаника филтрираној на 1 Hz, док је запис још био континуиран, а затим су добијене тежине накнадно примењене на податке намењене за анализу филтриране на 0,1 Hz, чиме се чувају нискофреквентне компоненте сигнала релевантне за анализу N400. Референтни канал M1, који након референцирања садржи искључиво нулте вредности, изузет је из ICA декомпозиције како не би довео до решења са редукованим рангом. За сваку декомпозицију извршена је провера ранга, а пре преношења ICA тежина додатно је проверено да изворни и циљни скуп података имају идентичну монтажу. Компоненте су аутоматски класификоване применом ICLabel

алгоритма, а компоненте класификоване као очне или мишићне са вероватноћом од најмање .80, уклоњене су из података. По испитанику је уклоњено између једне и пет компоненти (M = 2,4).

Провера корекције очних артефаката. Услед одсуства EOG канала на основу којег би се успешност корекције могла директно проверити, од фронтополарних канала конструисан је псеудо-EOG сигнал, након чега је за сваког испитаника израчуната највећа апсолутна корелација између тог сигнала и уклоњених компоненти. У коначном узорку просечна корелација износила је r = .89, што указује да су уклоњене компоненте заиста обухватале очну активност код готово свих испитаника. Код два испитаника ова корелација била је знатно нижа.

Интерполација канала и поновно референцирање. Канали означени као лоши реконструисани су применом сферне сплајн интерполације (енгл. spherical spline interpolation). Мастоидне електроде снимљене су независне: лева (M1) коришћена је као референтна током снимања, а десна (M2) снимљена је као активни канал. Подаци су задржани са левом мастоидном електродом (M1) као референцом. Избор референце на једну мастоидну електроду M1, уместо накнадног референцирања на просек две мастоидне електроде независно снимљене направљен је како би се елиминисао могући конфундирајући фактор. Наиме, код 12 испитаника због израженог шума била је потребна интерполација десне мастоидне електроде, при чему учесталост интерполације није била независна од припадности групе. Код тих испитаника би при упросечавању обе мастоидне електроде, интерполирана вредност десне мастоидне електроде доприносила са половином референтног сигнала на сваком каналу, чиме би се састав референце систематски разликовао између група које се пореде. Насупрот томе, референца на једну мастоидну електроду обезбеђује да сваки испитаник има идентично дефинисану и директно измерену референцу, чиме се конфундирање елиминише самим начином обраде, без потребе за искључивањем испитаника. Последице оваквог избора референце директно су паралелно квантификоване како на целокупном узорку тако и на подузорку испитаника којима десна мастоидна електрода није интерполирана. Ефекти засновани на поређењу канала алгебарски су инваријантни у односу на избор референце, док ефекти засновани на упросечавању амплитуда преко канала зависе од начина референцирања. Због тога су у другом случају резултати приказани за сва три начина референцирања, што омогућава њихово непосредно поређење под истим условима.

Детекција артефаката на нивоу епоха. Детекција артефаката заснивала се искључиво на од-врха-до-врха амплитуди и спроведена је у два пролаза. Критеријуми засновани на апсолутној амплитуди нису коришћени, јер 0,1-Hz високопропусни филтер у овом поступку и даље пропушта споре промене сигнала, због чега би апсолутни праг могао да реагује на дрифт, а не на стварни артефакт. Провера је показала да би примена таквог критеријума код једног испитаника довела до одбацивања 163 s иначе употребљивих података. У првом пролазу коришћен је покретни прозор од 200 ms, са кораком од 100 ms и критеријумом од 150 μV, чиме су циљано детектовани краткотрајни догађаји високе амплитуде. У другом пролазу исти критеријум од 150 μV

примењен је на целокупан мерни интервал, са кораком од 100 ms, на копији нископропусно филтрираној на 20 Hz, како би се идентификовао спорији дрифт унутар епохе.

Упросечавање. Епохе су упросечене засебно за сваки бин. На основу тако добијених бинова израчунате су просечне вредности по типу стимулуса, (засебно за релевантне и ирелевантне стимулусе), као и диференцијални сигнал рачунат као разлика између обједињених ирелевантних и обједињених релевантних стимулуса преко свих објеката и типа реченица.

Процена квалитета података и искључивање испитаника. Квалитет података процењен је применом аналитичке стандардизоване мерне грешке (aSME; Luck et al., 2021), израчунате за обједињене бинове релевантних и ирелевантних стимулуса унутар прозора за мерење N400 компоненте, на дефинисаном региону интересовања. Будући да примарна зависна мера представља разлику између два међусобно независна скупа покушаја, стандардизована мерна грешка те разлике израчуната је као квадратни корен збира квадрата aSME вредности два бина који доприносе поређењу. Просечна aSME вредност у прозору за мерење N400 компоненте и на дефинисаном региону од интереса износила је 2.05 μV, док је просечна стандардизована мерна грешка диференцијалног таласа износила 2.89 μV. У просеку је одбачено 13.30% покушаја, у мањем од два обједињена бина у просеку је преживео 50.1 покушај од 60, а просечно је интерполирано 8.1% канала.

За сваког испитаника, дефинисана су четири a priori критеријума за искључивање испитаника пре анализе података:

1. медијана aSME изнад 3.00 μV,
2. више од 25% одбачених покушаја,
3. више од 15% интерполираних канала
4. мање од 20 прихваћених покушаја у мањем од два обједињена бина

Укупно је искључено девет испитаника, од којих је један испитаник је искључен током обраде ЕЕГ записа.

Табела 6.1

Разлози искључења девет испитаника

Испитаник	Група	Прекршени критеријум	Вредност	Праг
Током обраде: запис није преживео обраду (n = 1)				
72	криви	Прихваћени покушаји	0	< 20
		Одбачени покушаји	100.00%	> 25%
После обраде: контрола квалитета (n = 8)				
16	невини	Медијана aSME	4.97 μV	> 3.00 μV
		Одбачени покушаји	34.75%	> 25%
		Интерполирани канали	37.84%	> 15%
32	информисани	Медијана aSME	3.40 μV	> 3.00 μV
34	информисани	Медијана aSME	4.25 μV	> 3.00 μV
		Одбачени покушаји	67.57%	> 25%
37	информисани	Прихваћени покушаји	17	< 20
		Медијана aSME	3.34 μV	> 3.00 μV
		Одбачени покушаји	45.79%	> 25%
45	информисани	Медијана aSME	3.04 μV	> 3.00 μV
		Одбачени покушаји	33.33%	> 25%
50	криви	Медијана aSME	4.67 μV	> 3.00 μV
		Одбачени покушаји	33.63%	> 25%
64	криви	Медијана aSME	7.13 μV	> 3.00 μV
		Одбачени покушаји	76.77%	> 25%
66	криви	Прихваћени покушаји	9	< 20
		Медијана aSME	3.47 μV	> 3.00 μV
		Одбачени покушаји	38.05%	> 25%
		Интерполирани канали	16.22%	> 15%

Напомена. aSME = аналитичка стандардизована грешка мерења средње амплитуде у прозору N400 на региону од интереса; SD = стандардна девијација.

Након искључивања девет испитаника, у коначном узорку од 66 испитаника просечна aSME вредност износила је 1.91 μV (SD = 0,43), а губитак покушаја у просеку је износио 10.06%; просечан број прихваћених покушаја по обједињеном бину је био 52,1, а просечан удео интерполираних канала 8.03%. Ниједан од показатеља квалитета података није се статистички значајно разликовао између група у коначном узорку. Анализе су спроведене на 24 невина, 21 информисаног и 21 кривог испитаника.

6.6. Резултати

Ефекти који сажимају преко канала нису инваријантни и приказани су под све три референце.

Ове анализе приказане су под референцом на једну мастоидну електроду (M1), која се користи у целом раду, а упоредо су израчунате и под просеком две независно снимљене мастоидне електроде на целом узорку, као и под просеком две независно снимљене мастоидне електроде само на подузорку испитаника код којих десна мастоидна електрода није интерполирана (n = 54: 16 невиних, 18 информисаних и 20 кривих). Ефекти који контрастирају канале алгебарски су инваријантни у односу на референцу, јер свако поновно референцирање одузима вредност заједничку свим каналима у датој временској тачки. Ефекти који укључују упросечавање преко канала нису инваријантни и приказани су под све три референце.

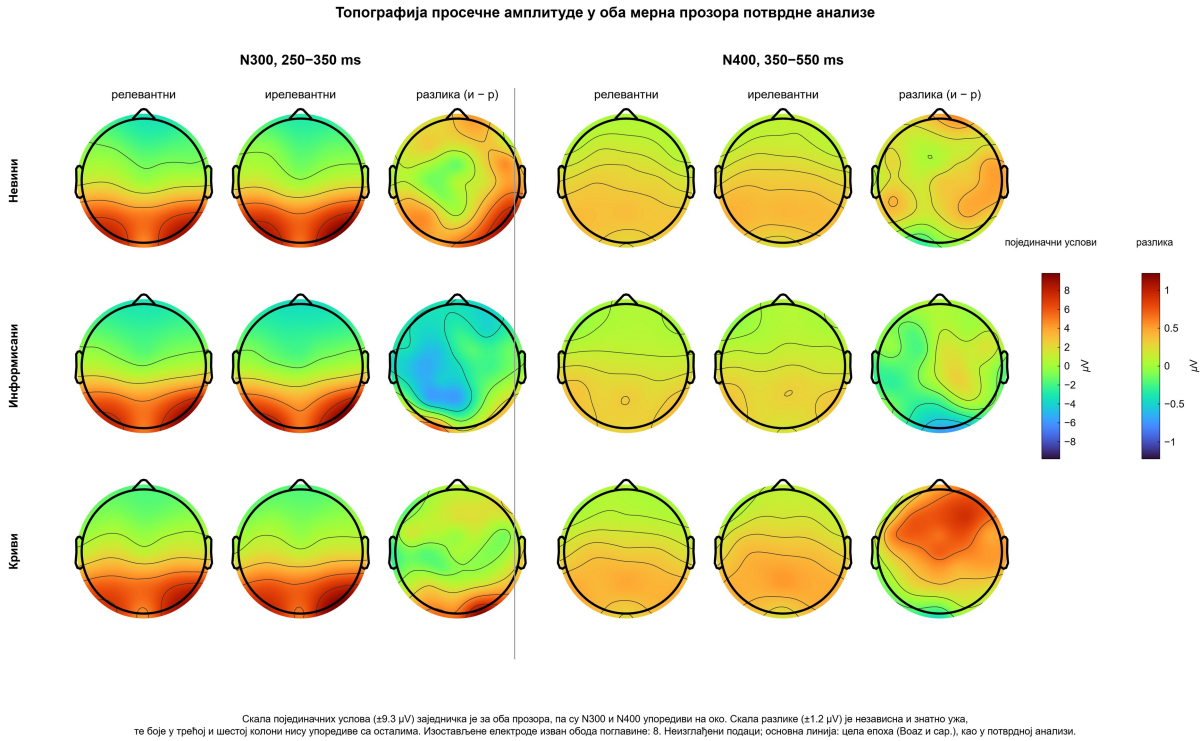
6.6.1. Бихевиорални резултати

Медијана трајања вербалног одговора износила је 3752 ms (распон од 3178 до 4449). Трајање вербалног одговора се није разликовало између релевантних и ирелевантних парова „реченица-стимулус“ на нивоу узорка, t(62) = −0,45, p = .653, d = −0,06., нити на нивоу група (невини: 8,6 ms, p = .777; информисани: −42,6 ms, p = .083; криви: +1,1 ms, p = .985).

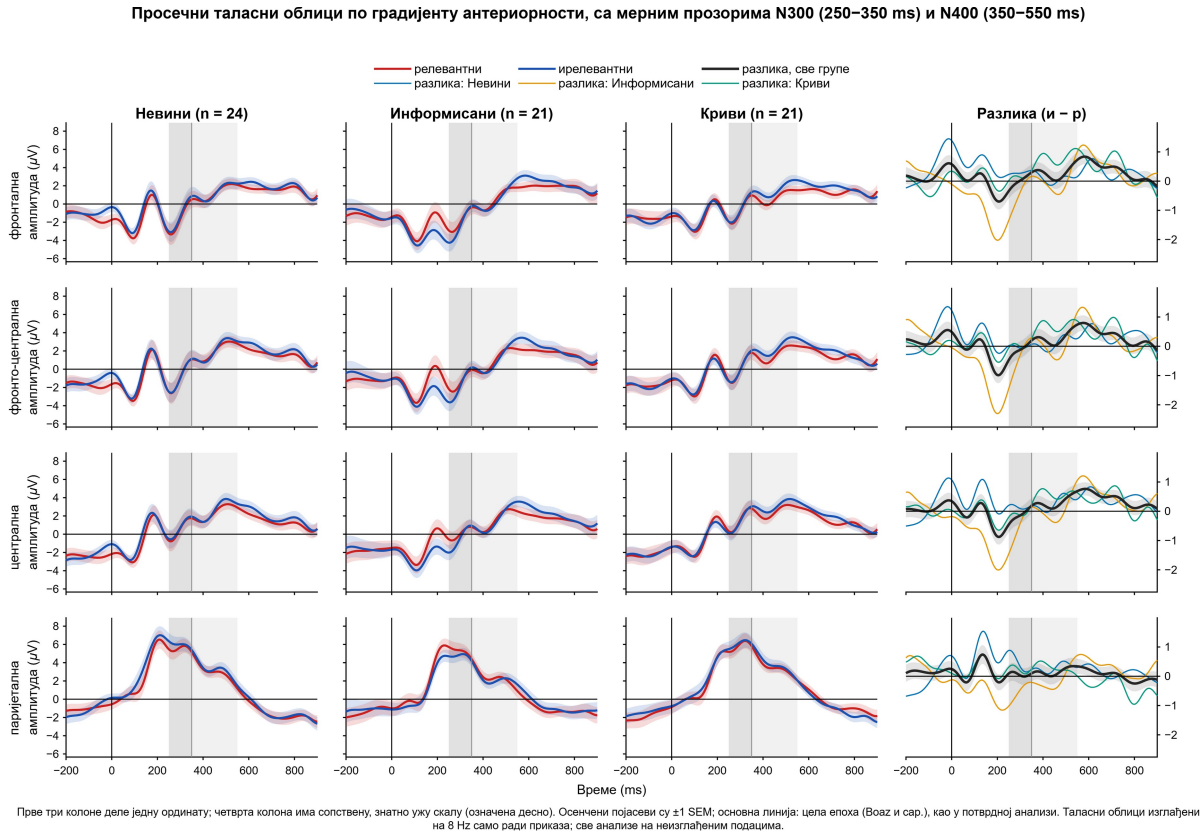
6.6.2. Компоненте изазване критичним стимулусом

Пре испитивања ефекта неконгруентности неопходно је утврдити коју компоненту сликовни стимулус изазива и на ком месту на скалпу. Мерено дуж градијента антериорности, парадигма производи компоненте описане у литератури о обради сликовних стимулуса. У просечном таласу обједињеном преко група, интервал од 230–330 ms садржи фронталну негативност од -3 μV, са максимумом на 256 ms, која се монотоно смањује преко фронто-централне (-2.47 μV) и централне регије (-0.94 μV) до паријеталне позитивности од 4.68 μV; разлика између фронталне и паријеталне регије у интервалу од 250–350 ms износи -6.94 μV. Ово представља N300 са максималном амплитудом у фронталној регији, какав се описује код сликовних стимулуса, али не и код речи (Hamm et al., 2002; McPherson & Holcomb, 1999). Насупрот томе, у центропаријеталном интервалу од 300–500 ms у свим групама и типу стимулуса доминира изражена позитивност: за релевантне стимулусе износила је 4.49 μV у групи невиних, t(23) = 4.43, p < .001; 3.46 μV у информисаној групи, t(20) = 3.62, p = .002; и 5.57 μV у групи кривих, t(20) = 4.73, p < .001, уз веома сличне вредности за ирелевантне стимулусе (4.60, 3.05 и 5.71 μV, сви p ≤ .012) и без разлике између ирелеватних и релевантних парова ни у једној од група (p = .389 и .214). Тај интервал је, дакле, у укупном таласу заузет касним позитивним комплексом, а не очекиваном негативношћу компоненте N400.

Слика 6.3 приказује два дескриптивна налаза: предњу негативност која дефинише N300 присутна је у првом прозору, али је одсутна у другом, у којем се уместо ње уочава широка позитивност без јасног предњег негативног фокуса; и разлике између релевантних и ирелевантних стимулуса су мале и по знаку недоследне између група у оба прозора.



Слика 6.3. Топографија расподеле просечне амплитуде у мерним прозорима N300 и N400



Слика 6.4. Просечни таласи дуж градијента антериорности по групама

На слици 6.4, редови представљају четири зоне антериорности укључене у анализу: фронталну (F3, FZ, F4), фронто-централну (FC1, FCZ, FC2), централну (C3, CZ, C4) и паријеталну (P3, PZ, P4). Прве три колоне приказују релевантне и ирелевантне таласе за сваку групу на истој ординати, што омогућава

директно праћење антериорног градијента кроз редове. Четврта колона приказује разлику између ирелевантних и релевантних таласа за сваку зону, обједињено по групама (дебела линија, са ±1 SEM) и одвојено за сваку групу (танке линије), на засебној, знатно ужој ординати приказаној са десне стране. Две осенчене области означавају мерне прозоре анализе: N300 (250–350 ms, тамније) и N400 (350–550 ms, светлије). Амплитуде су израчунате применом корекције целокупном епохом, према поступку Боаза и сарадника. Позитивне вредности приказане су навише.

6.6.3. Ефекат неконгруентности

Присуство ефекта унутар сваке групе испитивано је t-тестовима за један узорак у односу на нулту вредност. Разлике између група су испитиване четворофакторском анализом варијансе, унапред предвиђеним линеарним трендом између група (невини < информисани невини < криви, на диференцијалној N400 амплитуди) и Велчовим t-тестовима за независне узорке за поређења невиних са кривима и невиних са информисаним невинима. Величине ефекта приказане су као Коеново d са 95% интервалима поверења за разлику просечних вредности.

Као што се може видети у Табели 6.2, испитана је интеракција групе са типом стимулуса, компонентом (N300, 250–350 ms; N400, 350–550 ms) и антериорношћу (четири зоне). Ефекат антериорности био је изражен, $F(1.15, 72.67) = 175.23$, $p < .001$, док је интеракција Компонента × Антериорност била још израженија, $F(1.37, 86.54) = 234.33$, $p < .001$. Ови резултати показују да N300 и N400 прозори имају различите просторне дистрибуције на скалпу, односно да не представљају једну продужену електрофизиолошку девијацију. Оба ефекта представљају контрасте између канала и стога су идентична при обе испитане референтне шеме.

Ефекат типа стимулуса, који представља ефекат предвиђен хипотезама, није утврђен, $F(1, 63) = 0.33$, $p = .571$. Такође нису регистровани ни интеракција Тип стимулуса × Антериорност, $F(1.35, 84.81) = 0.17$, $p = .759$, нити било који ефекат који укључује Групу (сви $p \geq .270$). Интеракција Тип стимулуса × Компонента такође није достигла статистичку значајност, $F(1, 63) = 2.61$, $p = .111$. Будући да је овај ефекат израчунат након упросечавања преко канала, његова величина зависи од избора референце. При референцирању на просек две мастоидне електроде интеракција је на целом узорку достигла $p = .059$, што, као и при референцирању на M1 ($p = .111$), не пружа статистички значајну подршку хипотези. Анализа је зато поновљена на подузорку од 54 испитаника код којих M2 није била интерполирана, тако да су обе мастоидне електроде код свих испитаника у подузорку биле директно измерене. На том подузорку интеракција је износила $F(1, 51) = 4.30$, $p = .043$ при референцирању на просек две мастоидне електроде, а $F(1, 51) = 3.87$, $p = .054$ при референцирању на M1. Избор мастоидне референце, дакле, помера величину тест статистике и вредност p око конвенционалног прага $\alpha = .05$, али не производи квалитативно различит образац резултата. Према томе, ова мала варирања око прага $\alpha = .05$ прикладније је тумачити као нестабилност граничног ефекта у зависности од референцирања и састава узорка, а не као показатељ да различите референце доводе до суштински различитих исхода.

За тумачење хипотезе важније је да је смер интеракције остао исти под обе референце и да је био супротан предвиђеном N400 ефекту прикривеног знања. На подузорку од 54 испитаника диференцијални скор ирелевантни минус релевантни износио је −0.159 μV у прозору N300 и 0.263 μV у прозору N400 при референцирању на M1, односно −0.245 μV и 0.177 μV при референцирању на просек две мастоидне електроде. Дакле, од прозора N300 ка прозору N400 диференцијални скор постајао је позитивнији под обе референце, док би хипотеза о N400 ефекту прикривеног знања предвиђала његово померање у негативнијем смеру.

Табела 6.2

Четворофакторска анализа варијансе (Група × Тип стимулуса × Компонента × Антериорност) под референцом на M1, са анализом осетљивости на избор референце

Ефекат	*F* (M1)	*df*	*p*	*F* (просек M1 и M2)	*F (M1)* подузорак	*F* (просек M1 и M2) подузорак
Група	1.339	2.00, 63.00	.270	0.801	3.168	2.120
Тип стимулуса	0.325	1.00, 63.00	.571	0.052	0.041	0.041
Група × Тип стимулуса	0.860	2.00, 63.00	.428	0.428	0.776	0.353
Компонента	7.715	1.00, 63.00	.007	11.664	5.779	7.839
Група × Компонента	0.127	2.00, 63.00	.881	0.158	0.180	0.179
Тип стимулуса × Компонента	2.613	1.00, 63.00	.111	3.711	3.874	4.297
Група × Тип стимулуса × Компонента	0.559	2.00, 63.00	.575	0.475	0.037	0.210
Антериорност	175.228	1.15, 72.67	<.001	175.228	140.642	140.642
Група × Антериорност	0.134	2.31, 72.67	.900	0.134	0.776	0.776
Тип стимулуса × Антериорност	0.166	1.35, 84.81	.759	0.166	0.253	0.253
Група × Тип стимулуса × Антериорност	0.744	2.69, 84.81	.515	0.744	1.307	1.307
Компонента × Антериорност	234.328	1.37, 86.54	<.001	234.328	170.813	170.813
Група × Компонента × Антериорност	1.217	2.75, 86.54	.307	1.217	1.095	1.095
Тип стимулуса × Компонента × Антериорност	3.081	1.52, 95.80	.064	3.081	3.521	3.521
Група × Тип стимулуса × Компонента × Антериорност	1.175	3.04, 95.80	.324	1.175	1.129	1.129

Напомена. n = 66 за прве четири колоне; n = 54 – подузорак испитаника са неинтерполираном десном мастоидоном електродом; F, df и p вредности односе се на анализу под референцом на M1; Степени слободе су кориговани применом Гринхаус-Гајзерове корекције.

6.6.4. Провера постојања ефекта независно од избора временског прозора и електрода

Две масовно-универијатне анализе обезбедиле су контролу грешке типа I на нивоу целокупног скупа тестова, без претпоставке о томе где би се ефекат могао појавити.

Прва је била пермутациона анализа заснована на маси кластера током целе епохе на центропаријеталној регији од интереса. Кластери су формирани од временски суседних тачака које су премашивале двострани праг од α = .05, а маса сваког кластера упоређивана је са нултом дистрибуцијом максималне масе кластера добијеном током 10 000 насумичних пермутација ознака група.

Друга анализа била је пермутациони тест заснован на максималној статистици за свих 36 канала и свих 1050 временских тачака, што укупно даје 37 800 појединачних тестова. У овој анализи највећа апсолутна t вредност у посматраној мапи упоређивана је са нултом дистрибуцијом највећих апсолутних t вредности добијених у 10 000 пермутација. Пермутација се односила на ознаке група између два типа стимулуса који се у конкретном поређењу испитују, што представља директну имплементацију нулте хипотезе за разлику између независних група.

Резултати масовно-универијатних анализа отклонили су могућност да је нулти резултат последица избора неодговарајућег места на скалпу или временског интервала мерења (Табела 6.3). Критичне вредности за контролу породичне стопе грешке за тест заснован на максималној статистици износиле су |t| = 4.88 и 4.90. M1 је била референтна електрода.

Табела 6.3

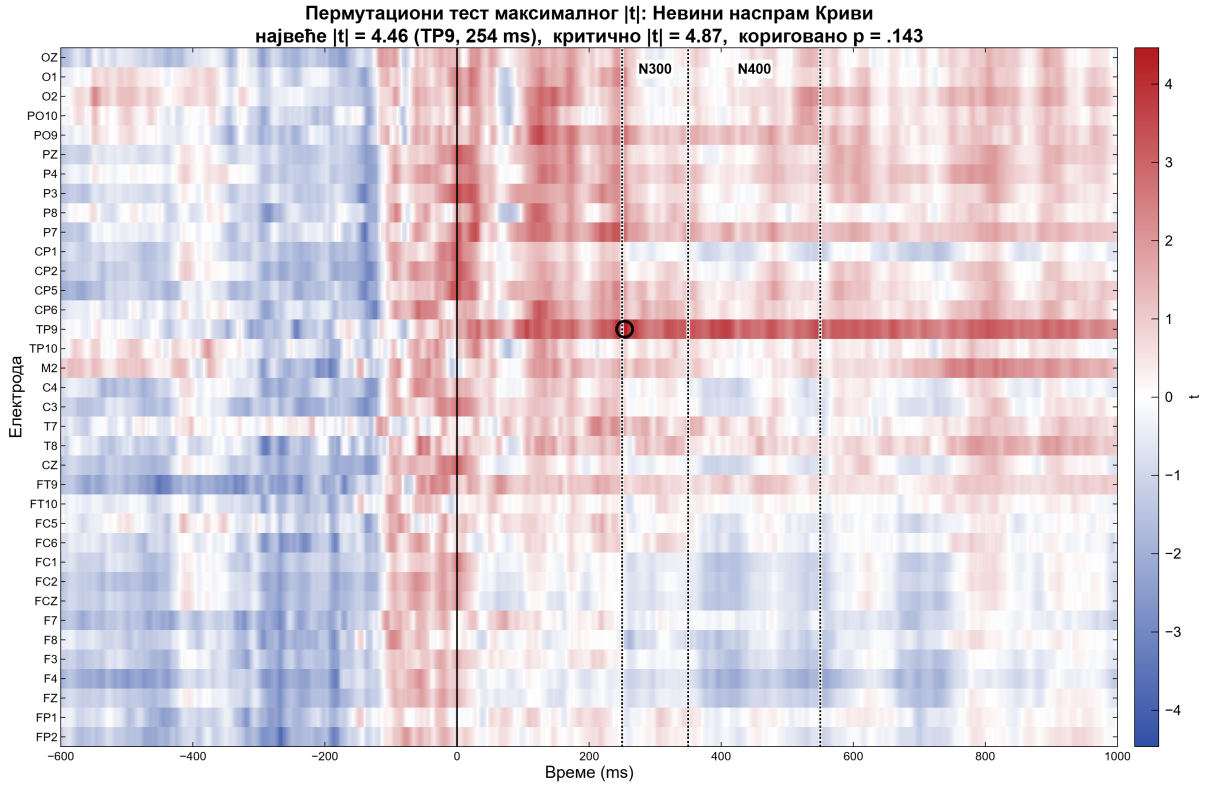
Масовно-универијатни пермутациони тестови на диференцијалном таласу

Тест	Контраст	Статистика	Локација	*p*
Маса кластера (ROI × време)	Невини vs. криви	67.24	−28 до 22 ms	.217
Маса кластера (ROI × време)	Невини vs. информисани	124.04	102 до 192 ms	.094
Макс. |*t*| (36 ел. × 1.050 тачака)	Невини vs. криви	4.46	TP9, 254 ms	.146
Макс. |*t*| (36 ел. × 1.050 тачака)	Невини vs. информисани	4.41	CP6, 238 ms	.171

Тест пермутације заснован на маси кластера, спроведен током целе епохе, није идентификовао ниједан статистички значајан кластер ни у једном од два поређења између група; највећи кластер, у поређењу између невиних и информисаних учесника, протезао се од 102 до 192 ms, са масом кластера од 124.04, $p = .094$.

Тест пермутације заснован на максималној статистици, такође, није показао статистички значајан ефекат. У поређењу невиних и кривих испитаника највећа апсолутна вредност t-статистика износила је 4.46 на електроди TP9 у 254 ms, са коригованим $p = .146$, при чему је критична вредност за контролу породичне стопе грешке износила 4.88. У поређењу невиних и информисаних испитаника највећа апсолутна вредност t-

статистика износила је 4.41 на електроди CP6 у 238 ms, са коригованим p = .171 и критичном вредношћу од 4.90. Када је претражен цео EEG сигнал, највеће разлике између група појавиле су се рано (око 240–250 ms) и на латералним електродама, а не у централно-паријеталној области и временском интервалу у којем би се очекивао N400. Поред тога, ниједна од тих највећих разлика није преживела корекцију за вишеструко тестирање. Слика 6.5 показује да се нулти резултат не може приписати избору неодговарајућег временског прозора или електроде. Боја приказује Велчов t-статистик за разлику између група у диференцијалном таласу (ирелевантни минус релевантни) за сваку комбинацију електроде и временске тачке. Црна контура означава критичну вредност |t| добијену пермутационим поступком за контролу породичне грешке на нивоу .05; ниједна тачка не достиже ову вредност. Кружић означава највећу апсолутну вредност t-статистика. Испрекидане вертикалне линије означавају границе два мерна прозора потврдне анализе, N300 (250–350 ms) и N400 (350–550 ms); приказане су искључиво ради оријентације, јер овај тест не подразумева претходни избор ни временског прозора ни електроде. M1 је референтна електрода током снимања и изузета је из анализе.



Црна контура означава критично |t| за контролу породичне грешке на .05 (10000 пермутација); ниједна тачка мапе је не прелази.
Тачкасте линије означавају границе мерних прозора потврдне анализе, приказане само ради оријентације.
Тест не бира ни прозор ни електроду: обухвата свих 36 канала и 1050 временских тачака. M1 изостављена (идентички нула).
Неизглађени подаци; основна линија: −200 до 0 ms, као у тесту који слика приказује.

Слика 6.5. Пермутациони тест заснован на максималној статистици за све електроде и временске тачке: невини насрам кривих

6.6.5. Хетерогеност између објеката и врсте реченице

Обједињена мера свих ирелеватних или релевантних упарених реченица и стимулуса представља просек пет објеката и две врсте недовршених реченица. Уколико би се ефекат неконгруентности јављао код појединих објеката, а код других изостајао или био супротног смера, такво упросечавање би смањило укупну разлику ка нули. У том случају, нулти резултат обједињеног контраста могао би представљати последицу агрегације, а не стварно одсуство ефекта. Дизајн омогућава директно испитивање хетерогености објеката и врсте реченице, јер бинови 1–20 обухватају све комбинације Типа стимулуса x Објекта × Врсте реченице.

Агрегирање података преко реченица и објеката није прикрило потенцијални ефекат. Када су анализе раздвојене према врсти реченице, диференцијална разлика ирелевантних у односу на релевантне стимулусе износила је -0,18 μV за реченице које се односе на радњу, t(65) = -0,42, p = .672, и 0,10 μV за реченице које се односе на локацију, t(65) = 0,24, p = .812. Интеракција Врсте реченице × Тип стимулуса такође није била значајна.

Ниједан појединачни објекат није показао статистички значајан ефекат након корекције за вишеструко тестирање. Највећа диференцијална разлика забележена је за коверту, и износила је -1.29 μV, али ни она није била статистички значајна након корекције (p = .431). Поред тога, интеракција Објекат × Тип стимулуса, испитана на региону CZ/CP1/CP2/PZ у интервалу 272–522.5 ms, такође није била значајна, F(3,63, 228,70) = 1.32, p = .265.

Према томе, резултати не указују на то да је одсуство укупног ефекта последица тога што се ефекат појављује само код појединих објеката или у једној од две врсте реченица.

6.6.6. Репликација класификационе анализе Боаза и сарадника

У изворној студији, објављеној пре више од три деценије и, према доступној литератури без систематске независне репликације, Боаз и сарадници (Boaz et al., 1991) пријавили су тачност класификације од 78% у накнадној анализи и 73.2% при примени истог класификационог поступка на два нова узорка. Аутори су ове резултате тумачили као показатељ да је применом њихове експерименталне процедуре могуће детектовати присуство прикривеног знања на основу компоненте N400. Међутим, структура њиховог нацрта допушта и алтернативно објашњење раздвојивости кривих и невиних испитаника. Криви испитаници су, за разлику од невиних, пре тестирања били изложени истим релевантним стимулусима који су касније употребљени током електрофизиолошког теста. Класификациони сигнал је, према томе, могао одражавати перцептивну познатост стимулуса услед претходног излагања и подударност услова кодирања и тестирања, а не ефекат конгруентности повезан са компонентом N400, како су аутори претпоставили. У том случају, класификатор би успешно раздвајао групе захваљујући методолошки уведеној разлици у претходном искуству са конкретним стимулусима, док би интерпретација те раздвојивости као показатеља детекције прикривеног знања посредством компоненте N400 била неоправдана. Перцептивна познатост конкретног тестовног стимулуса не представља специфично обележје прикривеног знања стеченог учешћем у

критичном догађају, јер може пре одражавати начин на који је информација претходно стечена и степен подударности између стимулуса при кодирању и тестирању.

Садашње истраживање пружа могућност за посредну проверу овог алтернативног објашњења. Информисани невини испитаници у садашњем нацрту одговарају кривим испитаницима Боаза и сарадника: нису учествовали у симулираној крађи, али су пре тестирања били изложени истим релевантним сликама које су касније употребљене као тестовни стимулуси. Насупрот томе, криви испитаници у садашњем истраживању стекли су критично знање непосредним учешћем у симулираној крађи, али пре тестирања нису видели слике релевантних стимулуса употребљених у тесту.

Оваква структура група омогућава поређење предвиђања два објашњења. Ако класификациони сигнал првенствено одражава прикривено знање стечено учешћем у критичном догађају, очекивало би се успешно раздвајање кривих од невиних испитаника. Ако, међутим, значајан део сигнала потиче од претходне перцептивне изложености идентичним тестовним стимулусима, успешније раздвајање требало би очекивати између информисаних невиних и невиних испитаника. Из тог разлога, на податке из овог истраживања примењен је класификациони поступак Боаза и сарадника како би се проверило алтернативно објашњење њиховог налаза. Ако је претходна изложеност идентичним релевантним стимулусима допринела класификационој успешности у њиховој студији, онда би се у садашњем истраживању очекивала већа успешност у разликовању информисаних невиних од невиних, у поређењу са разликовањем кривих од невиних. Добијање таквог обрасца било би у складу са претпоставком да класификациони сигнал не потиче првенствено од N400 ефекта неконгруентности, већ да бар делимично одражава перцептивну познатост релевантних стимулуса насталу њиховим претходним излагањем.

Боаз и сарадници су за сваког испитаника и сваку електроду израчунавали разлику између коригованих просечних амплитуда за два типа стимулуса, подељену фактором стандардне грешке. Из тога следи да класификациони сигнал теоријски може потицати не само из разлике у просечним амплитудама, већ и из систематских разлика у варијабилности сигнала или броју задржаних покушаја. Чињеница да се показатељи квалитета података у коначном узорку нису статистички значајно разликовали између група умањује вероватноћу таквог објашњења. Након тога су претраживали мрежу временских интервала чије су почетне латенце биле од 200 до 560 ms, а крајње од 240 до 600 ms, у корацима од 8 ms, уз минималну ширину интервала од 40 ms. За сваки интервал одређивана је гранична вредност која је омогућавала тачну класификацију највећег броја испитаника. Спроведен је скуп анализа који је задржао аналитичку структуру Боаза и сарадника, али прилагођену сликовним стимулусима тако што су промењена четири параметра на основу литературе о N400 компонентама изазваним сликовним стимулусима.

1) Скуп електрода је проширен са Cz и Pz на Fz, FCz, Cz и Pz, будући да је N400 изазван сликама померен ка антериорнијим регијама, док N300 достиже максимум у фронталним регијама.

2) Претрага је проширена на интервал од 200 до 750 ms, то јест проширена је са интервала 200–560 ms за почетне и 240–600 ms за завршне латенце на 200–650 ms и 250–750 ms, како би обухватила N300 и каснији фронтални интервал. Корак претраге износио је 10 ms уместо 8 ms, јер мрежа са кораком од 8 ms, почевши од 200 ms, не може да обухвати 250, 350, 550 и 750 ms, односно границе које су специфициране у литератури.

3) Поред просечне амплитуде, анализирана је и просечна амплитуда локално детрендованог сигнала која мери величину девијације у односу на позитивност на којој се компонента налази, а не у односу на нулту линију.

4) Фактор Локација са два нивоа из анализе у оригиналној студији замењен је факторском структуром Компонента (N300 наспрам N400) × Антериорност (фронтална, фронто-централна, централна, паријетална). Ове анализе су приказане у односу на једну референтну мастоидну електроду (M1), која је коришћена у целом раду.

Тачност класификације приказана је на основу угњеждене унакрсне валидације са изостављањем једног испитаника (енг. leave-one-out), при чему су и временски интервал и гранични резултат (енг. cutting score) поново процењивани унутар сваког скупа за обучавање. Пошто скупови са изостављањем једног испитаника деле исте податке за обучавање, њихове предикције нису независне, због тога су приказане p вредности добијене пермутационим тестом, у којем су ознаке група насумично измешане, а затим је целокупна угњеждена процедура поновљена 1000 пута. Расподела добијена под нултом хипотезом била је усредсређена око 49%. Стога се остварена тачност класификације не тумачи у односу на теоријску вредност случајног погађања од 50%, већ у односу на овако добијену емпиријску пермутациону нулту расподелу.

Табела 6.4

Класификација испитаника према прилагођеној процедури Боаза и сарадника на сликовне стимулусе

Процедура	Контраст	Најбољи интервал	Угнежђена CV	95% CI	*p*	Холмово *p*
Боазова просечна амплитуда	Криви - невини	CZ 280–330 ms	53.3%	[37.9; 68.3]	.463	**.925**
Боазова просечна амплитуда	Информисани - невини	PZ 220–260 ms	77.8%	[62.9; 88.8]	.012	**.072**
Боазова просечна амплитуда	Информисани - Криви	CZ 560–600 ms	73.8%	[58.0; 86.1]	.039	**.156**
Локално детрендовано	Криви - невини	FZ 560–690 ms	42.2%	[27.7; 57.8]	.620	**.925**
Локално детрендовано	Информисани - невини	CZ 420–550 ms	82.2%	[67.9; 92.0]	.027	**.135**
Локално детрендовано	Информисани - Криви	PZ 380–740 ms	73.8%	[58.0; 86.1]	.187	**.560**
Boaz et al. (1991)	Криви vs. невини	312–384 Cz; 336–408 Pz	73.2%	—	—	—

Напомена. n = 45 за обе контраста

Као што се може видети у Табели 6.4, за поређење информисаних и невиних, тачност је износила 77.8% за PZ у интервалу 220–260 ms, уз пермутационо $p = .012$, и 82.2% за CZ у интервалу 420–550 ms, уз пермутационо $p = .027$, док је за поређење кривих и невиних тачност износила 53.3% за CZ у интервалу 280–330 ms, уз пермутационо $p = .463$, и 42.2% за FZ у интервалу 560–690 ms, уз пермутационо $p = .620$. Добијени резултати, међутим, захтевају опрезно тумачење. Ниједан од класификационих резултата не преживљава Холмову корекцију за шест тестова. Групне анализе нису показале очекивани ефекат ни у унапред дефинисаним временским прозорима нити у масовно универијантној анализи која је обухватила 37 800 комбинација електроде и временске тачке. Поред тога, класификатор је претраживао 1356 временских интервала на четири електроде, уз две мере скоровања. Колико та претрага сама по себи ствара привидну тачност, показује нулта расподела: њена медијана налази се на 47.6% до 50%, али њен 95. перцентил износи од 71.1% до 81.0%. Другим речима, поступак који не садржи никакав стварни сигнал у пет одсто случајева достиже тачност између 71% и 81%. Због тога добијене тачности не треба процењивати у односу на теоријски ниво случајности од 50%, већ у односу на пермутациону расподелу целокупног поступка оптимизације јер укључује повећану вероватноћу добијања високих тачности која произлази из самог поступка претраге. У том контексту, тачност од 78% налази се 6.9 процентних поена изнад одговарајућег 95. перцентила нулте расподеле, док је тачност од 73.8% у разликовању кривих и информисаних невиних испитаника само 2.4 процентна поена изнад одговарајућег прага.

6.7. Дискусија

6.7.1. Осврт на главне налазе теста прикривене информације заснованог на N400 компоненти

Овај део истраживања имао је за циљ да испита да ли се експериментална процедура Боаза и сарадника (Boaz et al., 1991), прилагођена за примену сликовних стимулуса, може користити за детекцију прикривеног знања на основу N400 компоненте. У односу на оригиналну процедуру, уведене су три значајне измене. Прво, уместо посматрања снимка провале, криви испитаници су лично учествовали у симулираној крађи. Друго, реченице су довршаване сликама објеката уместо речима. Треће, уведена је група информисаних невиних испитаника, који су били упознати са критичним информацијама о крађи, али нису учествовали у симулираној крађи нити су имали задатак да прикривају критично знање. Замена речи сликама представљала је најзначајнију модификацију саме ERP процедуре, јер модалитет завршног стимулуса мења морфологију и топографску расподелу електрофизиолошког одговора на неконгруентне парове реченица и слика. Ова измена уведена је зато што су претходна истраживања показала да слике предмета могу бити ефикасније од речи у ERP парадигмама за детекцију прикривеног знања (Cutmore et al., 2009; Rosenfeld et al., 2015). Поред тога, употреба сликовних стимулуса може имати већу применљивост у појединим форензичким контекстима, нарочито када је предмет детекције препознавање конкретних објеката, места или особа повезаних са критичним догађајем. Хипотеза је предвиђала да ће се код кривих и информисаних невиних испитаника јавити већа амплитуда N400 на неконгруентне него на конгруентне парове реченица-слика, да такве разлике неће бити код невиних испитаника и да ће диференцијална амплитуда бити већа код кривих него код информисаних невиних испитаника.

Међутим, у временском прозору предвиђеном за N400 није се јавила очекивана негативна морфологија ове компоненте. Мерено дуж градијента антериорности, у интервалу од 300 до 500 ms на центропаријеталној регији у све три групе и код оба типа стимулуса доминирала је изражена позитивност, у распону од 3.46 μV до 5.71 μV, при чему су све вредности биле значајно различите од нуле. Укупни талас у овом интервалу, према томе, више одговара касном позитивном комплексу него очекиваној негативној морфологији компоненте N400. Тај налаз се, међутим, односи на облик укупног ERP таласа и сам по себи не показује да N400 активност није била присутна, јер је могла бити прекривена преклапањем са позитивним компонентама. Насупрот томе, парадигма је произвела јасну компоненту N300: фронталну негативност од приближно −3 μV са максимумом око 256 ms, која се монотоно смањивала преко фронтоцентралне и централне регије до паријеталне позитивности. Разлика између фронталне и паријеталне регије у интервалу од 250 до 350 ms износила је −6.94 μV. Такав образац одговара налазима описаним за сликовне стимулусе (Ganis et al., 1996; Hamm et al., 2002; McPherson & Holcomb, 1999).

Изостанак очекиване негативности у временском прозору компоненте N400, уз истовремено јасно регистровану компоненту N300, не подржава третирање

ове две компоненте као међусобно заменљивих нити као узастопних делова једне продужене негативне девијације. У складу са таквим тумачењем јесте и статистички значајна интеракција компоненте и антериорности, која указује на различиту топографску расподелу електрофизиолошког одговора у временским интервалима N300 и N400.

Од изостанка очекиване негативне морфологије у укупном таласу треба разликовати изостанак ефекта неконгруентности, који се мери разликом између ирелевантних и релевантних парова реченица и слика. Ни тај ефекат није утврђен ниједним од примењених аналитичких поступака, нити је иједан ефекат који је укључивао групу достигао статистичку значајност. Овакав налаз не може се једноставно приписати избору мерног прозора или електрода: два масовно универијантна пермутациона теста, спроведена на 36 електрода и 1050 временских тачака, нису идентификовала ниједан значајан кластер нити иједну појединачну тачку која је премашила критеријум коригован за контролу породичне стопе грешке. Изостанак ефекта није се могао објаснити ни упросечавањем преко стимулуса, јер анализе спроведене засебно према врсти реченице и појединачним објектима такође нису показале ефекат неконгруентности.

Класификација појединаца спроведена је на исти начин као што су Боаз и сарадници у оригиналној студији, уз прилагођавање за сликовне стимулусе и угњеждену унакрсну валидацију и пермутациони тест. Ниједан контраст није остао статистички значајан након корекције за вишеструко тестирање, али су дескриптивне тачности класификације показале различит образац за три поређења. Криви испитаници нису се разликовали од невиних: тачност класификације износила је 53.3% и 42.2% на две коришћене мере. Насупрот томе, тачност у разликовању информисаних и невиних испитаника била је знатно већа (77.8% и 82.2%), док је у поређењу кривих и информисаних невиних износила 73.8% на обе мере. Иако ове разлике представљају теоријски занимљив образац, због изостанка статистичке значајности након корекције не могу се сматрати поузданим доказом да класификатори разликују наведене групе. Овај класификациони образац има експлоративан карактер. Он је сагласан са алтернативним објашњењем резултата Боаза и сарадника, према коме класификациони сигнал одражава пре перцептивну познатост стимулуса услед претходног излагања и подударност услова кодирања и тестирања, а не ефекат конгруентности повезан са компонентом N400, како су аутори претпоставили, али то објашњење не потврђује, јер ефекти нису остали значајни након корекције, а претходна изложеност није независно варирана. Са овим тумачењем сагласан је и временски положај класификационог сигнала добијеног Боазовом мером просечне амплитуде, који се јављао у интервалу од 220 до 260 ms, а не у временским прозорима двеју компоненти које су биле предмет главних анализа, иако се највећа тачност, добијена локално детрендованом мером у интервалу од 420 до 550 ms, временски преклапала са прозором N400. Његова латенца и постериорна расподела, такође, су у складу са раним ERP ефектима визуелног понављања и перцептивне познатости. Могуће је, стога, да је међугрупна разлика бар делимично последица подударности модалитета кодирања и тестирања, односно претходног визуелног излагања релевантним стимулусима. Уколико је тако, овај ефекат не представља погодно обележје за класификацију

испитаника у погледу поседовања прикривеног знања стеченог учешћем у критичном догађају, јер може пре одражавати начин на који је информација претходно стечена.

6.7.2. Несклад између очекиване и регистроване структуре компоненте

Пре тумачења изостанка ефекта неопходно је прецизно утврдити шта је примењена парадигма произвела, будући да од тога зависи и шта је у добијеним подацима заправо могло бити тестирано.

Подаци показују да је парадигма произвела структуру компоненте описану у литератури о обради сликовних стимулуса, али у укупном таласу не и очекивану морфологију компоненте N400 на којој почива предложена дијагностичка примена. Компонента N300 била је изражена и топографски јасна: фронтална негативност са максимумом на 256 ms систематски се смањивала према задњим регијама. Разлика између ранијег и каснијег интервала потврђена је и статистички, што показује да су прозори N300 и N400 имали различите просторне расподеле.

Оно што у прозору од 350 до 550 ms није регистровано у укупном ERP таласу јесте негативност са очекиваном N400 морфологијом. Уместо ње, у овом интервалу доминирала је широка позитивност, без предњег негативног фокуса. Позитиван облик укупног таласа, међутим, не доказује да N400 активност уопште није била присутна, јер укупни талас представља збир активности више компоненти које се у времену и простору могу преклапати. Зато треба разликовати два налаза: изостанак очекиване негативне морфологије у укупном таласу и изостанак N400 ефекта неконгруентности, односно разлике између ирелевантних и релевантних парова. Изостанак карактеристичне негативне морфологије ипак отежава тумачење, јер се без ње не може проверити да ли је мерење у овом прозору заиста захватило компоненту N400. Диференцијални скор израчунат у том прозору се не може без додатних претпоставки тумачити као мера амплитуде компоненте N400. Он представља разлику у електрофизиолошкој активности у временском прозору предвиђеном за N400, а не изоловану меру саме компоненте.

У теоријском уводу речено је да N400 у истраживањима ове врсте може остати неуочена услед просторно-временског преклапања са позитивним компонентама супротног поларитета у централним и паријеталним регијама, тако да се добијена разлика може погрешно приписати компоненти P300. У овом истраживању у критичном интервалу заиста је регистрована широка позитивност, због чега је потребно размотрити две могућности: да очекивана N400 активност није била побуђена, или да је постојала, али је била маскирана позитивном активношћу. Добијена просторна расподела не пружа непосредну подршку другом објашњењу. Мерење је спроведено дуж градијента антериорности, а не само на три електроде средње линије. Уколико би паријетална позитивност маскирала негативност у задњим регијама, очекивало би се да негативна активност буде уочљивија у предњим регијама, где је утицај паријеталне позитивности мањи. Управо такав образац регистрован је у прозору од 250 до 350 ms: фронтална негативност од приближно −3 μV била је јасно изражена и топографски различита од активности у каснијем интервалу. У прозору од 350 до 550 ms, међутим, није

регистрована одговарајућа фронтална негативност. Према томе, подаци не показују просторни образац који би се очекивао уколико је N400 била присутна, али маскирана паријеталном позитивношћу. Овај налаз, међутим, не искључује могућност маскирања, будући да се позитивност у овом интервалу простирала широко и без предњег негативног фокуса, па је преклапање компоненти супротног поларитета могло постојати и у предњим регијама. Облик укупног таласа, стога, не омогућава поуздан закључак о томе да ли је N400 активност била присутна. За тестирање хипотезе одлучујући је ефекат неконгруентности у диференцијалном таласу, а он није утврђен ни у конфирматорним ни у масовно универијантним анализама.

6.7.3. Могућа објашњења изостанка ефекта неконгруентности у светлу претходних истраживања

Изостанак очекиваног ефекта неконгруентности могао би бити повезан са више карактеристика нацрта. Ова објашњења нису нужно међусобно искључива.

Епизодичка наспрам семантичке неконгруентности. Објашњење да N400 изостаје зато што је неконгруентност епизодичка, а не семантичка мора се размотрити у светлу студије Фишлера и сарадника (Fischler et al., 1985), која показује да се N400 може јавити и за произвољно, епизодички научено знање. Пошто од тумачења овог налаза зависи да ли се садашњи нулти резултат може очекивати на основу природе меморијског садржаја или његово објашњење треба тражити у другим својствима парадигме, ову студију потребно је размотрити подробније.

У студији Фишлера и сарадника, испитаници су најпре учили осамнаест тврдњи које су повезивале измишљена лична имена са занимањима, на пример „Дајана је хемичарка“. Нетачне тврдње формиране су рекомбинацијом истих имена и занимања унутар пола, тако да су појединачна имена и занимања била подједнако позната и честа, док се тачне и нетачне тврдње разликовале по њиховом међусобном упаривању. Свака тврдња приказивана је у форми: „*име* је *занимање*“.

Занимање које је научену тврдњу чинило нетачном изазвало је израженију негативност у интервалу од 200 до 420 ms, са врхом око 320 ms. У другом експерименту, у којем су покушаји без давања верификационог одговора били груписани у засебне блокове, налаз је поновљен и није зависио од захтева за давањем одговора. У трећем експерименту испитаници су на половини покушаја намерно давали нетачан одговор, а захтев за намерно нетачним одговором није укинуо ефекат. Негативност је била максимална на вертексу, израженија на централним и паријеталним него на фронталним местима и статистички значајна на свакој од пет испитиваних електрода.

Ови налази показују да се изостанак ефекта неконгруентности не може објаснити искључиво врстом памћења. Фишлер и сарадници наводе да је слична касна негативност претходно регистрована за опште знање о свету и аутобиографске информације, у њиховој студији регистрована и за потпуно произвољне везе научене у лабораторији. На основу тога закључују да садржај тврдње и начин на који је знање стечено сами по себи нису пресудни за појаву овог ефекта.

Налази Фишлера и сарадника показују да и произвољно, епизодички научени односи могу произвести изражену и вишеструко реплицирану N400. Налаз Ганиса и Шендана (Ganis & Schendan, 2013), према којем компонента N400 није индексирала епизодички кодирано знање, тиме није оповргнут, али захтева другачије тумачење. Њихов нацрт није био верификациони, већ је представљао парадигму ретког стимулуса, у којој се критични датум појављивао међу ирелевантним датумима без пропозиционог контекста. Насупрот томе, код Фишлера и сарадника завршни стимулус потврђивао је или нарушавао претходно научену пропозицију. Према томе, разлика између ових налаза не може се приписати само врсти памћења, боље се објашњава врстом парадигме, односно тиме да ли стимулус нарушава претходно научену пропозицију или се само појављује као критични стимулус међу другим стимулусима. Налаз Фишлера и сарадника повећава значај питања зашто очекивани ефекат није добијен у садашњем истраживању. Парови реченица и слика у примењеном задатку такође су имали однос истинитости, односно конгруентности: реченица успоставља контекст, а слика представља завршетак који је, у односу на претходно стечено знање, истинит или неистинит. Испитаници, међутим, нису имали задатак да тај однос експлицитно процењују, па примењени задатак није у потпуности функционално еквивалентан верификационом задатку Фишлера и сарадника. Њихови налази, стога, дају основ за очекивање да се ефекат појави, али се не могу непосредно пренети на примењени задатак. Објашњење је потребно тражити у разликама између примењене експерименталне процедуре и парадигме Фишлера и сарадника, укључујући и разлику у природи задатка. Ове разлике упућују на различита могућа објашњења и препоруке за будућа истраживања.

Дубина кодирања и наученост парова стимулуса. Једно од могућих објашњења изостанка ефекта неконгруентности односи се на дубину кодирања и степен научености критичних информација. У овом истраживању информисани невини испитаници прочитали су детаљан опис симулиране крађе, неколико минута посматрали слике релевантних објеката, а затим су имали задатак да сваки од њих детаљно опишу и запамте. Криви испитаници су, насупрот томе, знање о релевантним објектима стекли искуствено, непосредним руковањем предметима током симулиране крађе и њиховим детаљним прегледом након крађе. Иако су испитаници из обе групе на крају тестирања могли тачно да наведу који су објекти били повезани са крађом, провера запамћености захтевала је само набрајање пет предмета и спроведена је након завршетка сва четири теста, што показује да су критичне информације биле доступне у памћењу у тренутку провере, али не и колико су дубоко биле кодиране и консолидоване пре електрофизиолошког тестирања.

У студијама Фишлера и сарадника (Fischler et al., 1985) и Боаза и сарадника поступак учења био је знатно интензивнији и обухватао је вишеструко излагање критичним информацијама и детаљнију проверу њихове усвојености. Код Фишлера и сарадника учење је трајало током првог дана и обухватало је проучавање свих осамнаест тврдњи, осам циклуса провере наученог током којих је тачност порасла са 61% на 92%, а затим и два блока верификације, у којима су испитаници разврставали тврдње на тачне и

нетачне, уз тачност од 96% до 97%. Електрофизиолошко снимање спроведено је тек наредног дана. Код Боаза и сарадника криви испитаници су најпре гледали дванаестоминутни снимак провале, након чега су радили тест у којем је проверавано да ли су запамтили детаље са снимка. Потом су снимак гледали поново како би проверили и, по потреби, исправили своје одговоре, након чега су им и били приказани тачни одговори, односно критични детаљи које је требало да запамте са снимка. У оба истраживања критичне информације су, дакле, биле предмет поновљеног учења и провере пре електрофизиолошког тестирања. Фишлер и сарадници нису утврдили повезаност између успешности учења и величине електрофизиолошког ефекта, али је успешност њихових испитаника након увежбавања већ била висока. Њихови подаци, стога, не омогућавају закључак да степен увежбаности научених односа није релевантан када је критично знање слабије или мање увежбано.

Поред тога, за разлику од студије Фишлера и сарадника, у овом истраживању ниједна група није пре тестирања учила конкретне парове недовршених реченица и слика, већ су испитаницима само биле приказане слике критичних објеката које је требало да запамте. Могуће је да би се ефекат неконгруентности јавио да су информисани невини испитаници претходно памтили истините парове реченица и слика и увежбавали њихову верификацију, по узору на поступак Фишлера и сарадника, уместо што су критично знање стицали читањем новинског чланка. Такав поступак би, међутим, био мање репрезентативан за начин на који информисани невини појединци неретко стичу критично знање у реалним условима. Када информације о кривичном делу постану доступне јавности, појединци који нису учествовали у догађају могу за критичне детаље сазнати обично посредством медија или разговора са другим особама, а не систематским учењем и увежбавањем конкретних парова реченица и слика. Начин информисања примењен у овом истраживању стога има већу еколошку релевантност за проблем информисаних невиних, иако истовремено може представљати мање повољан услов за настанак ефекта неконгруентности. Исто тако, постоји додатно ограничење еколошке валидности симулиране крађе у погледу мотивационог и емоционалног значаја догађаја. Нису постојале негативне последице откривања, нити је симулирана крађа нужно производила степен емоционалне побуђености који би пратио стварни злочин. Због тога се не може претпоставити да је непосредно учешће у симулираној крађи само по себи обезбедило дубоко кодирање и снажан меморијски траг критичних детаља код кривих испитаника.

Узимајући у обзир да су испитаници Фишлера и сарадника увежбавали научене тврдње до 92% тачности у задатку антиципације и до 96–97% у задатку верификације, док су у садашњем истраживању криви испитаници критично знање стекли једним извођењем симулиране крађе, а информисани невини једним читањем новинског чланка и описивањем релевантних објеката, изостанак ефекта неконгруентности могао би бити повезан са разликама у степену дубине кодирања, усвојености критичног знања. Такође не мање важно, две процедуре разликовале су се и по томе шта је било предмет учења: код Фишлера и сарадника испитаници су непосредно учили и увежбавали целе пропозиционе односе чија је истинитост касније

проверавана, док су у садашњем истраживању учили само критичне информације, а не и конкретне парове реченица и слика коришћене током тестирања. Постојећи подаци не омогућавају да се утврди да ли је меморијски траг у садашњем истраживању заиста био слабији или плиће кодиран. Међутим, поступак стицања критичног знања био је мање интензиван и, за разлику од поступака Фишлера и сарадника и Боаза и сарадника, није укључивао вишеструко учење и проверу знања до високог нивоа усвојености. Дубина кодирања и одсуство учења конкретних парова реченица и слика стога представљају највероватније објашњење изостанка очекиваног ефекта неконгруентности.

Природа задатка. Једна од потенцијално важних разлика назначена је у дискусији Фишлера и сарадника. Аутори постављају питање да ли би се N400 компонента и даље јављала када би испитаници истовремено обављали задатак који није повезан са истинитошћу тврдње, попут менталног рачунања, артикулације бесмисленог материјала или реаговања на неко друго својство стимулуса. За разлику од студије Фишлера и сарадника, ово истраживање није укључивало верификациони задатак, али је садржало управо такав додатни задатак: од испитаника се захтевало да сачекају знак у виду три звездице, а затим наглас изговоре и интегришу претходно приказану реченицу и садржај слике (на пример. „У кабинету професорке украо сам...бордо коверту“). Овај поступак захтева задржавање садржаја у радној меморији до тренутка одговора и његову накнадну артикулацију, али не захтева директну процену истинитости пара.

Ипак, сам изостанак такве процене није довољан да објасни изостанак очекиваног ефекта. Ни Боаз и сарадници нису захтевали отворену процену истинитости, док су Фишлер и сарадници показали да експлицитна процена истинитости није неопходан услов за појаву касне негативности: ефекат је регистрован и када одговор није био захтеван, и када су покушаји без одговора били груписани у засебне блокове, као и када су испитаници намерно давали нетачан одговор. Испитаници Фишлера и сарадника су, ипак, претходно увежбавали верификацију управо тих тврдњи, па је однос истинитости за њих био непосредно релевантан за задатак, што у садашњем истраживању није био случај. Специфичност примењене експерименталне процедуре огледа се у присуству додатног задатка који пажњу усмерава на садржај појединачних стимулуса, а не директно на њихов међусобни однос. Одложени вербални одговор захтева задржавање садржаја у радној меморији и накнадну артикулацију реченице и описа приказаног предмета, чиме уводи захтеве који нису директно повезани са проценом истинитости или конгруентности пара. У односу на процедуру Боаза и сарадника, овај додатни задатак био је сложенији, јер испитаници нису само понављали претходно приказану реч, већ су морали самостално да описно именују садржај слике. Добијени резултати, дакле, говоре у прилог могућности да додатни захтеви представљају један од граничних услова под којима се ефекат описан код Фишлера и сарадника смањује или изостаје. Ова могућност, међутим, није непосредно тестирана, јер присуство додатног задатка није било предмет експерименталне манипулације. Захтев да испитаник наглас изговори приказану реченицу и садржај слике има важну функцију у тесту прикривене информације заснованом на компоненти N400. Њиме се обезбеђује да

испитаник обради оба елемента стимулусног пара, односно да прочита реченицу и идентификује предмет приказан на слици. Без таквог захтева, појединац која настоји да прикрије критично знање могао би да избегне обраду релевантних стимулуса једноставним избегавањем гледања екрана. Вербални одговор, стога, представља механизам контроле пажње и обраде стимулуса. Према томе, једноставно уклањање вербалног задатка није решење, јер би се тиме можда побољшали услови за појаву N400 компоненте, али би се истовремено значајно повећала рањивост теста на примену контрамера.

Конфундираност идентитета стимулуса и статуса истинитости. Код Фишлера и сарадника исто занимање могло је представљати тачан завршетак уз једно име и нетачан завршетак уз друго, док је приказивање скупова тачних и нетачних тврдњи било контрабалансирано. На тај начин специфичност завршног стимулуса била је одвојена од његовог статуса истинитости, па систематска разлика између тачних и нетачних тврдњи није могла једноставно бити последица визуелних својстава завршног стимулуса. У овом истраживању релевантни стимулус искључиво је представљао истинит завршетак, а ирелевантни стимулус искључиво неистинит завршетак реченице, због чега су статус истинитости и идентитет конкретне слике били конфундирани. Поред тога, две фотографије унутар пара нису биле перцептивно усклађене. Према томе, диференцијални талас зато истовремено одражава разлику између истините и неистините ситуације и разлику између две конкретне, перцептивно неусклађене слике. Ова конфундираност ограничава тумачење диференцијалног скора унутар појединачне групе, јер се евентуална разлика не може недвосмислено приписати истинитости или конгруентности пара. Поређење диференцијалних скорова између група ублажава овај проблем, будући да су све групе биле изложене истим паровима реченица-слика, али га не отклања у потпуности, нарочито ако се групе разликују по претходном искуству са конкретним сликама. Ово је јако важно за тумачење налаза у вези са информисаним невиним испитаницима који су пре тестирања видели управо ону слику из сваког пара која је касније представљала истинит завршетак. Код њих је, стога, статус истинитости био систематски повезан и са претходном визуелном изложеношћу. Контрабалансирање идентитета стимулуса и статуса истинитости, по узору на поступак Фишлера и сарадника, омогућило би раздвајање ових извора варијабилности.

Модалитет завршног стимулуса: слика наспрам речи. Код Фишлера и сарадника завршетак тврдње била је реч, док је у садашњем истраживању завршни стимулус представљала слика. Ова разлика је важна за морфологију електрофизиолошког одговора, јер задатак захтева визуелну идентификацију приказаног предмета и именовање, а обрада слика поред каснијих семантичких ефеката, може укључивати и ранију фронталну компоненту N300 (Hamm et al., 2002; McPherson & Holcomb, 1999), која је у овом истраживању јасно регистрована. Међутим, употреба слика сама по себи не представља довољно објашњење за изостанак N400 ефекта. Претходна истраживања показала су да семантички неконгруентне слике могу произвести N400 ефекат и када представљају завршетак реченичног контекста (Federmeier & Kutas, 2001; Ganis et al., 1996; Nigam et al., 1992).

Штавише, непосредна поређења речи и слика као завршних стимулуса показала су да оба модалитета могу произвести N400 ефекат неконгруентности са веома сличним временским током, иако се ефекти могу разликовати у топографији и тачној латенцији (Ganis et al., 1996; Nigam et al., 1992). Код Фишлера и сарадника негативност је кроз три експеримента достизала максимум приближно између 268 и 328 ms, била најизраженија на вертексу и већа на централним и паријеталним него на фронталним местима. У овом истраживању, интервал од 250 до 350 ms такође садржи јасну негативност, али другачије топографије: она је максимална фронтално, достиже приближно −3 μV око 256 ms и постепено прелази у паријеталну позитивност од 4.68 μV. Такав образац више одговара сликовној N300, која се у претходним истраживањима повезује са ранијим фазама идентификације и семантичке обраде сликовних стимулуса, него центропаријеталној негативности описаној код Фишлера и сарадника (McPherson & Holcomb, 1999; Hamm et al., 2002). У центропаријеталним регијама, у којима је њихов ефекат био најизраженији, активност у интервалу од 300 до 500 ms у садашњим подацима била је позитивна, са вредностима од 3.46 до 5.71 μV. Модалитет стимулуса, дакле, објашњава разлике у морфологији и топографији електрофизиолошког одговора, али не може објаснити изостанак ефекта неконгруентности и очекиване негативне морфологије у прозору N400.

6.7.4. Зашто су информисани невини дескриптивно најраздвојивија група?

Резултати репликације класификационог поступка Боаза и сарадника, прилагођене сликовном стимулусу, не пружају подршку основном дијагностичком тумачењу њихове процедуре. Ако би класификатор заиста издвајао електрофизиолошки сигнал прикривеног знања повезан са компонентом N400, кључни резултат требало би да буде успешно разликовање кривих од невиних испитаника. Управо у том поређењу, међутим, класификација није превазишла ниво случајности. Највећа тачност добијена је у поређењу информисаних невиних и невиних испитаника: 77.8% за Боазову меру просечне амплитуде и 82.2% за локално детрендовану меру. Те вредности приближно одговарају успешности коју су пријавили Боаз и сарадници, али ни оне нису остале статистички значајне након Холмове корекције, па их треба посматрати као експлоративан образац, а не као поуздан доказ раздвојивости група. Да би се разумело зашто је баш ова група била дескриптивно најраздвојивија, треба размотрити по чему су се групе разликовале у тренутку тестирања.

Групе се нису разликовале само по томе да ли поседују критично знање. Разликовале су се и по начину на који су то знање стекле и по претходном искуству са самим тестовним стимулусима. Информисани невини више пута су видели управо оне релевантне фотографије које су касније употребљене у тесту, уз задатак да опишу њихов садржај. Криви испитаници стекли су критично знање непосредним руковањем стварним предметима, али тестовне фотографије пре тестирања нису видели. Невини нису имали искуства ни са предметима ни са фотографијама. Ирелевантне фотографије није видела ниједна група. Претходна изложеност идентичним

сликама зато је постојала само код информисаних невиних, и то искључиво за релевантне стимулусе. Проблем додатно усложњава структура реченично-сликовних парова. Релевантна фотографија увек је била истинит, односно конгруентан завршетак реченице, а ирелевантна увек неистинит, односно неконгруентан. У групи информисаних невиних претходно виђене фотографије зато су увек припадале конгруентној ситуацији, па су перцептивна изложеност и конгруентност пара били потпуно конфундирани.

Због тога обележје на основу којег је класификатор раздвајао информисане невине од невиних не мора одражавати ни N400 ефекат неконгруентности ни прикривање критичног знања. Бар део класификационог сигнала могао је потицати од перцептивне познатости конкретних фотографија. Такво објашњење не претпоставља препознавање информација о симулираном догађају, већ се ослања на претходно искуство са самим стимулусима.

Ово тумачење сагласно је и са међугрупним ERP анализама, иако га оне не потврђују. У унапред дефинисаном прозору, није регистрована очекивана негативна морфологија ове компоненте, нити ефекат неконгруентности. Ни масовно универијантна анализа није открила статистички поуздан ефекат. Не постоји, дакле, независан електрофизиолошки налаз који би показао да класификатор користи управо N400 ефекат. Сама класификациона тачност, с друге стране, не открива која физиолошка или когнитивна карактеристика производи раздвојивост. Посебно је информативна временска расподела уочених разлика. Боазова мера просечне амплитуде најуспешније је разликовала информисане невине од невиних на електроди Pz у интервалу 220–260 ms. Тај интервал претходи прозору N400 и највећим делом претходи прозору предвиђеном за N300. Сличан образац показала је и масовно универијантна анализа. Највеће међугрупне разлике забележене су око 238 и 254 ms на латералним електродама, а највећи кластер у поређењу информисаних невиних и невиних простирао се од 102 до 192 ms. Ниједан од ових ефеката није задржао статистичку значајност након корекције за вишеструко тестирање. Њихов рани положај отежава тумачење сигнала као N400 ефекта. Он је компатибилан са могућношћу да класификатор користи раније разлике у обради стимулуса, настале услед претходног искуства са идентичним фотографијама. Други најбољи резултат, добијен локално детрендованом мером у интервалу 420–550 ms на Cz, временски се преклапа са очекиваним прозором N400. Групне анализе у том интервалу, међутим, нису идентификовале значајан кластер. У оба случаја важи исто ограничење: временски положај сам по себи није довољан да се разлика припише одређеној компоненти или перцептивном механизму, нити да се искључи допринос других процеса обраде стимулуса.

Основна методолошка импликација јесте да будућа истраживања морају експериментално раздвојити поседовање критичног знања од претходне перцептивне изложености тестовним стимулусима. Најинформативнији би био факторски нацрт у којем се ова два фактора варирају систематски и независно. Такав нацрт омогућио би да се утврди да ли класификатор издваја корелат препознавања критичног знања, ефекат претходне изложености или њихово заједничко деловање. Тиме би се

показало и да ли поступак Боаза и сарадника заиста издваја обележје релевантно за детекцију прикривеног знања, или је његова успешност бар делимично производ претходног излагања тестовним стимулусима.

6.7.5. Провера објашњења о претходној перцептивној изложености на подацима из теста прикривене информације заснованом на P300

Објашњење засновано на претходној перцептивној изложености могло се додатно проверити на подацима истих испитаника из теста прикривене информације заснованом на P300 компоненти. И у том тесту само је група информисаних невиних пре тестирања видела слику релевантног стимулуса (бордо коверту). Слике ирелевантних коверти претходно пре тестирања није видела ниједна група. Ако претходна изложеност идентичном визуелном стимулусу оставља електрофизиолошки траг који доприноси раздвајању информисаних невиних од невиних, сличан образац требало би да се јави и у овом независном експерименталном тесту. Провера је била утолико строжа што су електрода PZ и временски прозор 220–260 ms преузети из класификационе анализе N400 теста. Њихов избор, дакле, није био оптимизован према подацима из P300 теста.

У овој унапред одређеној комбинацији електроде и временског прозора резултат је био у предвиђеном смеру, али није достигао статистичку значајност. Диференцијална амплитуда износила је 0.35 μV код невиних, −1.38 μV код информисаних невиних и −0.46 μV код кривих испитаника. Разлика између информисаних невиних и невиних износила је −1.73 μV ($t = -1.93$, $p = .062$, $d = -0.58$). Разлика између кривих и невиних није била статистички значајна ($p = .244$). Најнегативнији диференцијални скор забележен је, дакле, управо у групи која је претходно видела релевантни стимулус.

Експлораторни преглед просторне и временске расподеле показао је да је ефекат израженији окципитално него паријетално. На електроди O2 разлика између информисаних невиних и невиних износила је −2.39 μV у интервалу 200–240 ms ($p = .013$) и −2.08 μV у интервалу 240–280 ms ($p = .009$). Разлике између кривих и невиних у истим интервалима биле су знатно мање и нису биле значајне ($p = .668$ и $p = .232$). Извор разлике постаје јаснији када се погледају амплитуде по групама. Код невиних испитаника релевантни и ирелевантни стимулуси изазивали су готово идентичне амплитуде (9.64 наспрам 9.66 μV). Код информисаних невиних амплитуда за претходно виђени релевантни стимулус била је мања него за невиђене ирелевантне стимулусе (6.94 наспрам 9.37 μV). Рани временски положај и окципитална топографија сагласни су са објашњењем да разлика одражава процесе осетљиве на претходно визуелно искуство, али не омогућавају да се она припише конкретном електрофизиолошком механизму.

Ни ови експлораторни налази нису издржали корекцију за вишеструко тестирање. Пермутациони тест максималне статистике, примењен на свих 35 скалпних електрода и све временске тачке у интервалу 0–600 ms, није издвојио ниједну тачку изнад критичне вредности. За поређење информисаних невиних и невиних највећа вредност износила је $|t| = 4.18$, при критичној вредности 4.50 (кориговано $p = .114$). За поређење кривих и невиних

највећа вредност била је |t| = 3.36 (кориговано p = .540). Подаци, према томе, не пружају статистички поуздан доказ постојања раног ефекта претходне изложености.

Образац у P300 тесту је у три аспекта у складу са објашњењем заснованим на претходној визуелној изложености: разлика се јавила у предвиђеном смеру, била је израженија окципитално него паријетално и јавила се само код информисаних невиних, једине групе која је пре тестирања видела идентичан релевантни стимулус. Сличност обрасца у два експериментална теста, спроведена на истим испитаницима, треба ипак посматрати као експлоративан налаз, а не као потврду да је перцептивна познатост стимулуса произвела раздвојивост информисаних испитаника од невиних испитаника. Вредност налаза је пре свега методолошке природе. Ови резултати отварају могућност да перцептивна познатост стимулуса услед претходног излагања и подударност услова у којима је знање стечено са условима тестирања представљају конфундирајуће факторе у електрофизиолошкој детекцији прикривеног знања, што би требало проверити у нацрту у којем се претходна изложеност независно варира.

6.7.6. Ограничења истраживања и препоруке за будућа истраживања

Тумачење налаза ограничено је карактеристикама експерименталног нацрта које отежавају раздвајање ефеката од интереса од других извора варијабилности. Поједини од тих извора систематски су повезани са групном припадношћу или статусом стимулуса. Ограничења су у наставку изложена према значају, уз препоруке за њихово превазилажење.

Најзначајније ограничење произлази из тога што фотографије које су информисани невини видели током учења биле идентичне онима употребљеним у тесту. Ови испитаници су, дакле, релевантне тестовне слике видели пре ERP сесије и морали су да обрате пажњу на њихове визуелне карактеристике да би их описали. Криви и невини испитаници те фотографије пре тестирања нису видели, а ирелевантне фотографије није претходно видела ниједна група. Претходна перцептивна изложеност конкретном стимулусу била је тако систематски повезана и са групном припадношћу и са статусом стимулуса. То је нарочито важно за тумачење класификационих резултата. Налази о значају подударности услова кодирања и тестирања (Van der Cruyssen et al., 2021) чине ово релевантним алтернативним објашњењем међугрупних разлика. Ова два извора варијабилности треба раздвојити већ на нивоу нацрта. Најједноставније решење је да информисани невини критичне информације стичу без излагања фотографијама које ће бити употребљене у тесту. Ако је због еколошке релевантности пожељно задржати сликовни материјал, у фази учења треба користити друге фотографије истих предмета, снимљене из другог угла, при другачијем осветљењу или на другој позадини. Тако би се пренео идентитет предмета, али не и идентитет тестовног стимулуса. Поред тога, контролна група којој се претходно прикажу тестовни стимулуси без стицања критичног знања омогућила би непосредну процену колики део класификационог сигнала потиче од саме перцептивне познатости.

У овом истраживању конкретна релевантна фотографија увек је представљала истинит, односно конгруентан завршетак реченице. Конкретна ирелевантна фотографија увек је представљала неистинит, односно неконгруентан завршетак. Пошто те две фотографије нису биле перцептивно идентичне, диференцијални талас унутар групе није чист показатељ истинитости или конгруентности, већ садржи и разлику између две конкретне слике. За међугрупно поређење ово је мањи проблем, јер су све групе изложене истим стимулусима. У овом нацрту ипак добија на значају, јер је код информисаних невиних конгруентна фотографија уједно била и претходно виђена. Тиме се ова конфундираност надовезује на претходно описану. У будућим истраживањима зато треба учинити идентитет фотографије независним од њеног статуса. Могуће је применити контрабалансирање какво су користили Фишлер и сарадници (Fischler et al., 1985). Свака слика би тада за један део испитаника представљала истинит, а за друге испитанике неистинит завршетак. На тај начин, физичке карактеристике слике не би биле систематски повезане са експерименталном ситуацијом.

За сваки релевантни објекат постојао је само један ирелевантни сликовни парњак. Перцептивна идиосинкразија једне фотографије зато непосредно утиче на цео диференцијални скор за дату критичну информацију. Томе се придружују мали обим и често понављање скупа стимулуса. Тест је садржао двадесет комбинација реченице и слике, а свака је приказана шест пута. Свака слика је тако током тестирања постајала веома позната, а за сваку реченицу постојала су само два могућа сликовна завршетка. Таква структура брзо повећава предвидљивост стимулуса и може мењати начин на који се реченични контекст користи током обраде. Дебруј и Рено (Debruille & Renoult, 2009) показали су, међутим, да ефекат семантичког подударања може опстати и при великом броју понављања. Понављање само по себи, дакле, не објашњава садашњи нулти налаз. То ипак не уклања ово ограничење, јер су структура и захтеви задатка у том истраживању били другачији. У будућим истраживањима пожељно је користити више ирелевантних фотографија по релевантном стимулусу. Њих треба уједначити према релевантним визуелним својствима, као што су величина приказаног предмета, боја, сложеност, контраст, пропорције и визуелна упадљивост. Претходна валидација на независном узорку без критичног знања могла би да провери да ли кандидати за релевантне и ирелевантне стимулусе изазивају упоредиве бихевиоралне и електрофизиолошке одговоре.

Испитаници у садашњем истраживању пре електрофизиолошког снимања нису увежбавали конкретне парове реченица и слика нити је задатак био верификација односа између њих. У том погледу, садашњи поступак разликује се од поступка Фишлера и сарадника, у којем су испитаници пре снимања интензивно увежбавали произвољно научене тврдње до достизања високог нивоа тачности. Будућа истраживања би требало да иду у два смера: прво, да се непосредно испита да ли верификација епизодички научених пропозиционих односа изазива очекивану N400. У том случају, оправдано је пре снимања систематски увежбавати те односе до унапред дефинисаног критеријума усвојености, на пример тачности веће од 90%. Таквим поступком смањила би се неизвесност у погледу тога да ли су

испитаници довољно усвојили односе чија се електрофизиолошка обрада испитује. Друго, испитивање детекције критичног знања у условима који одговарају реалистичној ситуацији информисаног невиног испитаника. У том случају, систематско увежбавање могло би неоправдано повећати усвојеност и ојачати меморијски траг. Поступак би се тиме удаљио од начина на који појединци који нису учествовали у критичном догађају обично стичу такве информације, на пример посредством медија или разговора. Прикладније би било пре ERP тестирања независно проценити степен усвојености критичног знања, без поновног приказивања конкретних тестовних фотографија, и добијену меру укључити у анализу. Најинформативнији нацрт би био да се систематски варира степен учења и тиме омогући да се провери да ли величина ефекта неконгруентности расте са степеном усвојености и увежбаности критичних информација и да ли је интензивно увежбавање неопходан услов за његово поуздано јављање.

Испитаници су имали задатак да сачекају одговарајући знак, а затим наглас изговоре реченицу и опишу приказани предмет. Тај поступак обезбеђује обраду оба елемента пара и отежава једноставно избегавање критичног стимулуса. Он, међутим, пажњу усмерава првенствено на садржај појединачних стимулуса, а не нужно на њихов међусобни однос и не захтева директно процењивање истинитости или конгруентности приказаног пара, иако је сваки пар имао одређен однос истинитости, односно конгруентности. Због тога примењени задатак није у потпуности функционално еквивалентан верификационом задатку Фишлера и сарадника (Fischler et al., 1985), са којим су резултати поређени. Уз то, уводи и додатне захтеве задржавања садржаја у радној меморији и припреме вербалног одговора. Вербални задатак не би требало уклонити, јер би с њим нестала и контрола обраде критичних стимулуса. Пожељније је увести задатак који захтева интеграцију реченице и слике. Отворену процену истинитости при томе треба избећи ако би нарушила логику теста прикривене информације. Друга могућност је да се задатак експериментално варира, а обрада стимулуса независно контролише, на пример праћењем покрета очију. Тако би се непосредно проверило да ли задатак смањује или мења ефекат неконгруентности.

7. ТЕСТ ПРИКРИВЕНЕ ИНФОРМАЦИЈЕ ЗАСНОВАН НА CNV КОМПОНЕНТИ

7.1. Узорак

У провери теста прикривене информације који је заснован на CNV компоненти иницијално је учествовало 75 испитаника. Након фазе обраде ЕЕГ записа, једанаест испитаника је искључено из даљих анализа због неактивних електрода, изражених артефаката или уопштено ниског квалитета података. Стога су све кључне анализе спроведене са преосталих 64 испитаника (од тога 22 из групе невиних, 20 из групе информисаних и 22 кривих).

7.2. Стимулуси

Тест се састојао од четири сета стимулуса – релевантни, ирелевантни, циљни и контролни – при чему је сваки од сетова садржао по три различита објекта (Слика 7.1).

Дакле, поред релевантних стимулуса (критичних детаља из крађе) и ирелевантних стимулуса (неповезаних са крађом, али сличних релевантним), осмишљени су и циљни и контролни стимулуси. Циљни стимулуси су објекти који нису повезани са крађом, исте су категорије као и релевантни стимулуси, а потребно је да их испитаник запамти пре самог тестирања, и да на њима намерно одговара неистинито – да зна су ти објекти повезани са крађом која се испитује. Контролни стимулуси су одређени као периферни детаљи из крађе и сви испитаници су били упознати са њима.



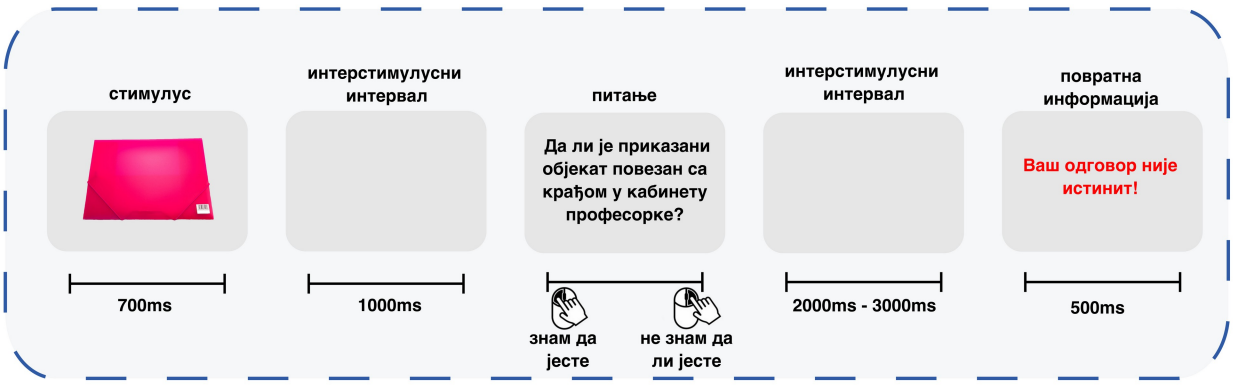
Слика 7.1. Стимулуси коришћени у тесту прикривене информације заснованом на CNV

7.3. Експериментална процедура

Тест прикривене информације заснован на CNV потенцијалу направљен је по узору на експерименталну процедуру Фанга и сарадника (Fang et al., 2003), али садржи значајне измене у односу на поменуту процедуру. Покушаји су били конструисани према класичној S1–S2 парадигми са одложеним одговарањем. Упозоравајући стимулус (S1) припрема испитаника на то да ће ускоро уследити стимулус на који треба да реагује. С друге стране, императивни стимулус (S2) сигнализира тренутак када испитаник треба да изврши одређену радњу (нпр., притисак на одређено дугме). Интервал између S1 и S2 назива се интервал ишчекивања, и док он траје испитаник очекује појаву S2 и припрема се за одговор. Управо током интервала ишчекивања се очекује појава CNV-а, као споре негативне промене EEG потенцијала која је повезана са припремом и ишчекивањем предстојећег догађаја. У складу са другачијом логиком CNV теста, информисани невини испитаници су једино у овом тесту имали задатак, такође, да прикрију да су

упознати са критичним детаљима из кађе, то јест намерно да дају неистините одговоре на релевантне стимулусе. Услед веће кортикалне побуђености, мотивације и ишчекивања због неизвесности, код информисаних невиних и кривих испитаника може се очекивати већа амплитуда CNV потенцијала на релевантним и на циљним стимулусима у поређењу са ирелевантним стимулусима. По истој логици ствари, код невиних испитаника можемо очекивати већи CNV потенцијал само на циљним стимулусима у односу на преостале категорије стимулуса.

Структура покушаја је приказана на Слици 7.2. На екрану је првобитно био насумично приказан један од могућих 12 стимулуса (S1), на основу којег испитаник одлучује какав одговор ће дати када се појави знак за давање одговора (рана иницијална компонентна CNV-а), након чега следи период чекања да се дати знак појави на екрану. Након истека интервала ишчекивања, на екрану је било приказано питање: „Да ли је приказани објекат на фотографији повезан са кађом у *кабинету професорке*?“ (S2). Испитаници су одговарали притиском на дугме миша, при чему је лево дугме означавало одговор „Знам да је повезан са кађом“, а десно „Не знам да ли је повезан са кађом“. Повратна информација је потом дата свим испитаницима у виду поруке „*Ваш одговор је истинит*!“ или пак „*Ваш одговор није истинит*!“



Слика 7.2. Структура покушаја у тесту прикривене информације заснованом на CNV

Наиме, испитаницима је речено да алгоритам у реалном времену процењује истинитост сваког њиховог одговора и да треба да се потруде да преваре алгоритам на циљним стимулусима. Међутим, повратна информација коју су добијали била је унапред подешена. Сврха овако осмишљене и саопштене повратне информације била је да повећа неизвесност, когнитивну побуђеност, чиме се додатно подстиче улагање когнитивног напора током припреме одговора и периода ишчекивања. За ирелевантне и контролне стимулусе, тачан одговор био је унапред познат и исти за све испитанике (за ирелевантне – „Не знам да ли је повезано“, за контролне – „Знам да је повезано“). Ако испитаник одговори истинито, приказује му се позитивна повратна информација, док неистинити одговори повлаче негативну повратну информацију. Код циљних (где су сви испитаници инструисани да намерно дају неистинит одговор) и релевантних стимулуса (где једино криви намерно дају неистинит одговор како би

прикрили своју умешаност) унапред је подешено да се, случајним редоследом, у 10 од 36 покушаја (или 27,8% случајева) сваком испитанику прикаже за релевантне стимулусе позитивна повратна информација, односно да је успео да превари алгоритам, док за циљне стимулусе у 10 од 36 покушаја негативна повратна информација, односно да није успео да превари алгоритам. Ово је учињено како би криве испитанике додатно подстакло да уложе већи когнитивни напор да надмудре алгоритам приликом одговарања.

Према томе, сви испитаници су у половини покушаја притискали лево дугме миша да им је познато да су објекти повезани са крађом (лажно за циљне и истинито за контролне стимулусе). Исто тако, у другој половини покушаја сви испитаници су притискали десно дугме миша, чиме би показали да немају сазнања о повезаности објеката са крађом. Ово значи да су невини испитаници левим дугметом миша одговарали истинито и на релевантне и на ирелевантне стимулусе, док су информисани невини и криви левим дугметом миша одговарали неистинито на релевантне и истинито на ирелевантне стимулусе. Спроведено је укупно 144 покушаја по испитанику, при чему је сваки од 12 стимулуса био насумично приказан по 12 пута, то јест свака од четири класе стимулуса приказана је у 36 покушаја.

7.4. Експериментални нацрт

Нацрт експеримента је био 3 x 4 мешовит двофакторски. Група са три нивоа (невини, информисани невини и криви) представљала је непоновљени фактор, док је други фактор, Тип стимулуса, био поновљен са четири нивоа (релевантни, ирелевантни, циљни и контролни).

Номинално програмирано трајање приказа S1 било је 700 ms, док је номинални интервал до појаве S2 износио 1000 ms. Услед слања окидача преко паралелног порта, и највероватније синхронизације промена приказа са освежавањем екрана (енг. display flip), те додатног процесорског оптерећења при обради стимулуса (енг. stimulus overload), стварни – опажени интервал од почетка S1 до почетка S2 износио је 1789 ms.

Очекивано је да ће се разлике између група у просечној амплитуди CNV-а развијати упоредо са развојем саме компоненте, као и да ће се повући након императивног стимулуса, због чега су ове разлике мерене у пет узастопних временских прозора који обухватају целокупну епоху: 500–800 ms - *пост-S1 прозор*; 800–1289 ms – *средњи прозор*; 1.289–1.789 ms - *терминални прозор*; 1.489–1.789 ms - *завршни прозор*; и 1789–2289 ms - *пост-S2* прозор. Терминални прозор, који је обухватао последњих 500 ms пре почетка S2, унапред је одређен као примарни прозор мерења, стога што амплитуда CNV-а непосредно пре императивног стимулуса (S2) представља конвенционални показатељ антиципаторне компоненте, и у најмањој мери је контаминирана одговором на упозоравајући стимулус (S1). Завршних 300 ms задржано је као секундарни прозор како бисмо директно емпиријски проценили осетљивост на ширину мерног прозора. Даље, пост-S1 прозор је приказан у резултатима заједно са другим временским прозорима, али он није третиран као мера CNV-а. Будући да интервал од 500 до 800 ms након упозоравајућег стимулуса пада унутар комплекса изазваног S1, реч је највероватније о делу

оријентационог таласа који су описали Лавлес и Сенфорд (Loveless & Sanford, 1974), који представља одговор на S1 а не припрему за S2, и преклапа се са касним позитивним комплексом изазваним фотографијом. Ефекти у овом прозору тумачени су као одговори изазвани стимулусом.

Примарна зависна варијабла била је диференцијална амплитуда обједињених релевантних у односу на обједињене ирелевантне стимулусе, и мерена је у терминалном прозору од 1289 до 1789 ms на кластеру FCZ/CZ. Коришћен је унапред дефинисан регион од интереса, представљен просечном вредношћу на електродама FCZ и CZ. Овај регион је изабран на основу познате дистрибуције CNV са максимумом у пределу вертекса (Tecce, 1972).

Нагиб CNV-а додатно је процењен линеарном регресијом у интервалу од 789 до 1789 ms и изражен у μV/s. Иако је нагиб линеарне регресије инваријантан на константни помак базне линије, дати интервал обухвата и део временски опоравка S1-изазваног позитивног комплекса. Стога процењени нагиб не представља нужно изоловану меру динамике CNV-а, већ може одражавати и допринос преклапајуће S1 компоненте. Ово ограничење треба узети у обзир при тумачењу разлика у нагибу између група.

CNV припада категорији спорих, континуираних потенцијала чију морфологију чешће одликује плато него изражен врх. Када се амплитуда одржава на релативно стабилном нивоу током дужег интервала, више суседних временских тачака може показивати готово идентичне вредности. У таквим условима, избор тачке са највећом негативношћу превасходно је детерминисан случајним шумом у сигналу, а не стварном максималном амплитудом CNV компоненте. Стога, Лак (Luck, 2014) истиче да латенца врха (eng. peak latency) није адекватна мера за анализу спорих потенцијала и уместо ње препоручује коришћење латенце фракционе површине (eng. fractional area latency). Латенца фракционе површине дефинише се као временска тачка до које је акумулиран одређени проценат укупне површине ERP таласа у посматраном временском прозору. На пример, 50% латенца фракционе површине идентификује временску тачку у којој је акумулирано 50% укупне негативне површине CNV-а. За разлику од латенце врха, ова мера не зависи од појединачне максималне вредности амплитуде, већ посматра расподелу негативности кроз читав временски прозор. Процедура израчунавања ослања се на интеграцију искључиво негативних отклона. Позитивне вредности се своде на нулу (0 μV), чиме се спречава супресија мерене негативне површине услед позитивних отклона ERP сигнала. У овим анализама, латенца која одговара акумулацији 50% негативне фракционе површине коришћена је као примарна мера, док су као анализа осетљивости додатно испитане и латенце које одговарају фракцијама од .25 и .75 како би се испитала поузданост и стабилност ефекта. Наиме, доследност разлике између релевантних и ирелевантних стимулуса кроз различите вредности фракције пружила би снажнију подршку закључку да уочена разлика одражава стварну разлику у временском развоју CNV-а, а не варијацију зависну од избора конкретног критеријума мерења.

7.5. Обрада ЕЕГ сигнала

Уклањање неактивних канала. Након увоза Neuroscan датотека и смањења фреквенције одабирања на 500, уклоњени су неактивни EOG канали.

Високопропусно филтрирање. Сви канали су високопропусно филтрирани са граничном фреквенцијом од 0.05 Hz (тачка половичне амплитуде, −6 dB, налази на 0.025 Hz; прелазни опсег је од 0.025 до 0.05 Hz), користећи FIR филтер типа sinc са Хаминговим прозором, примењен унапред и уназад, чиме је добијена нулта фаза и избегнуто померање латенције или нарушавање нагиба сигнала. Филтер је имао 33 001 коефицијент импулсног одзива, што при фреквенцији узорковања од 500 Hz одговара дужини од 66 s. Изабрана је гранична фреквенција приближно један ред величине нижа од реципрочне вредности интервала од 1789 ms (0.56 Hz), како би се очувале споре промене напона карактеристичне за CNV.

Уклањање мрежног шума. Мрежни шум на 50 Hz и његов први хармоник на 100 Hz су потом ублажени применом спектралне регресије из пакета PrepPipeline која користи мултитапер спектралну декомпозицију за идентификацију и процену компоненти мрежног шума

Уклањање интервала између блокова. У наредном кораку су уклоњени паузе између блокова, чиме су задржани континуирани сегменти дужине која одговара дужини целог блока, уместо да се запис дели на кратке фрагменте. Ово је важно, јер свака наредна операција филтрирања третира дисконтинуитет као границу сегмента и на њој примењује допуњавање података, тако да запис подељен на велики број кратких сегмената подлеже знатно већој дисторзији повезаној са рубним ефектима филтрирања. Дисконтинуитети настали уклањањем пауза између блокова прекодирани су у догађаје границе, са резервисаном вредношћу од −99, како би се свака епоха која прелази преко таквог прекида могла идентификовати и искључити, уместо да се сигнал нечујно упросечи преко дисконтинуитета. У коначном узорку, ниједна епоха није искључена по овом критеријуму.

Идентификација лоших канала. Канали су проверавани на три начина. Сегменти без регистроване активности (енг. flatline) детектовани су у сировом континуираном запису применом критеријума од 5 s. Канали са прекомерним шумом идентификовани су на основу робусног z-скора израчунатог за логаритам стандардне девијације канала, при чему су као мера централне тенденције и мера распршености коришћене медијана и процена заснована на медијани апсолутних одступања. Канали са $|z| > 4$ су детектовани као екстремна одступања због чега су и одбачени. Мастоидни канали су додатно одбацивани уколико је њихова стандардна девијација премашивала двоструку медијану стандардних девијација свих канала, будући да шумовит мастоидни канал, након укључивања у референтни сигнал, може контаминирати све канале.

Идентификација и уклањање компоненти које представљају очне и мишићне артефакте. Продужена infomax ICA лошије конвергира на подацима са израженим нискофреквентним дрифтом, док карактеристике спектралне снаге које користи ICLabel за класификацију мишићних

компоненти захтевају садржај до приближно 100 Hz; оба захтева, стога, упућују на фреквенцијски опсег од 1 до 100 Hz. Међутим, анализа ERP података захтева очување фреквенција од 0.05 Hz, будући да је компонента од интереса континуирана негативна промена у трајању од 1789 ms. Због наведених разлога, за сваког испитаника је формирана засебна копија скупа података, филтрирана у опсегу од 1 до 100 Hz. На тој копији је, уз искључивање референтног канала, процењена продужена infomax ICA декомпозиција, а компоненте су класификоване применом ICLabel-а на истој широкопојасно филтрираној копији. Компоненте које је ICLabel са вероватноћом од најмање .80 класификовао као очне или мишићне, уклоњене су из података. Компоненте класификоване као срчане или шум канала су задржане, будући да би њихово уклањање довело до губитка варијабилности, а без побољшања мерења споре фронтоцентралне потенцијалне активности. Добијена матрица за раздвајање (енг. unmixing matrix) затим је примењена на нефилтриране податке намењене анализи, који су садржали фреквенције од 0.05 Hz. Будући да је пренос ICA трансформације једина фаза у којој би фреквенцијски опсег коришћен за декомпозицију могао да утиче на анализирани фреквенцијски опсег, његов утицај је квантитативно проверен. Код сваког испитаника, израчунат је однос спектралне снаге у опсегу 0.05–0,5 Hz према снази у опсегу 1–4 Hz на једној средишњој позицији, непосредно пре и непосредно након преноса ICA трансформације. Обрада је била подешена тако да дође до њеног прекида, без уписавања резултата, уколико би се ова два мерења разликовала за више од 15%. Поменути однос је остао очуван у границама од 0%, на нивоу целог узорка. Уклањање очних компоненти додатно је проверено у односу на сурогатни електроокулограм, конструисан из фронтополарних канала, како би се смањила могућност уклањања компоненте која није очног порекла. На тај начин је, у просеку, по испитанику уклоњено 5.8 компоненти.

Нископропусно филтрирање. Примењен је нископропусни Батервортов филтер четвртог реда са бесконачним импулсним одзивом (IIR), са тачком половичне амплитуде на 20 Hz, примењен унапред и уназад, чиме је добијен ефективни одзив нулте фазе осмог реда. Сви филтери су примењени искључиво на континуиране податке.

Интерполација канала и поновно референцирање. Одбачени канали реконструисани су применом сферне сплајн интерполације. Подаци су потом поново референцирани на просек две мастоидне електроде. Оба мастоидна канала снимана су независно, а њихове вредности су аритметички упросечене тек након аквизиције.

Изградња листе догађаја и додела бинова. Направљена је листа догађаја у ERPLAB, а догађаји су на основу датотеке са описом бинова распоређени у бинове помоћу BINLISTER-а. Коришћена је двоцифрена шема кодирања окидача, у којој је прва цифра означавала тип стимулуса, а друга идентитет објекта. Тако су кодови 11, 12 и 13 означавали три релевантна стимулуса, кодови 21, 22 и 23 три ирелевантна стимулуса, док су кодови 31, 32 и 33 представљали три циљна стимулуса. Контролни стимулуси имали су јединствени код (44) односно, три стимулуса из овог сета нису кодована појединачно. Изведена су и три бина која обједињују стимулусе по класама.

Обједињавање је, дакле, вршено већ приликом додељивања бинова, а не накнадним успросечавањем таласа појединачних стимулуса.

Исецање епоха и корекција основне линије. Епохе су издвојене у интервалу од −500 до 2500 ms у односу на почетак S1. Епоха је продужена након S2, како би се обухватиле и разрешење CNV-а и одговор закључан за S2. Корекција базне линије примењена је на интервал од −500 до 0 ms. Интервал од 500 ms пре S1 изабран је уместо краћег интервала, имајући у виду да се варијанса процене базне линије за спор потенцијал смањује са квадратним кореном дужине интервала, и у том периоду није била присутна активност изазвана стимулусом.

Детекција артефаката. Примењена су четири критеријума ограничена на четири канала у зони мерења CNV компоненте и на интервал од −500 до 1789 ms, односно на период базне линије и интервал ишчекивања. Ограничавање детекције на канале и на временски интервал који улази у мерење почива на принципу да покушај треба одбацити онда када артефакт контаминира сигнал који се мери (Luck, 2014). С друге стране, одбацивање покушаја због артефаката у каналима који нису укључени у анализу смањује величину узорка, без побољшања квалитета података. Примењени критеријуми су били: а) апсолутни праг амплитуде од ±200 μV, који је служио за детекцију засићења сигнала; б) критеријум амплитуде од-врха-до-врха од 150 μV у покретном прозору од 200 ms, са помаком од 100 ms, за детекцију брзих транзијентних артефаката; в) критеријум амплитуде од-врха-до-врха од 100 μV у покретном прозору од 1000 ms, са помаком од 250 ms, за детекцију спорог дрифта (монотони дрифт кроз целу епоху након корекције базне линије може остати испод апсолутног прага, а истовремено не мора достићи довољну амплитуду у кратком прозору и на тај начин може опонашати CNV), и г) критеријум степенасте промене од 70 μV у прозору од 400 ms, примењен на фронтополарне и фронтолатералне канале (Fp1, Fp2, F7, F8) за детекцију степенастих промена услед сакада. Целокупан поступак обраде – од детекције артефаката па надаље – поновљен је уз варирање три нивоа прага за одбацивање на основу спорог од-врха-до-врха критеријума (150, 120 и 100 μV), што није довело до промене коначног узорка испитаника. Епохе које су задовољиле неки од критеријума искључене су у фази упросечавања.

Упросечавање. За 13 основних бинова израчунати су просечни таласи: девет бинова за појединачне стимулусе, један бин за контролне стимулусе, и три обједињена бина (релевантни, ирелевантни и циљни) од којих је сваки обухватао по три стимулуса истог типа. Након тога, бин операцијама израчуната су два диференцијална таласа – релевантни минус ирелевантни, и циљни минус контролни.

Процена квалитета података. Квалитет података процењен је применом аналитичке стандардизоване грешке мерења (aSME; Luck et al., 2021) просечне амплитуде у прозору 1289–1789 ms на кластеру FCz/Cz, израчунате појединачно за сваки бин; као критеријум за искључивање испитаника узет је бин са најлошијим резултатом. У коначном узорку од 64 испитаника, просечна aSME је износила 2.86 μV (распон између 1.59 и 4.94 μV); у просеку 3.73% покушаја је одбачено због артефаката, при чему ниједан задржани

испитаник није имао више од 16.67% одбачених покушаја. На крају, за просечно 3,4% канала била је неопходна интерполација (максимално 13,5%). Број прихваћених покушаја кретао се у просеку од 33.9 до 35.4 и имао је сличне вредности између група и типа стимулуса. Ниједна од ових мера није се разликовала између група (за све $p > .22$).

За сваког испитаника, поред aSME су унапред дефинисана још четири критеријума за искључивање испитаника:

1. медијана aSME изнад 5.01 μV (израчуната као медијана + 3 SD расподеле aSME у целом обрађеном узорку);
2. више од 25% одбачених покушаја;
3. више од 15% интерполираних канала;
4. мање од 25 прихваћених покушаја у најслабијем бину, као и
5. број епоха мањи од 85% очекиваних 144 епоха.

Након примене наведених критеријума, из анализе је искључено укупно једанаест испитаника; од тога два испитаника су елиминисана током обраде ЕЕГ записа, а након обраде девет испитаника је испунило бар један од пет критеријума.

Табела 7.1

Разлози искључивања испитаника у CNV студији

Редни број испитаника	Група	Критеријум искључивања	Вредност испитаника	Праг
Током обраде: запис није преживео обраду (n = 2)				
12	невини	нема употребљивих података	у свих 34 канала SD > 150 μV	-
71	информисани	нема употребљивих података	датотека .cnt је садржала искључиво нуле	-
После обраде: контрола квалитета (n = 9)				
11	невини	интерполирани канали	16.2%	> 15%
16	невини	одбачени покушаји	31.94%	> 25%
		прихваћени покушаји (најслабији бин)	24	< 25
28	информисани	број епоха	93 од 144 (64.6%)	< 85%
		прихваћени покушаји (најслабији бин)	16	< 25
37	информисани	медијана aSME	7.59 μV	> 5.01 μV
		одбачени покушаји	34.72%	> 25%
		прихваћени покушаји (најслабији бин)	22	< 25
73	информисани	интерполирани канали	18.92%	> 15%
75	информисани	медијана aSME	5.34 μV	> 5.01 μV
50	криви	медијана aSME	5.17 μV	> 5.01 μV
64	криви	прихваћени покушаји (најслабији бин)	24	< 25
72	криви	медијана aSME	6.21 μV	> 5.01 μV
		одбачени покушаји	55.56%	> 25%
		прихваћени покушаји (најслабији бин)	13	< 25

Напомена. aSME = аналитичка стандардизована грешка мерења просечне амплитуде; као критеријум за искључивање испитаника узет је бин са најлошијим резултатом.

7.6. Резултати

7.6.1. Бихевиорални резултати

Анализа бихевиоралних података је спроведена на 63 испитаника, за једног испитаника нису били сачувани бихевиорални подаци. Главна бихевиорална мера био је ефекат релевантности, који је рачунат за сваког испитаника. Ова мера је дефинисана као разлика између медијане времена одговора на релевантне стимулусе и медијане времена одговора на ирелевантне стимулусе. Времена реакције краћа од 150 ms или дужа од 5000 ms искључена су из анализе, као и испитивања у којима је испитаник одступио од одговора за дату категорију стимулуса. Просечна тачност одговора је износила 97.5% и није се разликовала између група $F(2, 60) = 1.98$, $p = .147$, чиме је ангажованост у задатку потврђена независно од ЕЕГ записа, што је важно имајући у виду да је централни налаз негативан.

Бихевиорални ефекат прикривене информације није утврђен (Табела 7.2). Разлика између медијане времена реакције на релевантне и ирелевантне стимулусе износила је 29.9 ms у групи невиних, -9.9 ms у групи информисаних невиних, и -15 ms у групи кривих; ниједна од ових разлика није се значајно разликовала од нуле (сви $p \geq .290$). Ефекат групе такође није био значајан, $F(2, 60) = 1.27$, $p = .287$, а ни укупна брзина реаговања се није статистички значајно разликовала између група, $F(2, 60) = 2.92$, $p = .061$. Релевантни и ирелевантни стимулуси захтевали су употребу истог тастера миша за одговор, тако да њихова разлика није могла бити последица мапирања или конфликта одговора, нити разлика у односу брзине и тачности услед коришћења различитих тастера.

Даље, бихејвиорална и електрофизиолошка мера ефекта прикривене информације нису биле статистички значајно повезане, $r = -.006$, $p = .961$, као ни укупно време реакције и укупна амплитуда, $r = -.088$, $p = .492$.

Табела 7.2

Време реакције према типу стимулуса и групи

Тип стимулуса	Невини *Mdn* (*SD*)	Информисани *Mdn* (*SD*)	Криви *Mdn* (*SD*)
релевантни	424 (236)	339 (127)	492 (277)
ирелевантни	394 (140)	349 (91)	507 (269)
циљни	395 (204)	371 (127)	471 (254)
контролни	400 (124)	373 (72)	499 (218)
укупно	404 (165)	358 (94)	492 (251)
Ефекат прикривене информације	**29.9 (126.1)**	**-9.9 (93.6)**	**-15.0 (75.1)**

Напомена. n = 21 невин, 20 информисаних невиних и 22 крива. Вредности су одређене као медијана времена реакције по испитанику, изражених у милисекундама и мерених од тренутка појављивања императивног стимулуса. Ефекат прикривене информације представља разлику између времена реакције на релевантне и ирелевантне стимулусе.

7.6.2. Контингентна негативна варијација

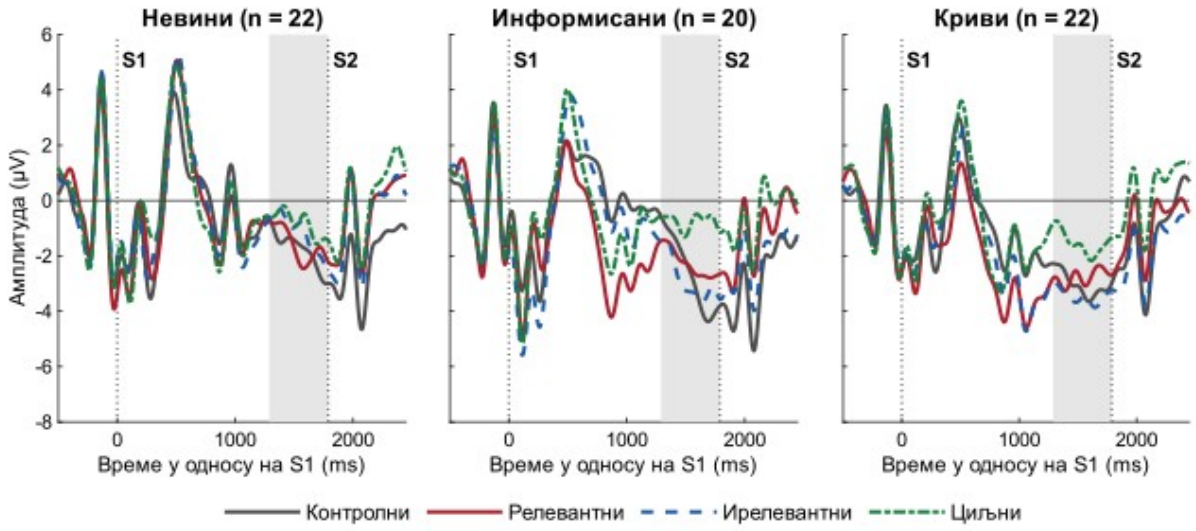
У све три групе након упозоравајућег стимулуса развила се континуирана негативна промена напона, која се настављала током интервала ишчекивања и достизала максимум на вертексу, у кластеру FCZ/CZ. Просечне амплитуде у примарном временском прозору у већини ћелија биле су различите од нуле (Табела 7.3).Слика 7.3 приказује просечне таласне облике према групи и типу стимулуса.

Табела 7.3

Амплитуда контингентне негативне варијације (1289–1789 ms, кластер FCZ/CZ) према типу стимулуса и групи

Тип стимулуса	Невини	Информисани невини	Криви
релевантни	−1.61 (0.72)	−2.28 (0.61)	−2.77 (0.89)
ирелевантни	−1.16 (0.70)	−2.86 (0.76)	−3.47 (0.75)
циљни	−0.83 (0.88)	−0.74 (0.90)	−1.54 (0.76)
контролни	−1.77 (0.61)	−2.64 (0.60)	−3.06 (0.74)
укупно	−1.34	−2.13	−2.71

Напомена. вредности су у микроволтима; вредности у загради представљају стандардну грешку; негативније вредности означавају већу негативност.



Слика 7.3. Просечни таласни облици на нивоу кластера FCZ/CZ за сваку од три групе и четири типа стимулуса (осенчено: прозор мерења 1289-1789 ms, позитивно навише; приказ изглађен филтером 8 Hz)

Независно од група, најмања негативност CNV компоненте регистрована је на циљним стимулусима. Овај налаз је компатибилан са могућношћу да је висока стопа саопштеног успеха (26 од 36 покушаја) смањила потребу за интензивнијим припремањем одговора, али и са посебним статусом циљних стимулуса и правилом одговарања.

7.6.3. Интеракција ефекта прикривене информације и група

Главна анализа била је двофакторска анализа варијансе на просечној амплитуди у терминалном прозору на кластеру FCZ/CZ, при чему је *Група* (невини, информисани невини и криви) представљала непоновљени фактор, а Тип стимулуса (релевантни, ирелевантни, циљни и контролни) поновљени фактор. Ова анализа омогућава директну емпиријску проверу основне претпоставке теста прикривене информације, према којој ће се највећа разлика у амплитуди између релевантних и ирелевантних стимулуса испољити у групи кривих испитаника, док се код невиних испитаника очекује изостанак те разлике (Ben-Shakhar & Elaad, 2003; Meijer et al., 2014). Сферичност је испитана Моклијевим тестом, а уз некориговане вредности приказане су и вероватноће са Гринхаус-Гајзеровом корекцијом (Табела 7.4).

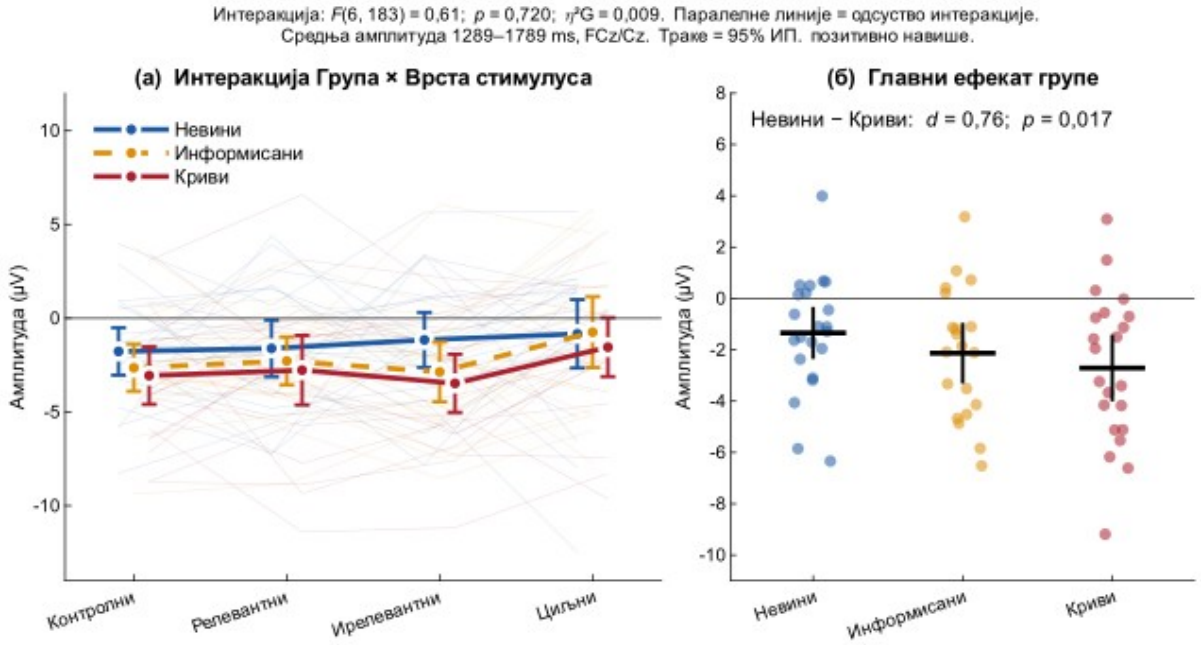
Табела 7.4

Анализа варијансе CNV амплитуде (Група × Тип стимулуса)

Ефекат	*df*	*F*	*p*	pGG	η^2	η^2G
Група	2, 61	1.53	.224	.224	.048	.027
Тип стимулуса	3, 183	4.34	.006	.006	.066	.030
Група × Тип стимулуса	6, 183	0.52	.790	.784	.017	.007

Напомена. Временски прозор мерења био је 1289–1789 ms на кластеру FCZ/CZ. *pGG* = вероватноћа коригована према Гринхаус-Гајзеровом поступку; η^2 = парцијална ета-квадрат; η^2G = генерализована ета-квадрат.

Сферичност је била задовољена: Моклијев тест је дао $W = 0.95$, $p = .702$. Анализа варијансе издвојила је статистички значајан главни ефекат Типа стимулуса, $F(3, 183) = 4.34$, $p < .01$, $\eta^2G = .030$, што значи да се просечна амплитуда CNV-а разликовала између различитих типова стимулуса, посматрано преко све три групе. Насупрот томе, ни главни ефекат групе, $F(2, 61) = 1.53$, $p = .224$, $\eta^2G = .027$, нити интеракција Група × Тип стимулуса нису били статистички значајни, $F(6, 183) = 0.52$, $p = .790$, $\eta^2G = .007$ (Слика 7.4). За релевантне и ирелевантне стимулусе коришћено је исто дугме миша за одговор, тако да је поређење било ослобођено конфундирајућег утицаја моторне компоненте. Хипотеза је предвиђала да ће тип стимулуса различито утицати на групу кривих у односу на две групе невиних испитаника, односно на невине и информисане. Међутим, такав образац није добијен.



Слика 7.4. Просечна амплитуда у временском прозору од 1289–1789 ms према групи и типу стимулуса,

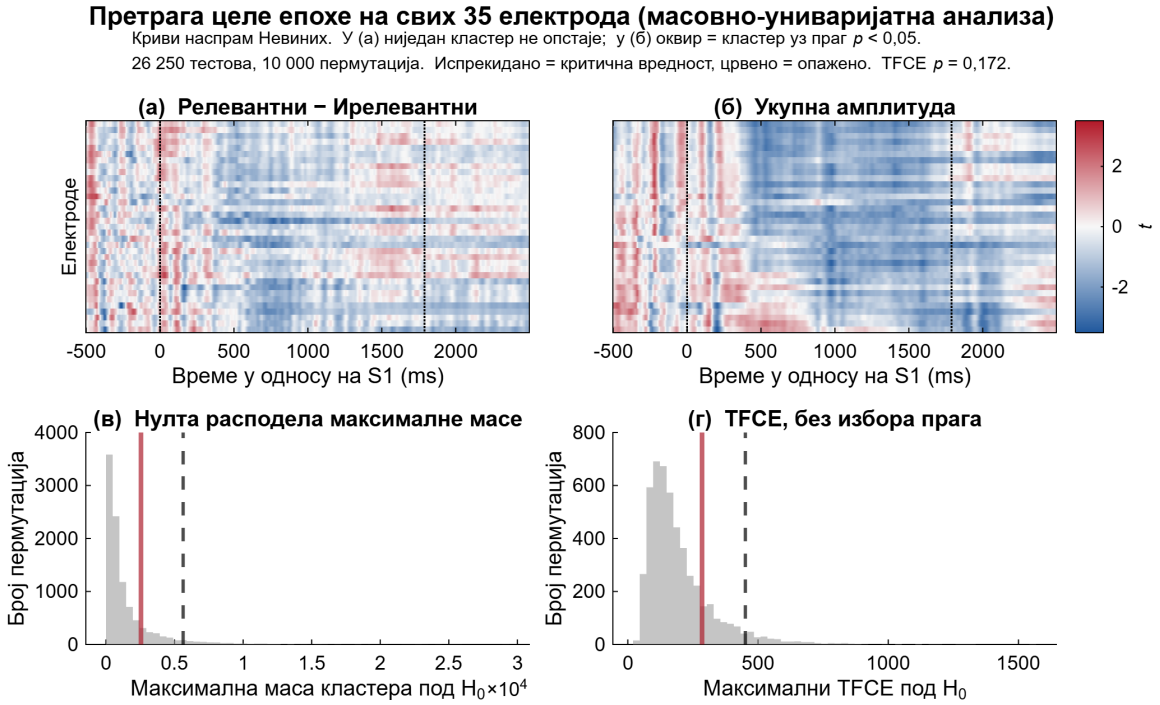
7.6.4. Тестирање хипотезе

Истраживачка хипотеза експлицитно дефинише смер очекиваног ефекта: у групи кривих испитаника очекује се већа негативна амплитуда, односно негативнији CNV на релевантним и циљним стимулусима у поређењу са ирелевантним односно контролним стимулусима. Разлика између релевантних и ирелевантних стимулуса износила је −0.45 μV у групи невиних, $t(21) = -0.44$, $p = .664$; 0.58 μV у групи информисаних невиних, $t(19) = 0.86$, $p = .402$, и 0.70 μV у групи кривих, $t(21) = 1.48$, $p = .154$. Ниједан парни контраст није био близу нивоа статистичке значајности: криви у односу на невине 1.16 μV, $d = 0.31$, $p = .313$; информисани невини у односу на невине 1.03 μV, $d = 0.25$, $p = .415$; криви у односу на информисане невине 0.12 μV, $d = 0.05$, $p = .882$.

7.6.5. Масовна универијантна анализа

У циљу провере да нулти резултат у унапред дефинисаном временском прозору и региону није последица избора тих параметара, спроведена је кластер-базирана пермутациона анализа која је обухватила целокупну епоху и свих 35 канала на глави, при чему су два мастоидна референтна канала искључена. На сваком каналу и у свакој временској тачки израчунат је *t*-статистик за независне узорке. Тачке које су премашиле праг статистичке значајности груписане су у кластере на основу временске суседности и тродимензионалне суседности електрода у распореду монтаже. Стопа породичне грешке је контролисана на основу расподеле максималне масе кластера добијене у 10 000 насумичних прерасподела ознака група (Maris & Oostenveld, 2007; Groppe et al., 2011). Будући да је праг за формирање кластера у принципу произвољан, анализа је поновљена са три различита прага те допуњена применом методе побољшања кластера које не зависи од прага (енг. threshold-free cluster enhancement, TFCE); реч је о методи која интегрише информацију преко свих прагова и за сваку тачку враћа статистички кориговану вероватноћу (Smith & Nichols, 2009).

Ипак, даља анализа је показала да ниједно поређење између група није довело до статистички значајног кластера у било ком делу епохе (Слика 7.5). За разлику таласа релевантних у односу на ирелевантне стимулусе, поређење група кривих и невиних, највећи од 55 идентификованих кандидата за кластере имао је $p = .769$. Анализа методом унапређења кластера без прага дала је посматрани максимум од 125.7, у поређењу са критичном вредношћу од 358.9, док је најмања коригована вероватноћа у целој мапи износила $p = .606$. Омнибус тест за три групе на истом разликовном таласу дао је $p = .317$, док је верзија анализе ограничена на временски интервал од 800 до 1789 ms, који је био унапред одређен, дала $p = .328$. Једини статистички значајни кластери добијени су унутар група, у тестовима у односу на нулту вредност, што потврђује да је свака група показала контингентну негативну варијацију.



Слика 7.5. Масовна униваријантна анализа целокупне епохе

Линеарни модел са мешовитим ефектима, који раздваја варијансу између испитаника од грешке мерења, примењен је на 8862 појединачна покушаја. Овај модел није дао другачији закључак: није утврђена интеракција Група × Тип стимулуса, $\chi^2(6) = 3.33$, $p = .766$. Није утврђена интеракција ни за сам контраст релевантних у односу на ирелевантне стимулусе, када је у модел укључен случајни нагиб за тип стимулуса, $\chi^2(2) = 1.29$, $p = .525$, на основу 4431 покушаја.

7.6.6. Експлоративне анализе

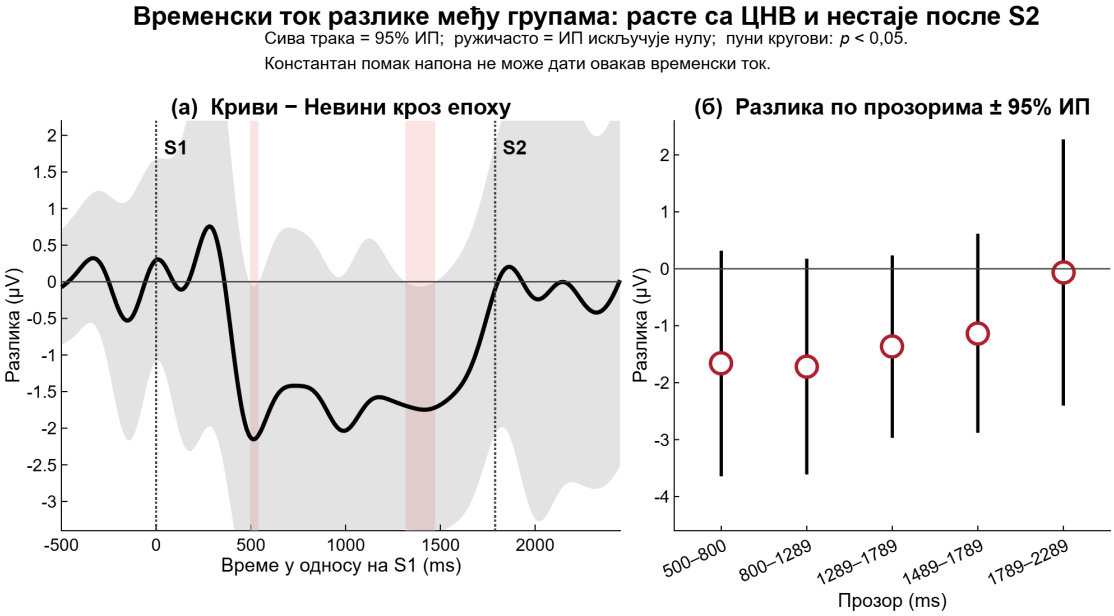
Пост-S1 временски прозор. У временском прозору од 500–800 ms, који припада одговору на S1, а не антиципаторној активности, релевантни стимулуси су изазвали већу негативност од ирелевантних у групи информисаних невиних (−2.15 μV, $d = -0.84$) и у групи кривих (−1.30 μV, $d = -0.54$), али не и у групи невиних (−0.35 μV, BF01 = 4.08). Образац, дакле, више указује на поседовање информације него на кривицу и не може се приписати самим фотографијама, будући да су све три групе гледале исте слике. Међутим, тест разлике између група не подржава овакво тумачење: поређење три групе дало је $F(2, 61) = 2.01$, $p = .143$, док је обједињавање две групе које поседују информацију и њихово поређење са групом невиних дало $t(62) = -1.77$, $p = .082$. Одговор на престанак приказа фотографије такође је искључен као могуће објашњење. Ефекат је остао непромењен и када је прозор скраћен на 500–789 ms (информисани невини: $d = -0.83$; криви: $d = -0.52$).

Нагиб ефекта релевантних стимулуса. Линеарни нагиб разлике између релевантних и ирелевантних стимулуса у периоду од 789–1789 ms разликовао се између група, $F(2, 61) = 8.30$, $p < .001$. Разлика је била првенствено

последица поменутих вредности у групи информисаних невиних (4.59 μV/s) у поређењу са вредностима у групи невиних (−0.40 μV/s), d = 1.23. Наведени резултат представља највећи ефекат између група у целом скупу података. Међутим, његово тумачење је ограничено из неколико разлога. Најпре, овај ефекат представља једну од великог броја изведених мера за које није примењена контрола стопе грешке породице тестова. Поред тога, ефекат је присутан код информисаних невиних и није присутан код кривих, па не подржава постављену хипотезу. Најзад, нема кореспондирајући ефекат у мери просечне амплитуде нити у коригованој анализи целокупног временског тока истог таласа.

Временски ток развоја CNV по групама. У просечним таласима по групама, негативност код групе кривих достигла је максимум на 1050 ms и опоравила се за 1.21 μV пре појаве императивног стимулуса, док је код информисаних невиних максимум достигнут на 1632 ms, а код невиних негативност није достигла максимум до 1789 ms. Ниједан од формалних тестова не потврђује постојање разлике између група: Група × половина епохе, $F(2, 61) = 0.49$, $p = .614$, и нагиби израчунати за сваког испитаника у интервалу од 1100 до 1789 ms, $F(2, 61) = 1.07$, $p = .350$.

Овај резултат је приказан зато што представља најједноставније објашњење. Разлика између кривих и невиних постепено се смањује како се временски прозор мерења приближава императивном стимулусу (Слика 7.6). Разлика је највећа у средишњем делу интервала ишчекивања, а најмања непосредно пре императивног стимулуса, што указује на то да положај прозора унутар растућег спорог потенцијала може одредити да ли ће разлика између група достићи конвенционални ниво статистичке значајности.



Слика 7.6. Временски ток разлике између група

Напомена. (а) Разлика између групе кривих и групе невиних испитаника у укупној амплитуди током целе епохе на кластеру FCz/Cz. (б) Иста разлика измерена у пет временских прозора, са интервалима поузданости од 95%; ниједна разлика није статистички значајна.

Временски ток уочене разлике не подржава тумачење да је реч о последици константне разлике у напону кроз целу епоху или систематског дрифта EEG сигнала, већ је компатибилан са временским развојем спорог потенцијала. Константна разлика у напону била би уклоњена корекцијом основне линије израчунате у интервалу пре S1, те сама по себи не би могла да произведе разлику ограничену на одређени део епохе. Слично томе, систематски дрифт унутар епохе очекивано би производио постепену, монотону промену чији ефекат би био најизраженији према крају епохе, што није образац уочен у овим подацима. Насупрот томе, уочена разлика је најизраженија у средишњем делу интервала ишчекивања, приближно између 1200 и 1500 ms, након чега се постепено смањује са приближавањем императивном стимулусу. Такав временски профил је стога компатибилан са динамиком спорог потенцијала, односно са његовим развојем и накнадним опоравком, а не са једноставним адитивним помаком или монотоним дрифтом сигнала.

Латенца фракционе површине. У интервалу ишчекивања (789 – 1789 ms) у којем се очекивао развој саме контингентне негативне варијације, три критеријума фракционе површине дају међусобно конзистентне резултате: за 25%, 50% и 75% акумулиране негативне површине добијене су вредности p = .468, .525 и .923. Према томе, независно од тога који се део негативне површине користи за дефинисање латенце, није утврђена статистички значајна разлика између група. Ова конзистентност указује да се евентуалне разлике између група не односе на време настанка или временски ток негативне компоненте.

Међутим, када је анализа проширена на читав интервал ишчекивања, од 789 до 1789 ms, критеријум од 25% показао је статистички значајну разлику између група, $F(2, 61) = 5.72$, $p = .005$, при чему су просечне латенце износиле 371 ms у групи невиних, 368 ms у групи информисаних невиних и 631 ms у групи кривих. Међутим, овај резултат не треба тумачити као доказ да група кривих достиже 25% негативне активности касније за приближно четврт секунде. Наиме, интервал од 0 до 1789 ms обухвата две временски различите негативне активности: S1-изазвани комплекс у ранијем делу епохе и узлазни део CNV-а (енг. CNV ramp) у каснијем делу интервала. Стога критеријум од 25% може бити достигнут у различитим компонентама код различитих испитаника, у зависности од њиховог релативног доприноса укупној негативној површини.

Табела 7.5

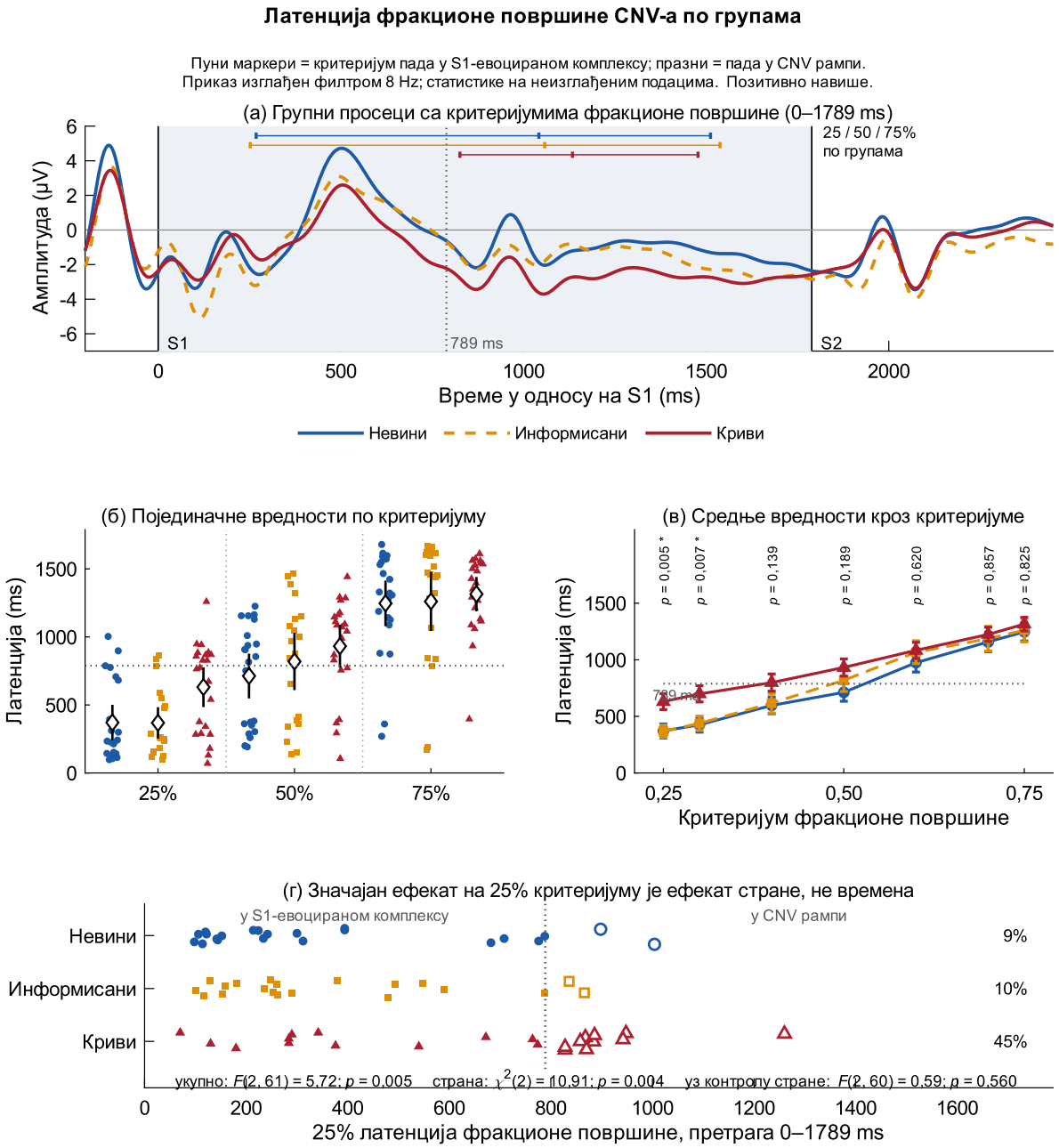
Позиција критеријума од 25% када мерни интервал обухвата обе негативности (0–1789 ms)

Група	У S1 комплексу	У узлазном делу CNV-а	% у узлазном делу CNV-а	Латенца 25% M (SD)	Удео касне површине M (SD)
Невини	20	2	9%	371 (293)	.518 (.214)
Информисани невини	18	2	10%	368 (245)	.512 (.223)
Криви	12	10	45%	631 (330)	.646 (.235)

Напомена. „Удео касне негативне површине“ представља однос негативне површине у интервалу 789–1789 ms према укупној негативној површини у интервалу 0–1789 ms.

Као што је приказано у Табели 7.5, подела интервала на 0–789 ms и 789–1789 ms показала је да је у групи невиних код два од 22 испитаника критеријум од 25% био достигнут у узлазном делу CNV-а, у групи информисаних невиних код два од 20 испитаника, док је у групи кривих то био случај код 10 од 22 испитаника. Као што је приказано на Слици 7.7, повезаност између групе и места на којем се налази критеријум статистички је значајна, $\chi^2(2) = 10{,}91$, $p < .01$.

Просечна латенца критеријума од 25% износи 333 ms код испитаника код којих критеријум пада у S1 комплекс и 913 ms код испитаника код којих пада у узлазни део CNV-а. Разлика између две могуће области у којима критеријум може бити достигнут износи приближно 580 ms, што је више од саме разлике између групних просека. Према томе, групна разлика у широкој 25% латенци може настати услед различите учесталости са којом критеријум пада у S1-изазвани комплекс, односно у узлазни део CNV-а а не услед стварног померања временског тока CNV-а. Ово тумачење додатно потврђује анализа у којој су истовремено разматрани група и област у којој је достигнут критеријум. Ефекат области био је веома изражен, $F(1, 60) = 66.0$, $p < .001$, док ефекат групе више није био статистички значајан, $F(2, 60) = 0.59$, $p = .560$. Дакле, када се контролише за то да ли је критеријум од 25% достигнут у S1-изазваном комплексу или у узлазном делу CNV-а, разлика између група нестаје. Групе су се, међутим, донекле разликовале у релативном уделу негативне површине који је био садржан у узлазном делу CNV-а, у односу на S1-изазвани комплекс (Слика 7.7). Тај удео износио је .518 у групи невиних, .512 у групи информисаних невиних и .646 у групи кривих, при чему разлика није достигла ниво статистичке значајности, $F(2, 61) = 2.44$, $p = .096$. Истовремено, ова мера је била снажно повезана са 25% латенцом у широком временском прозору, $r = .750$.



Слика 7.7. Латенца фракционе површине CNV-а по групама

Према томе, статистички значајна разлика у 25% латенци добијена у целом интервалу од 0 до 1789 ms не представља поуздан доказ разлике у времену настанка или временском току CNV-а између група. Пре се чини да одражава разлике у релативној величини негативне активности која припада раном S1-изазваном комплексу и узлазном делу CNV-а, због чега критеријум од 25% код различитих испитаника пада на различите компоненте. Другим речима, у овом широком мерном прозору „латенцијски“ ефекат у значајној мери представља ефекат релативне амплитуде две различите компоненте. Мера латенце фракционе површине је информативна када мерни прозор обухвата једну компоненту, али њена интерпретација постаје проблематична када исти прозор садржи више временски различитих компоненти. У таквом случају латенца фракционе површине може одражавати релативну

расподелу негативне површине између две компоненте, а не временско померање било које од њих.

Укупна амплитуда током интервала ишчекивања. Главни ефекат групе је додатно испитан у интервалу од 789 до 1789 ms, односно током последњих периода ишчекивања пре појаве императивног стимулуса. Просечна амплитуда износила је −1.18 μV код невиних, −1.73 μV код информисаних невиних и −2.72 μV код кривих испитаника, $F(2, 61) = 1.98$, $p = .146$, $\eta^2 = .061$, $\omega^2 = .030$. Варијансе су процењене као хомогене, Brown–Forsythe $p = .953$, а Велчов омнибус тест дао је исти закључак, $F(2, 40.4) = 2.01$, $p = .147$.

Од три парна поређења, само се поређење кривих и невиних приближило статистичкој значајности: −1.54 μV, 95% CI [−3.10, 0.02], Велчов $t(41.9) = -1.99$, $p = .053$. Разлика између невиних и информисаних невиних износила је 0.55 μV, $p = .505$, $d = +0.21$, између информисаних невиних и кривих 0.99 μV, $p = .223$, $d = 0.38$, при чему је знак контраста дефинисан као прва група минус друга група.

Као што је приказано у Табели 7.6, контраст је изразито зависан од временског прозора. Омнибус тест није био статистички значајан ни у једном од шест испитаних прозора, док се p вредност за поређење кривих и невиних кретала између .040 и .196, у зависности од тога где се прозор налази унутар растуће компоненте. Ниједан од ових прозора није био унапред спецификован; даље, није примењена корекција због вишеструког тестирања између прозора, а сами прозори се преклапају и због тога нису у потпуности међусобно независни.

Табела 7.6

Просечна амплитуда CNV по временским прозорима и групама

Временски прозор (ms)	Невини	Информисани	Криви	$F(2, 61)$	p	p (криви - невини)
500–1,789	−0.54	−1.07	−2.11	2.17	.123	.043
789–1,789	−1.18	−1.73	−2.72	1.98	.146	.053
800–1,289	−1.03	−1.35	−2.75	1.76	.180	.075
1200–1500	−0.81	−1.36	−2.52	2.41	.099	.040
1289–1789 (примарни)	−1.34	−2.13	−2.71	1.53	.224	.092
1489–1789	−1.70	−2.56	−2.84	0.97	.385	.196

Напомена. Вредности представљају просечну амплитуду CNV у μV за сваку групу. Негативне вредности означавају већу негативност.

7.7. Дискусија

7.7.1. Осврт на главне налазе теста прикривене информације заснованог на CNV компоненти

Овај део истраживања имао је за циљ да испита да ли се контингентна негативна варијација, регистрована у модификованој парадигми одложеног одговарања са повратном информацијом, може применити за детекцију

прикривеног знања. Хипотеза је предвиђала да ће се код кривих и информисаних невиних испитаника јавити већа амплитуда CNV-а на релевантне и на циљне стимулусе у односу на ирелевантне, а да ће се код невиних та разлика јавити само на циљним стимулусима. У све три групе, након упозоравајућег стимулуса развила се континуирана негативна промена напона која се одржавала током интервала ишчекивања и достизала максимум на вертексу, у кластеру FCZ/CZ. Једини статистички значајни кластери у масовно-универијатној анализи били су управо унутаргрупни тестови у односу на нулту вредност. У овом нацрту, са овим стимулусима и модификованом парадигмом, диференцијални ефекат прикривене информације на компоненти CNV није детектован ни у примарном прозору, ни у пет других испитаних прозора, нити у масовно-универијатној анализи која је обухватила целу епоху и свих 35 скалпних канала, као ни у моделу мешовитих ефеката на нивоу појединачних покушаја, нити на бихевиоралној мери.

Једини статистички значајан ефекат у целој анализи јесте главни ефекат типа стимулуса. Тај ефекат потиче готово у целости од циљних стимулуса, али у смеру супротном од предвиђеног. Циљни стимулуси, на којима су сви испитаници намерно давали неистинит одговор уз намештену повратну информацију, изазвали су најмању, а не највећу негативност у све три групе: −0.83 μV код невиних наспрам −1.16 μV на ирелевантне; −0.74 код информисаних наспрам −2.86 на ирелевантне; и −1.54 код кривих наспрам −3.47 на ирелевантне. Разлика износи 2.12 μV код информисаних и 1.93 μV код кривих испитаника, дакле вишеструко више од било које разлике повезане са прикривеном информацијом. Тај смер је, међутим, компатибилан са особеностима самог нацрта: на циљним стимулусима унапред намештена повратна информација саопштавала је успех у 26 од 36 покушаја, дакле у 72.2% случајева, док је на релевантним стимулусима успех саопштаван у 10 од 36 покушаја, односно у 27.8% случајева. Могуће је да је намештена повратна информација умањила неизвесност у погледу успешности обмане, коју Фанг и сарадници наводе као носиоца свог налаза, али неизвесност у овом истраживању није непосредно мерена. У односу на студију Фанга и сарадника (Fang et al., 2003), манипулација примењена овде, међутим, није била истоветна. Намеран неистинит одговор и подстицај да се „превари алгоритам“ јесу задржани, али је распоред намештене повратне информације на циљним стимулусима био обрнут у односу на онај на релевантним, тако да је баш на циљним стимулусима испитаницима у већини случајева саопштавано да успевају да преваре алгоритам како би се пажња, мотивација испитаника и степен неизвесности у већој мери пребацили на релевантне стимулусе.

7.7.2. Ефекат намештене повратне информације на израженост CNV компоненте

Логика теста конструисаног по узору на Фанга и сарадника подразумева да намерно неистинит одговор, дат у ситуацији неизвесности и мотивисаности, повећава припремну негативност током интервала ишчекивања. Носилац ефекта у том објашњењу није сама обмана него

неизвесност у погледу њеног исхода: испитаник улаже когнитивни напор зато што не зна хоће ли успети да превари алгоритам који га процењује. У овој студији повратна информација била је унапред подешена само за релевантне и циљне стимулусе, и то асиметрично. На релевантним стимулусима испитанику је, случајним редоследом, у 10 од 36 покушаја саопштавано да је успео да превари алгоритам, док је на циљним стимулусима у 26 од 36 покушаја саопштавано да је успео да превари алгоритам. На ирелевантним и контролним стимулусима повратна информација била је истинита и при просечној тачности одговора од 97.5%, практично увек позитивна. Могуће је да је намештена повратна информација за циљне стимулусе смањила неизвесност, мотивисаност и когнитивни напор испитаника. Већа стопа саопштеног успеха, међутим, не значи нужно мању неизвесност, мотивацију или когнитивни напор, а и ови процеси у овом истраживању нису непосредно мерени. На циљним стимулусима је испитанику у већини случајева саопштавано да успева да превари алгоритам, а то је, у објашњењу Фанга и сарадника, управо стање у којем нема разлога за појачану припрему. Према том објашњењу, висока стопа саопштеног успеха могла је смањити потребу за интензивнијим припремањем одговора и тиме допринети мање израженој негативности компоненте. Разлике између два намештена типа стимулуса иду у смеру који би то објашњење предвидело, доследно кроз све три групе. Циљни стимулуси били су мање негативни од релевантних за 0.78 μV код невиних, 1.54 μV код информисаних невиних и 1.23 μV код кривих испитаника. Пошто је распоред повратне информације био повезан са типом стимулуса, ова разлика се ипак не може поуздано приписати самој повратној информацији, јер су се циљни стимулуси од релевантних разликовали и по статусу у задатку и по правилу одговарања.

Објашњење засновано на повратној информацији, међутим, не покрива цео образац. Најмања негативност требало би да се јави на ирелевантним и контролним стимулусима на којима испитаници нису покушавали да преваре алгоритам и самим тим на којима није било неизвесности и ишчекивања. Они су, напротив, у све три групе били негативнији од циљних: за 0.33 и 0.94 μV код невиних, 2.12 и 1.90 μV код информисаних и 1.93 и 1.52 μV код кривих испитаника. Ова одступања од очекиваног се можда могу објаснити разликама у примењеном тесту.

Прво, два теста разликују се по смеру обмане. У студији Фанга и сарадника неистинит одговор подразумевао је порицање препознавања: испитаник је за познато лице тврдио да му није познато. Насупрот томе, у садашњем истраживању неистинит одговор на циљне стимулусе подразумевао је лажну тврдњу о поседовању знања: испитаник је за предмет који није био повезан са крађом тврдио да зна да је повезан са њом. Ова два облика обмане не морају ангажовати исте когнитивне процесе. Порицање препознавања може захтевати инхибицију спонтаног, истинитог одговора заснованог на постојећем меморијском трагу, док лажна афирмација може превасходно подразумевати примену унапред наученог правила одговарања. Уколико припремна негативност одражава инхибицију доминантног, истинитог одговора, њено јављање при лажној афирмацији не мора бити једнако изражено, нарочито ако задатак не изазива снажну тенденцију ка давању истинитог одговора.

Друго, циљни стимулуси имали су посебан статус као тип стимулуса за који је унапред научено правило одговарања. Независно од припадности групи и сопственог знања о крађи, испитаници су морали да запамте да на циљне стимулусе дају неистинит одговор. За разлику од осталих стимулуса, код којих је одговарање захтевало успостављање односа између приказаног питања и информација којима испитаник располаже, одговарање на циљне стимулусе могло се заснивати првенствено на примени унапред усвојеног правила. Из тог разлога, могуће је да је овај посебан статус циљних стимулуса утицао на припремну активност и довео до мање изражене CNV компоненте на циљним стимулусима. Међутим, подаци о времену реакције не пружају једнозначну подршку претпоставци да је такво одговарање било једноставније или брже. Циљни стимулуси били су класа са најкраћим временом реакције само код кривих испитаника (471 ms). Код невиних испитаника време реакције на циљне стимулусе било је незнатно дуже него на ирелевантне (395 према 394 ms), док је код информисаних невиних било дуже него на релевантне и ирелевантне стимулусе (371 према 339 и 349 ms). При томе, време реакције обухвата и процесе који се одвијају након појаве императивног стимулуса, док CNV одражава активност током његовог ишчекивања. Због тога се разлике у времену реакције не морају непосредно подударати са разликама у амплитуди CNV-а. Добијени образац је, према томе, компатибилан са више објашњења: очекивањем успеха које је стварала намештена повратна информација, посебним статусом циљних стимулуса и правилом одговарања које је за њих важило.

Потребно је размотрити и разлику у амплитуди CNV-а између релевантних и ирелевантних стимулуса, која представља примарну меру у тесту прикривене информације. Уколико је намештена повратна информација утицала на припремну активност у очекиваном смеру, могло би се претпоставити да ће релевантни стимулуси изазивати израженију негативност од ирелевантних код појединаца који прикривају критично знање (информисани и криви испитаници). Међутим, такав образац није добијен. Релевантни стимулуси били су негативнији од ирелевантних само код невиних испитаника, при чему је разлика износила −0.45 μV и није била статистички значајна. При тумачењу овог налаза важно је узети у обзир да иста намештена повратна информација није имала једнако значење за све групе. Невини испитаници су на релевантне стимулусе одговарали истинито, али им је у 26 од 36 покушаја саопштавано да њихов одговор није истинит. Насупрот томе, код информисаних невиних и кривих испитаника, који су на релевантне стимулусе давали неистините одговоре, иста повратна информација била је у складу са стварном природом њиховог одговарања. Према томе, несагласност између повратне информације и сопственог поступка била је карактеристична за групу невиних испитаника, која је уједно била једина група у којој је забележена већа негативност на релевантне него на ирелевантне стимулусе. Ова подударност отвара могућност да је значење повратне информације, а не само њено присуство, различито утицало на припремну активност по групама. Ипак, будући да разлика између релевантних и ирелевантних стимулуса код невиних није била статистички значајна, а да значење повратне информације није

независно манипулисано, добијени образац не омогућава да се такав утицај потврди.

7.7.3. Разлике у CNV компоненти између група

Просечна амплитуда. У интервалу од 789 до 1789 ms просечна амплитуда CNV-а износила је −1.18 μV код невиних, −1.73 μV код информисаних невиних и −2.72 μV код кривих испитаника. Разлика између група није била статистички значајна. Најизраженија је била разлика између кривих и невиних испитаника (−1.54 μV, 95% CI [−3.10, 0.02]), која није достигла уобичајени праг статистичке значајности, $t(41.9) = -1.99$, $p = .053$. Иако је поредак група у складу са очекивањем да криви испитаници показују најизраженију припремну негативност, а невини најслабију, овај образац сам по себи не пружа доказ о дијагностичкој вредности теста прикривене информације заснованом на CNV. Анализа се односи на просечну амплитуду у посматраном временском интервалу, а не на разлику у реаговању на релевантне и ирелевантне стимулусе. Криви испитаници показивали су већу негативност на све типове стимулуса, укључујући ирелевантне стимулусе који нису били повезани са критичним догађајем. Такав образац може пре одражавати разлике у општој кортикалној активацији, мотивационој ангажованости или ишчекивању повезаном са свешћу о сопственој умешаности, али не издваја ефекат препознавања критичне информације. Ови процеси нису непосредно испитани, па их треба разматрати као могућа, а не утврђена објашњења. Дијагностичка логика теста прикривене информације се заснива на поређењу реакција на релевантне и ирелевантне стимулусе унутар истог испитаника, а не на апсолутној величини електрофизиолошког одговора (Ben-Shakhar & Elaad, 2003; Verschuere & Ben-Shakhar, 2011). Према томе, чак и када би се у већем узорку поуздано утврдила разлика у просечној амплитуди између кривих и невиних испитаника, то само по себи не би показало да мера разликује особе које поседују критичну информацију од оних које је не поседују. У овом истраживању, уз то, разлика између кривих и невиних испитаника достигла је само маргинални ниво статистичке значајности у једном од шест испитаних временских прозора, а горња граница интервала поверења била је близу нуле (0.02 μV). Овај резултат зато треба тумачити као непрецизну процену могуће међугрупне разлике, а не као поуздан доказ ефекта прикривеног знања.

Нагиб ефекта релевантних стимулуса. Нагиб разлике између релевантних и ирелевантних стимулуса разликовао се међу групама. Разлика је првенствено потицала од групе информисаних невиних, код којих је нагиб износио 4.59 μV/s, у поређењу са −0.40 μV/s код невиних испитаника, уз велику величину ефекта (d = 1.23). Налаз се може тумачити као разлика у временском току припремне електричне активности између група, али не и као поуздан показатељ прикривеног знања или припреме лажи. Позитивнији нагиб разлике између релевантних и ирелевантних стимулуса код информисаних невиних, у поређењу са приближно равним нагибом код невиних, указује на то да се разлика између две категорије стимулуса мењала током периода ишчекивања. Налаз, међутим, не прати очекивани образац прикривеног знања. Ако би нагиб био показатељ припреме лажног одговора

на релевантне стимулусе, очекивао би се одговарајући ефекат и код кривих, који такође прикривају знање. Одсуство таквог обрасца код ове групе не подржава то тумачење. Ипак, оно само по себи не доказује да припрема лажи нема улогу у CNV компоненти. Могуће је да налаз одражава специфичност групе информисаних невиних, а не прикривено знање уопште. Ова група је једина претходно пре тестирања видела и запамтила конкретне релевантне стимулусе коришћене у тесту. Према томе, групе се нису разликовале само по односу према критичном догађају већ и по модалитету претходног излагања критичним информацијама. Та разлика могла је допринети различитом временском току CNV компоненте, али њен допринос није могуће изоловати у постојећем експерименталном дизајну. Иако је разлика у нагибу највећи ефекат између група у анализираном скупу података, изведена је из великог броја мера без корекције за вишеструко тестирање. Уз то, нема одговарајућег ефекта у просечној амплитуди нити у коригованој анализи целокупног временског тока. Ова одступања не поништавају уочену разлику у нагибу, али ограничавају поузданост њеног тумачења.

7.7.4. CNV и детекција прикривене информације: теоријско тумачење

У теоријском делу образложено је да CNV треба тумачити пре као показатељ општег стања припремљености него као индекс једног специфичног когнитивног процеса. Она одражава заједничко деловање кортикалне активације, временског ишчекивања, усмеравања пажње, мотивационе ангажованости и моторне припреме, чије је појединачне доприносе тешко експериментално раздвојити. Из тога следи да CNV није алтернативна мера препознавања, већ потенцијални показатељ процеса који прате припрему одговора. Појачана негативност на релевантне стимулусе могла би се очекивати уколико прикривање знања захтева припрему намерно неистинитог одговора.

Резултати овог истраживања не пружају подршку таквом диференцијалном ефекту, али указују на осетљивост CNV компоненте на друге аспекте задатка. Најизраженије разлике појавиле су се на мерама повезаним са захтевима одговора и укупним стањем побуђености, а не на поређењу релевантних и ирелевантних стимулуса. Другим речима, у овој парадигми CNV је јасније варирала са захтевима задатка везаним за поједине типове стимулуса него са односом стимулуса према критичном догађају. Такав образац не доказује да је CNV генерално неосетљива на препознавање, али ограничава њену интерпретацију као показатеља прикривеног знања у примењеном нацрту.

Образац добијен на стимулусима са намештеном повратном информацијом сагласан је са овим тумачењем. У све три групе CNV је била мање изражена на циљним стимулусима, на којима је саопштавана већа стопа успеха у обмани, него на релевантним, док диференцијални ефекат прикривеног знања није добио подршку ни у једној од примењених анализа. Међутим, пошто су стопа саопштеног успеха, статус стимулуса и правило одговарања у овом нацрту били међусобно повезани, тај образац је компатибилан са више објашњења и не може се приписати само повратној информацији. Чињеница да су оба обрасца испитана на истом сигналу, у

истом временском прозору и на истом узорку, њихово поређење је информативније од самог изостанка очекиваног ефекта. Могуће објашњење нуди двокомпонентно тумачење касне CNV, према којем она одражава и припрему сигнализираног покрета и антиципаторну пажњу усмерену ка императивном стимулусу (Brunia & van Boxtel, 2001). У садашњем задатку императивни стимулус увек је садржао исто питање, па је, у мери у којој је упозоравајући стимулус већ одређивао захтевани одговор, потреба за антиципацијом његовог садржаја била ограничена. Под тим условима, измерена CNV могла је у већој мери одражавати моторну припрему и општу мобилисаност него антиципаторну обраду питања. То је сагласно са налазом да су се стимулуси разликовали према захтеваном одговору, а да је поредак група по укупној негативности ишао у смеру веће негативности код кривих, иако разлика између група није била статистички значајна. Међутим, реч је о тумачењу које није било унапред постављено и које садашњи подаци не издвајају као једино могуће. Остаје, стога, могућност да ефекат прикривања на CNV постоји, али је малог интензитета те га примењени нацрт није успео да ухвати.

7.7.5. Поређење са претходним истраживањима

Емпиријска основа за примену CNV-а у детекцији прикривеног знања слабија је него за друге две ERP компоненте разматране у овом истраживању. Претходни налази притом не указују на једноставан, доследан однос између CNV-а и обмане, већ упућују на значај експерименталног нацрта и природе захтеваног одговора.

У студији Фанга и сарадника (2003) није регистрована разлика у CNV компоненти између познатих и непознатих лица. Тај налаз подудара се са изостанком разлике између релевантних и ирелевантних стимулуса у овом истраживању. Сличан образац добијен је и код Сухоцког и сарадника (2015): у парадигми симулираног злочина забележени су јасни ефекти неистинитог одговарања на компонентама N200 и P300, док је ефекат на CNV компоненти био само маргинално значајан. Иако се ови налази разликују по експерименталном контексту, оба су у складу са садашњим резултатима у једном важном погледу: подршка за CNV као показатељ прикривеног знања слабија је него за друге испитиване компоненте.

Налази Вагнер-Алтендорфа и сарадника (2020) додатно упућују на то да CNV може одражавати процену ситуације, а не истинитост исказа. Испитаници су показивали мању негативност пре исказа које је саговорник проценио као уверљиве него пре оних које је проценио као неуверљиве, при чему разлика није пратила стварну истинитост исказа. Овај резултат сагласан је са тумачењем да CNV одражава шири контекст припреме и очекивања, а не специфично препознавање прикривене информације.

Другачију слику пружају студије Шнирха и сарадника (2024) и Фолца и сарадника (2026), које представљају најјачу подршку хипотези да се CNV појачава при припреми неистинитог одговора. Међутим, њихови нацрти суштински се разликују од садашњег. У тим истраживањима сигнал пре сваког покушаја најављивао је да ли треба дати истинит или неистинит одговор. CNV је, стога, могла одражавати припрему одговора чија је природа

већ била позната. Насупрот томе, у садашњем истраживању није било таквог сигнала: испитаник је на основу приказаног предмета морао да одреди који одговор треба да пружи. Тако су припрема одговора и обрада информације о предмету биле временски и функционално испреплетене, уместо да буду раздвојене спољашњим сигналом. Ова разлика ограничава непосредно поређење налаза. Студије Шнирха и сарадника и Фолца и сарадника показују да се CNV може мењати када је припрема неистинитог одговора унапред сигнализирана, али саме по себи не установљавају да се исти ефекат мора јавити када испитаник одговор одређује на основу препознатог садржаја. Сходно томе, изостанак ефекта у садашњем истраживању не оспорава њихове резултате, али ограничава могућност да се они уопште примене на детекцију прикривеног знања. Поред тога, обе студије потичу из исте истраживачке групе, па њихово слагање представља поновљен налаз унутар једне лабораторије, а не независну репликацију.

У целини, претходна истраживања и садашњи резултати указују да је потребно разликовати два питања: да ли CNV прати припрему унапред одређеног неистинитог одговора и да ли може да открије прикривено знање када испитаник сам одређује одговор на основу садржаја стимулуса. За прво постоје охрабрујући, мада још увек ограничени налази; за друго ово истраживање није пружило подршку. Стога је оправданији закључак да дијагностичка вредност CNV-а зависи од структуре задатка него да ова компонента представља општи показатељ обмане или прикривеног знања.

7.7.6. Ограничења истраживања и препоруке за будућа истраживања

Ограничење овог истраживања представља одступање стварног од планираног интервала између упозоравајућег и императивног стимулуса. Уместо планираних 1000 ms, интервал је износио 1789 ms, што је променило временску структуру задатка и утицало на значење изабраног мерног прозора. Мерни прозор треба одредити поступком независним од испитиваног контраста.

Величина узорка (приближно 20–22 испитаника по групи) ограничава могућност поузданог откривања малих ефеката и прецизност процена. То илуструје интервал поверења за разлику у просечној амплитуди између кривих и невиних испитаника, [−3.10, 0.02] μV, који обухвата нулу и широк распон могућих вредности. Стога изостанак статистички значајне разлике не представља доказ одсуства ефекта.

На интерпретацију резултата утиче и ограничен број стимулуса: сваки тип стимулуса садржао је само три објекта, а контролни стимулуси нису били кодовани појединачно. Због тога није било могуће проценити еквивалентност ставки унутар типа стимулуса нити одвојити варијабилност појединачних стимулуса од ефекта типа. У анализи P300 компоненте показало се да разлике између стимулуса који се у нацрту третирају као заменљиви могу бити веће од траженог сигнала. Будућа истраживања зато треба да повећају број ставки по типу стимулуса и да доделе посебан идентификатор сваком стимулусу, укључујући контролне. То би омогућило анализу варијабилности на нивоу стимулуса и прецизнију процену ефекта типа стимулуса.

Тумачење припремне активности додатно је ограничено структуром задатка: императивни стимулус увек је носио исто питање, па је одговор можда могао да се одреди већ на основу упозоравајућег стимулуса. У том случају, активност током интервала не мора да одражава ишчекивање питања, већ може претежно да одражава припрему одговора. Будући нацрт требало би да учини императивни стимулус информативним, на пример варирањем питања између покушаја тако да одговор не буде у потпуности одређен приказом првог стимулуса. Истовремено, будућа истраживања требало би да раздвоје ефекат знања од ефекта захтеваног одговора, као и распоред повратне информације од типа стимулуса, на пример варирањем стопе саопштеног успеха унутар истог типа стимулуса. Једна могућност је да група испитаника одговара према унапред задатом правилу заснованом на перцептивном својству стимулуса, а не на стварном знању.

На квалитет мерења утичу и услови спровођења теста. Тест прикривене информације заснован на CNV није био први тест током трочасовног експеримента, а критични објекти већ су били приказани у претходним тестовима. Претходно излагање могло је да промени њихову познатост или значај, док је замор могао да утиче на пажњу и припремно стање.

Најзад, еколошка ваљаност задатка ограничена је студентским узорком и симулираном крађом без стварних последица. То је посебно важно ако се претпоставља да CNV зависи од мотивације, неизвесности или свести о последицама обмане. Фанг и сарадници су мотивацију и неизвесност навели као могућа објашњења свог налаза, па разлике у условима ограничавају непосредно поређење резултата. Ипак, одсуство стварних последица не може се сматрати утврђеним узроком садашњег нултог налаза. Његов допринос требало би испитати директно, независним варирањем мотивационих услова или мерењем субјективне неизвесности.

8. ТЕСТ ПРИКРИВЕНЕ ИНФОРМАЦИЈЕ ЗАСНОВАН НА ОЧНИМ ПОКРЕТИМА

8.1. Узорак

У истраживању је учествовало 75 испитаника са нормалним или коригованим видом. Сви испитаници су имали проценат успешности праћења (енг. tracking ratio) већи од 80% и задовољили су критеријуме визуелне провере, те ниједан испитаник није искључен из даљих анализа.

8.2. Експериментални нацрт

Експеримент је имао 3 x 2 двофакторски нацрт. Непоновљен фактор била је Група са три нивоа (невини, информисани невини и криви), док је поновљени фактор био Тип стимулуса са два нивоа (релевантни и контролни стимулус).

Главна зависна варијабла је био диференцијални скор рачунат као разлика између релевантних и контролних стимулуса упарених по начину и месту приказивања на екрану.

8.3. Стимулуси

Четири критична детаља из крађе (коверта, фасцикла, кључеви и локација) су коришћена као релевантни стимулуси. Као што је приказано на Слици 8.1, за сваки од четири релевантна стимулуса направљен је и по један одговарајући контролни стимулус који је чинила фотографија објекта неповезаног са крађом, али исте врсте као релевантни објекат. Поред тога, за сваки од четири типа објекта креирана су и по два сета од по три неутрална стимулуса. Идентичан сет недовршених реченица употребљен у тесту прикривене информације заснованом на N400 коришћен је и у овом тесту. Једна реченица односила се на радњу починиоца током злочина (нпр. „Из професорове канцеларије, украо/ла сам“), док се друга односила на локацију предмета током злочина (нпр. „Пре крађе, кључеви су били сакривени у“).
Према томе, тест прикривене информације заснован на очним покретима се састојао од осам недовршених реченица и укупно 32 стимулуса (од тога четири релевантна, четири контролна и 24 неутрална стимулуса). Комплетан сет од 32 коришћена стимулуса јавно је доступан у отвореном приступу путем репозиторијума Zenodo: https://doi.org/10.5281/zenodo.21441483 .



Слика 8.1. Релевантни и контролни стимулуси коришћени у тесту прикривене информације заснованом на очним покретима

8.4. Експериментални тест

За потребе овог истраживања осмишљен је тест за детекцију прикривеног знања заснован на праћењу очних покрета. Полазна претпоставка била је да ће информисани и криви испитаници, који поседују знање о критичним детаљима крађе, препознати ове детаље међу сличним алтернативама, и да ће се то препознавање испољити у различитим обрасцима очних покрета током приказивања релевантних у односу на контролне стимулусе. С друге стране, очекивало се да код невиних испитаника неће бити разлика у обрасцима очних покрета између релевантних и контролних стимулуса, због тога што ови испитаници не поседују знање неопходно за препознавање детаља повезаних са крађом.

На почетку тестирања сваки испитаник прошао је кроз стандардну процедуру калибрације уређаја за праћење очних покрета у пет тачака потом и процедуру валидације. Испитаницима су дата следећа упутства:

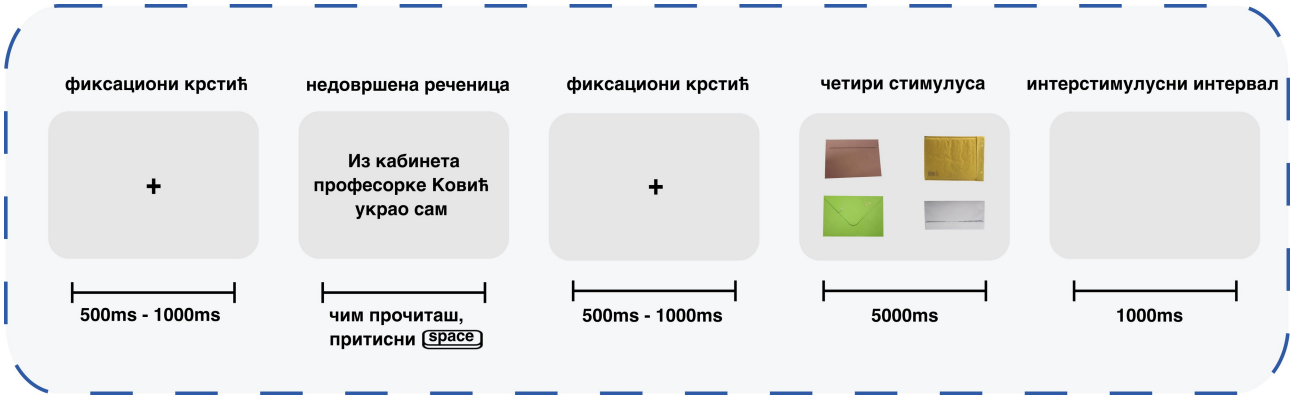
„Овај тест спроводи се како би се утврдило да ли сте били умешани у крађу која се догодила у канцеларији професорке Ковић.

Сваки Ваш покрет очију биће непрекидно праћен и бележен током читавог теста.

Као и током вежбе, најпре ће Вам на екрану бити приказана реченица. Ваш задатак је да притиснете тастер „SPACE" чим је у себи прочитате.

Након тога, на екрану ће бити приказане четири слике. Само једна од њих исправно допуњава претходно приказану реченицу. Ваш задатак је да посматрате оно што је приказано на екрану.
Након извесног времена слике ће аутоматски нестати са екрана."

Као што је приказано на Слици 8.2, сваки покушај започињао је празним екраном са фиксационим крстићем чије је време приказивања насумично варирало између 500 и 1000 ms, након чега је недовршена реченица приказивана на средини екрана. Испитаници су били инструисани да чим реченицу прочитају у себи, притисну дугме „SPACE". Затим је поново приказиван празан екран са фиксационим крстићем у варијабилном временском трајању између 500 и 1000 ms. Фиксациони крстић је служио томе да олакша поновну фиксацију центра екрана пре истовременог приказа четири стимулуса, чиме је обезбеђено да сваки пут поглед испитаника буде на истој почетној позицији у центру екрана у тренутку приказивања четири визуелна стимулуса. Променљиви интервал приказивања фиксационог крстића коришћен је како испитаник не би могао да предвиди тренутак појављивања паралелног приказа четири визуелна стимулуса, чиме се смањује ишчекивање стимулуса и обесхрабрују антиципаторни или припремни покрети очију. Циљ је био да поглед забележен при појави визуелних стимулуса у већој мери одражава обраду вођену стимулусом, а не усвојени временски ритам. Четири визуелна стимулуса потом су се истовремено појављивале на екрану у трајању од 5000 ms. Најзад, интерстимулусни интервал у трајању од 1000 ms раздвајао је временски два покушаја.



Слика 8.2. Структура покушаја у тесту прикривене информације заснованом на очним покретима

У половини покушаја, након недовршене реченице је, међу четири паралелно приказана визуелна стимулуса приказана слика објекта која претходно приказану реченицу завршава на истинит начин (релевантни и три неутрална стимулуса); у другој половини, међу четири истовремено приказана визуелна стимулуса, ниједан није истинито завршавао претходно приказану реченицу (контролни и три неутрална стимулуса). Процедура приказивања контролних стимулуса у потпуности је опонашала начин приказивања релевантних стимулуса, њихов положај на екрану био је контрабалансиран. Наиме, сваки од њих приказиван је једнак број пута у

сваком од четири квадранта екрана, како би се контролисао потенцијално конфундирајући утицај положаја стимулуса. На пример, ранија истраживања показала су да положај ставке значајно утиче на мере очних покрета; тачније, одрасли испољавају пристрасност ка горњем левом углу током почетних сакада, што непосредно утиче како на време уласка тако и на време до прве сакаде (Van Renswoude et al., 2020). Укупно је било 32 покушаја (четири објекта х два типа недовршене реченице х два типа стимулуса х два сета од три неутрална стимулуса). Редослед приказивања покушаја био је квазислучајан и идентичан код свих испитаника, будући да софтвер који је коришћен у овом истраживању, SMI Experiment Center 3.7, не поседује уграђену функцију за рандомизацију покушаја.

8.5. Мере праћења покрета очију

За сваког испитаника је помоћу софтвера SMI BeGaze 3.7 издвојено дванаест мера покрета очију забележених током паралелног приказивања четири визуелна стимулуса на екрану: време уласка (Entry Time), нето време задржавања [%] (Net Dwell Time [%]), време задржавања [%] (Dwell Time [%]), трајање погледа (Glance Duration), трајање скретања погледа (Diversion Duration), трајање прве фиксације (First Fixation Duration), број погледа (Glances Count), поновне посете (Revisits), број фиксација (Fixation Count), време фиксације [%] (Fixation Time [%]), просечно трајање фиксације (Average Fixation Duration) и време до прве сакаде (Time to First Saccade). Ових дванаест мера представљају стандардне излазне показатеље софтвера SMI BeGaze за области интересовања (енг. Area of interest, AOI) и намерно су задржане у целости. На тај начин је класификаторима, а не нашим претходно постављеним претпоставкама, омогућено да одреде које мере садрже сигнал препознавања за свако поређење група. Важно је напоменути да није занемарена редундантност међу корелисаним обележјима, већ је емпиријски третирана у оквиру поступка моделовања, уместо да се решава прелиминарном селекцијом обележја. Мере пречника зенице искључене су из анализе због немогућности да се контролишу и одрже константним карактеристике експерименталног окружења које могу утицати на очне покрете, попут осветљења у просторији, осветљеност и контраст монитора, као и осветљеност стимулуса.

У Табели 8.1 приказане су оперативне дефиниције сваке од дванаест мера очних покрета и когнитивни процес који се најчешће повезује овим мерама. Полазна претпоставка је била да ће препознавање и повећана израженост стимулуса довести до ранијег иницијалног усмеравања пажње, дужег задржавања погледа и веће учесталости поновног усмеравања погледа ка препознатом предмету. Сходно томе, очекивало се да ће код испитаника који поседују знање о крађи бити регистрована већа разлика у мерама латенце, трајања и броја очних покрета између релевантних и контролних стимулуса у односу на неупућене невине испитанике, што би пружило основу за разликовање група.

Табела 8.1
Операционалне дефиниције мера очних покрета и когнитивни процеси које ове мере обично одражавају

Мера	Дефиниција	Когнитивни процеси
време уласка	трајање од почетка покушаја до првог уласка у област од интереса	аутоматско оријентисање и заокупљање пажње
време до прве сакаде	време протекло од почетка приказивања стимулуса до прве детектоване сакаде	
трајање прве фиксације	трајање прве фиксације унутар области од интереса	рана обрада и почетна дубина кодирања
нето време задржавања [%]	(збир трајања свих погледа унутар области од интереса) / (време завршетка − време почетка)	
време задржавања [%]	(збир трајања свих фиксација и сакада унутар области од интереса) / (време завршетка − време почетка)	
време фиксације [%]	(збир трајања фиксација унутар области од интереса) / (време завршетка − време почетка)	
трајање погледа	трајање сакаде уласка у објекат + збир трајања свих фиксација и сакада пре него што очи напусте област од интереса (време задржавања + трајање сакаде уласка у област од интереса)	задржана визуелна пажња и дубина обраде
трајање скретања погледа	збир трајања сакада уласка у објекат и изласка из њега + збир трајања свих фиксација и сакада пре него што очи напусте област од интереса (трајање погледа + трајање сакаде изласка из области од интереса)	
просечно трајање фиксације	просечна дужина времена током којег очи остају релативно стабилне у оквиру сваке фиксације	
број фиксација	број фиксација унутар области од интереса	
број погледа	број погледа усмерених ка мети (сакаде које долазе споља) унутар одређеног периода (бројач се увећава сваки пут када фиксација буде унутар области од интереса, уколико претходно није била унутар)	поновно разгледање и визуелна претрага
поновне посете	број погледа −1	

Наведене повезаности између мера и когнитивних процеса треба тумачити као интерпретативне смернице, а не као директна, непосредна пресликавања: мера окуломоторног понашања може одражавати више од једног процеса, у зависности од захтева задатка; осим тога, коришћена тестовна парадигма није ни осмишљена да изолује те појединачне процесе.

8.6. Резултати

8.6.1. Мере очних покрета

У Табели 8.2 приказани су дескриптивни показатељи за свих дванаест мера покрета очију, засебно за три експерименталне групе (н*евини, информисани невини, криви*) и за два типа стимулуса (релевантни и контролни).

Табела 8.2
Дескриптивни показатељи мера очних покрета према групи и типу стимулуса

Мера	Група *M* (SD)			Тип стимулуса *M* (SD)	
	Невини	**Информисани**	**Криви**	**Релевантни**	**Контролни**
време уласка (ms)	1041 (347.2)	687 (229.3)	987.9 (335.2)	925.9 (385)	884.8 (298.7)
трајање погледа (ms)	1158 (202.5)	1716 (847.2)	1192 (312.4)	1538 (772.1)	1172 (188.3)
трајање скретања погледа (ms)	1214 (207.8)	1773 (840.6)	1255 (317.5)	1594 (769.2)	1234 (191.6)
трајање прве фиксације (ms)	361.9 (117.5)	372.2 (164)	377.3 (111.2)	414.8 (144.2)	326.1 (102.2)
број погледа	1.9 (0.438)	2.1 (0.397)	1.9 (0.430)	1.9 (0.448)	2 (0.423)
поновне посете	0.946 (0.427)	1.2 (0.382)	0.939 (0.414)	0.976 (0.427)	1 (0.411)
број фиксација	2.8 (0.604)	3.6 (1)	2.8 (0.670)	3.2 (1.1)	2.9 (0.524)
нето време задржавања (%)	23.3 (3.9)	34.7 (16.9)	24 (6.2)	31 (15.4)	23.7 (3.6)
време задржавања (%)	22 (3.9)	33.1 (16.7)	22.6 (6.1)	29.6 (15.4)	22.2 (3.7)
време фиксације (%)	21.7 (3.9)	32.6 (16.7)	22.2 (5.9)	29.1 (15.2)	21.9 (3.6)
просечно трајање фиксације (ms)	423.6 (112.5)	475.8 (224.4)	422.7 (111.7)	483.9 (190.6)	397.5 (105.5)
време до прве сакаде (ms)	1563 (436.5)	1014 (348.1)	1432 (404.8)	1285 (498.6)	1388 (414.9)

Напомена. M = аритметичка средина; SD = стандардна девијација

Подаци приказани у табели показују да су информисани невини испитаници испољили најдуже просечно трајање погледа, скретање погледа, као и највећи број фиксација и највећи проценат времена задржавања и фиксације на релевантним стимулусима. Насупрот томе, невини и криви испитаници показали су сличне резултате на овим мерама. Време уласка и време до прве сакаде били су најкраћи код групе информисаних невиних.

На релевантним стимулусима регистровано је дуже задржавање погледа, скретање погледа и прве фиксације, као и већи проценат времена задржавања у односу на контролне стимулусе. Истовремено, време до прве сакаде било је краће за релевантне него за контролне стимулусе.

Група информисаних невиних имала је највеће стандардне девијације на већини мера, што указује на присуство израженијих разлика у очним покретима међу испитаницима унутар ове групе. Слично томе, стандардне девијације за релевантне стимулусе биле су знатно веће него за контролне стимулусе на већини мера, што указује на већу варијабилност у ангажовању испитаника током обраде релевантних стимулуса. Наведени резултати указују на различиту расподелу визуелне пажње између релевантних и контролних стимулуса, као и на то да се профил очних покрета информисаних невиних испитаника разликовао од профила невиних и кривих испитаника.

8.6.2. Разлике између невиних, информисаних невиних и кривих испитаника на мерама покрета очију

Једнофакторска мултиваријатна анализа варијансе спроведена је како би се испитало да ли се дванаест диференцијалних скорова (релевантни – контролни), посматраних заједно, разликује у зависности од групе, након чега је уследило дванаест једнофакторских анализа варијансе уз Шидак корекцију за парна post hoc поређења за сваку меру појединачно. Мултиваријантни ефекат групе на скуп од дванаест диференцијалних мера очних покрета био је статистички значајан, Пилајев $V = 0.821$, $F(24, 124) = 3.60$, $p < .001$, што указује на присуство значајних међугрупних разлика у укупном обрасцу разлика између релевантних и контролних стимулуса. Као што је приказано у Табели 8.3, једнофакторске анализе варијансе показале су значајан ефекат групе за десет од дванаест диференцијалних мера. Нису утврђене значајне разлике између група за број погледа и поновне посете. Величине ефеката кретале су се од умерених ($\omega^2 = 0.18–0.21$) за време уласка, трајање прве фиксације и време до прве сакаде) до веома великих ($\omega^2 = 0.58–0.59$) за трајање погледа, трајање преусмеравања погледа, нето време задржавања, време задржавања и време фиксације.

Табела 8.3

Разлике између невиних, информисаних невиних и кривих испитаника на диференцијалним скоровима очних покрета

Диференцијални скор очних покрета	Невини	Информисани	Криви	*F*(2, 72)	*p*	ω2
време уласка (ms)	180.5[a] (291.3)	−146.2[b] (244.5)	89.6[a] (254.1)	10.19	<.001	.197
трајање погледа (ms)	−127.2[a] (255.4)	1248[b] (753.2)	−23.0[a] (441.4)	53.13	<.001	.582
трајање скретања погледа (ms)	−129.1[a] (259.2)	1237[b] (748.5)	−26.4[a] (447.8)	52.41	<.001	.578
трајање прве фиксације (ms)	38.02[a] (107.7)	194.5[b] (191.6)	33.8[a] (103.5)	10.66	<.001	.205
број погледа	−0.075 (0.271)	−0.047 (0.399)	−0.122 (0.382)	0.29	.752	.000
поновне посете	−0.084 (0.294)	−0.045 (0.376)	−0.118 (0.380)	0.27	.767	.000
број фиксација	−0.267[a] (0.620)	1.3[b] (0.882)	−0.032[a] (0.742)	33.14	<.001	.462
нето време задржавања (%)	−2.51[a] (4.9)	24.9[b] (15.1)	−0.682[a] (8.792)	53.51	<.001	.583
време задржавања (%)	−2.6[a] (5.0)	25.0[b] (15.04)	−0.406[a] (8.571)	54.48	<.001	.588
време фиксације (%)	−2.4[a] (4.9)	24.7[b] (14.9)	−0.409[a] (8.419)	53.88	<.001	.585
просечно трајање фиксације (ms)	4.5[a] (110.4)	252.7[b] (248.1)	2.1[a] (95.84)	18.74	<.001	.321
време до прве сакаде (ms)	68.2[a] (321.6)	−323[b] (294.8)	−47.6[a] (376.5)	9.12	<.001	.178

Напомена. n = 25 по групи; унутар сваког реда, аритметичке средине група које не деле заједничко слово у горњем индексу (a, b) међусобно су се значајно разликовале ($p < .05$) у парним post hoc поређењима уз Шидакову корекцију, док се аритметичке средине са истим словом у горњем индексу нису међусобно значајно разликовале.

Post hoc поређења су код свих десет статистички значајних мера показала веома доследан образац, што је у Табели 8.3 означено словима у горњем индексу (исто слово означава да разлика није статистички значајна). Групе невиних и кривих испитаника нису се значајно разликовале међусобно, док су се обе групе значајно разликовале од групе информисаних невиних. Група информисаних невиних имала је значајно више позитивне диференцијалне вредности код свих мера заснованих на трајању и времену задржавања у односу на друге две групе. Насупрот томе, код времена уласка

и времена до прве сакаде, ова група је показала изражен негативан диференцијални скор, који указује на брже усмеравање пажње и успостављање прве фиксације ка релевантним него ка контролним стимулусима.

8.6.3. Провера робустности регистрованог ефекта групе

Стандардне девијације приказане у Табели 8.3 биле су међу групама изразито неједнаке, при чему је група информисаних невиних имала највећу варијансу на већини мера. Класификатор може раздвајати групе и на основу разлике у варијансама, а не само у аритметичким срединама, што би мењало когнитивну интерпретацију налаза. Из тог разлога, претпоставка о хомогености варијанси на којој почива једнофакторска анализа варијансе, проверена подробније за сваку од дванаест мера. Поред Левенеовог теста заснованог на одступањима од аритметичке средине коришћен је и Браун–Форсајтов тест заснован на одступањима од медијане, који је отпорнији на одступање од нормалности. Оба теста дала су исти исход: претпоставка је нарушена на седам мера: трајању погледа, трајању скретања погледа, трајању прве фиксације, просечном трајању фиксације и на све три мере процента задржавања и фиксације (Табела 8.4). Шест од тих седам налаза опстаје и након Холмове корекције за дванаест тестова. На преосталих пет мера, времену уласка, времену до прве сакаде, броју погледа, поновним посетама и броју фиксација, претпоставка је била задовољена.

Нарушења нису била насумично распоређена. Сва су се јавила у породици мера трајања и задржавања, дакле управо на мерама са највећим величинама ефекта, и увек тако што је највећу варијансу имала група информисаних невиних. Та неједнакост сама по себи представља налаз: она показује да се информисани невини испитаници нису понашали уједначено, него да се унутар те групе јављају знатне индивидуалне разлике у трајању посматрања релевантних стимулуса.

Сви тестови поновљени су поступцима који претпоставку о једнакости варијанси не захтевају. Велчова анализа варијансе дала је исти закључак на свих дванаест мера (Табела 8.4): истих десет мера остало је статистички значајно, а број погледа и поновне посете остали су незначајни. На мерама са нарушеном претпоставком вредност F опала је за 30–39%, а број степена слободе именитеља са 72 на 41 до 48, што одговара очекивању да обична анализа варијансе прецењује значајност када највећу варијансу има група са најекстремнијом аритметичком средином.

Накнадна парна поређења поновљена су Гејмс-Хаувел поступком, који не претпоставља ни једнакост варијанси ни једнакост величина узорака. Образац изворних резултата приказан у Табели 8.3 остао је непромењен на свих десет статистички значајних мера: групе невиних и кривих испитаника нису се међусобно разликовале ни на једној мери, док су се обе значајно разликовале од групе информисаних невиних. Као што је приказано у Табели 8.5, ниједно од тридесет шест поређења није променило статус у односу на Шидакову корекцију. На основу свега наведеног, централна тврдња да тест раздваја групу која знање поседује а није починила дело, а не раздваја групу која јесте, не зависи ни од претпоставке о једнаким варијансама ни од избора

поступка за парна поређења. Она опстаје у оба аналитичка оквира, при чему је робуснији оквир дао нешто ниже вредности F и исте исходе у парним поређењима.

Хомогеност коваријансних матрица, која представља претпоставку мултиваријатне анализе варијансе, проверена је Боксовим тестом и такође је нарушена, M = 332,8, $\chi^2(156) = 256{,}2$, $p < {,}001$. Тај тест је при дванаест зависних варијабли и двадесет пет испитаника по групи изразито осетљив, па га треба тумачити уз ту ограду. Као мултиваријатни критеријум коришћен је Пилаијев траг, који је од расположивих критеријума најотпорнији управо на неједнакост коваријансних матрица, те избор њега ублажава нарушење због чега се и мултиваријатни налаз може сматрати робусним.

Табела 8.4

Провера хомоїеностӣ варијанси и Велчова анализа варијансе

Мера очних покрета	Левенеов F(2, 72)	*p*	Браун-Форсајт F(2, 72)	*p*	Велчов F(2, df2)	*p*
Време уласка (ms)	0.18	.836	0.19	.825	10.35 (47.8)	< .001
Трајање погледа (ms)	7.33	.001	6.90	.002	36.85 (41.7)	< .001
Трајање скретања погледа (ms)	7.17	.001	6.60	.002	36.67 (41.8)	< .001
Трајање прве фиксације (ms)	4.68	.012	4.51	.014	7.35 (45.9)	.002
Број погледа	1.71	.188	1.63	.204	0.24 (46.4)	.789
Поновне посете	1.10	.339	1.16	.319	0.23 (47.2)	.796
Број фиксација	2.40	.098	1.52	.226	28.85 (47.1)	< .001
Нето време задржавања (%)	7.92	< .001	7.34	.001	36.76 (41.3)	< .001
Време задржавања (%)	7.89	< .001	7.46	.001	37.40 (41.7)	< .001
Време фиксације (%)	7.92	< .001	7.48	.001	36.75 (41.7)	< .001
Просечно трајање фиксације (ms)	5.59	.006	4.24	.018	11.48 (44.5)	< .001
Време до прве сакаде (ms)	0.90	.410	0.80	.453	10.52 (47.6)	< .001

Напомена. n = 25 по групи; вредности p < ,05 означавају нарушену претпоставку. Велчова анализа варијансе не претпоставља једнакост варијанси, а број степена слободе именитеља прилагођен је Велч–Сатертвејтовим поступком.

Табела 8.5

Парна поређења Гејмс-Хаувел поступком

мера	поређење	Разлика	*df*	*p*
време уласка (ms)	невини – информисани	326.66	46.6	< .001
време уласка (ms)	невини – криви	90.91	47.1	.473
време уласка (ms)	информисани – криви	-235.75	47.9	.005
трајање погледа (ms)	невини – информисани	-1375.02	29.4	< .001
трајање погледа (ms)	невини – криви	-104.23	38.4	.568
трајање погледа (ms)	информисани – криви	1270.79	38.7	< .001
трајање скретања погледа (ms)	невини – информисани	-1365.80	29.7	< .001
трајање скретања погледа (ms)	невини – криви	-102.64	38.5	-586
трајање скретања погледа (ms)	информисани – криви	1263.16	39.2	< -001
трајање прве фиксације (ms)	невини – информисани	-156.47	37.8	-003
трајање прве фиксације (ms)	невини – криви	4.24	47.9	-989
трајање прве фиксације (ms)	информисани – криви	160.71	36.9	-002
број погледа	невини – информисани	-0.03	42.2	-956
број погледа	невини – криви	0.05	43.2	-868
број погледа	информисани – криви	0.07	47.9	-777
поновне посете	невини – информисани	-0.04	45.4	-914
поновне посете	невини – криви	0.03	45.1	-933
поновне посете	информисани – криви	0.07	48.0	-776
број фиксација	невини – информисани	-1.61	43.1	< -001
број фиксација	невини – криви	-0.24	46.5	-450
број фиксација	информисани – криви	1.38	46.6	< -001
нето време задржавања (%)	невини – информисани	-27.43	29.1	< -001
нето време задржавања (%)	невини – криви	-1.83	37.8	.640
нето време задржавања (%)	информисани – криви	25.61	38.6	< .001
време задржавања (%)	невини – информисани	-27.62	29.3	< .001
време задржавања (%)	невини – криви	-2.17	38.8	.524
време задржавања (%)	информисани – криви	25.45	38.1	< .001
време фиксације (%)	невини – информисани	-27.12	29.2	< .001
време фиксације (%)	невини – криви	-2.04	38.8	.554
време фиксације (%)	информисани – криви	25.08	37.9	< .001
просечно трајање фиксације (ms)	невини – информисани	-248.14	33.1	< .001
просечно трајање фиксације (ms)	невини – криви	2.43	47.1	.996
просечно трајање фиксације (ms)	информисани – криви	250.56	31.0	< .001
време до прве сакаде (ms)	невини – информисани	391.16	47.6	< .001
време до прве сакаде (ms)	невини – криви	115.78	46.9	.477
време до прве сакаде (ms)	информисани – криви	-275.38	45.4	.016

8.7. Провера претпоставке о успешном прикривању препознавања вољном контролом погледа код кривих испитаника

У циљу провере претпоставке да су криви испитаници успешном вољном контролом погледа прикрили препознавање релевантних стимулуса, спроведене су додатне статистичке анализе. Као што је претходно описано, криви испитаници били су инструисани да избегну детекцију и да ни на који начин не испоље да поседују знање о критичним детаљима крађе. Дакле, уколико су криви испитаници вољном контролом погледа успешно потискивали или маскирали окуломоторни одговор на релевантне стимулусе, изостанак разлике између кривих и невиних испитаника на основу дванаест стандардних мера очних покрета указује на то да класификатор заснован на

овом скупу мера не разликује појединце који поседују релевантно знање од оних који га не поседују, већ разликује појединце код којих се препознавање релевантних стимулуса испољило у окуломоторном понашању од оних код којих није било таквог испољавања или због недостатка критичног знања или због тога што је успешно потиснуто или маскирано вољном регулацијом погледа. Иако на стандардном скупу мера нису регистроване међугрупне разлике на релевантним стимулусима, ипак има смисла претпоставити да се опште окуломоторно понашање кривих испитаника разликовало у односу на невине, управо због поседовања критичног знања и мотивисаности да избегну детекцију. Сама вољна регулација погледа кривих испитаника, независно од ефекта препознавања, требало би да остави одређени траг који се може уочити у подацима. Пошто такав траг није ухваћен применом стандардног приступа, неопходно је у наредном кораку потражити показатеље евентуалног потискивања и маскирања, као и идентификовати мере које су релативно отпорније на вољну контролу погледа.

8.7.1. Метод и мере за проверу претпоставке о успешном потискивању и маскирању препознавања

Ако су криви испитаници, за разлику од невиних, препознали релевантни стимулус и применили стратегију модификовања сопственог окуломоторног понашања, може се очекивати:

1) да мере очних покрета које одражавају иницијалну, аутоматску оријентациону реакцију на познат стимулус буду сличне онима код информисаних испитаника, док би кумулативне мере очних покрета требало да се приближе нивоу уоченом код невиних испитаника;

2) виша доследност у окуломоторном понашању унутар испитаника код кривих, због постојања стратегије у гледању стимулуса, у поређењу са спонтанијим гледањем код невиних испитаника. Сходно томе, поузданост диференцијалног скора унутар испитаника требало би да буде значајно већа код кривих у односу на невине, али мања у односу на информисане испитанике код којих препознавање критичних детаља чини њихово окуломоторно понашање доследнијим;

3) да се манифестован ефекат препознавања мења током времена, под претпоставком да су мере очних покрета у почетним покушајима, пре формирања стабилне стратегије, под мањим утицајем вољне контроле, и

4) да постоји израженија варијабилност између кривих испитаника, која би се могла манифестовати асиметричном расподелом диференцијалних скорова и већом варијансом у односу на невине. Овакав образац је очекиван због тога што поједини криви испитаници вероватно другачије, у већој мери или успешније од других вољно модификују своје окуломоторно понашање.

У сваком излагању распоред четири стимулуса је другачији, тако да испитаник не зна да ли је у датом тренутку приказан релевантни стимулус и, ако јесте, на којој се позицији налази. Вољна контрола окуломоторног понашања не може у потпуности деловати пре него што поглед доспе до релевантног стимулуса и омогући његову обраду и препознавање. Тек након првог усмеравања погледа на релевантни стимулус, испитаник може вољном

контролом да модификује касније карактеристике окуломоторног одговора: да одреди колико ће се дуго задржати на стимулусу, да ли ће се на њега поново вратити, колико ће фиксација остварити и како ће даље распоредити време гледања између стимулуса. Сходно томе, ране карактеристике усмеравања погледа, попут времена до првог усмеравања са релевантним стимулусом, могу бити мање подложне накнадној вољној регулацији, док су кумулативне мере задржавања погледа потенцијално знатно осетљивије на такву регулацију. Уколико је ова претпоставка тачна, успешна вољна регулација не би нужно довела до потпуног нестанка ефекта препознавања, већ пре до потискивања његове касније окуломоторне манифестације, док би ранији део окуломоторног одговора могао да остане релативно очуван. Из тог разлога, анализиране су мере изведене на основу времена почетка, броја и трајања појединачних фиксација.

Главна фиксациона мера у овој анализи представља временски редослед јављања прве фиксације на четири истовремено приказана стимулуса. Унутар сваког излагања, узети су сви стимулуси који имају бар једну фиксацију, након чега је израчунат и број стимулуса са бар једном фиксацијом (*број различитих посета*). Сви посећени стимулуси су потом поређани и рангирани на основу времена почетка прве фиксације. На тај начин је за сваки покушај, у зависности од редоследа којим је био посећен, сваки релевантни и контролни стимулус добио скор од 1 до 4. Редни број у низу направљених посета означен је као *ранг упоредног стимулуса.* Уколико је стимулус био први посећен (прва фиксација била на њему) додељена му је вредност 1, а ако је био последњи вредност 4. Пошто нису сви стимулуси били посећени у свим покушајима, у циљу непристраснијег поређења центрирана је варијабла *ранг упоредног стимулуса*. Центрирање је спроведено одузимањем просечне вредности свих могућих рангова: центрирани_ранг = ранг_критичне_области – (број_различитих_посета + 1) / 2. На овај начин, уколико је испитаник у једном покушају посетио сва четири стимулуса, *центрирани ранг* се креће од –1.5 (први посећен) до 1.5 (последњи посећен). У следећем кораку, за сваког испитаника израчунат је просечан центрирани ранг засебно за релевантне и засебно за контролне стимулусе. Покушај у коме испитаник није фиксирао упоредни стимулус (односно релевантни или контролни стимулус) је изостављен из анализе. На крају, диференцијални скор је израчунат одузимањем просечног центрираног ранга за контролни стимулус од просечног центрираног ранга за релевантни стимулус, уз инвертовање предзнака тако добијеног скора, како би више вредности скора означавале раније посећивање релевантног стимулуса у односу на контролни стимулус.

Поред центрираног ранга, израчунато је још пет додатних мера фиксација и оне су приказане у Табели 8.6. Ових пет мера рачунато је тако што је у првом кораку, за сваки покушај, од вредности на упоредном стимулусу одузета просечна вредност три неутрална стимулуса, чиме су уклоњене све специфичности конкретних покушаја. У другом кораку, диференцијални скорови су израчунати одузимањем вредности за контролни стимулус од вредности за релевантни стимулус, чиме је искључено све што је специфично за појединца, а остаје само оно што је разлика између релевантног и контролног стимулуса.

У циљу провере претпоставке о успешном потискивању и маскирању препознавања код кривих испитаника, поред мера изведених на основу појединачних фиксација, коришћено је и дванаест мера екстрахованих помоћу софтвера BeGaze. Пошто је број испитаника по групи био релативно мали, због асиметричних расподела и неједнакости варијанси, примењени су алтернативни статистички тестови који ова ограничења узимају у обзир: Велчов t-тест који не претпоставља једнаке варијансе; Хеџов g који представља кориговану верзију Коеновог d са корекцијом за мале узорке; Мен-Витнијев тест; Крускал–Валисов тест и пермутациони тестови ознака.

Табела 8.6

Изведене мере на основу појединачних фиксација на стимулусу унутар покушаја

Фиксациона мера	Опис	Тумачење
центрирани ранг *(мера оријентисања)*	центриран редни број у низу направљених посета унутар покушаја	нижи ранг = ранија посета
време почетка прве фиксације *(мера оријентисања)*	Време појаве прве фиксације у односу на време почетка покушаја	нижа вредност = ранија посета
трајање прве фиксације *(прелазна мера)*	дужина времена од почетка до краја прве фиксације	виша вредност =дужа прва посета
број фиксација *(мера задржавања)*	број направљених фиксација унутар једног стимулуса	виша вредност = више повратака
задржавање после прве фиксације *(мера задржавања)*	укупна дужина времена трајања свих фиксација на стимулусу након прве фиксације	виша вредност = дуже задржавање након прве посете
удео времена фиксације *(мера задржавања)*	(време трајања свих фиксација на стимулусу / укупно време трајања свих фиксација унутар покушаја) × 100	виша вредност = дуже гледање стимулуса у односу на остала три стимулуса

8.7.2. Поређење фиксационих мера оријентисања и кумулативних мера задржавања погледа према њиховој подложности вољној регулацији

Да ли криви испитаници посвећују мање пажње релевантном стимулусу наспрам неутралних стимулуса?

Досадашње анализе биле су засноване на разлици између релевантног и контролног стимулуса. Међутим, потребно је размотрити и то какав је однос критичног стимулуса према неутралним стимулусима унутар истог покушаја. Ако криви испитаници потискују препознавање, очекивало би се да релевантном стимулусу посвете мање пажње него неутралним стимулусима. Насупрот томе, ако препознавање није потиснуто, очекивало би се уједначеност окуломоторног понашања према упоредном и три неутрална стимулуса.

Евентуално одступање упоредног стимулуса од просека неутралних стимулуса унутар покушаја проверено је применом t-теста на једном узорку

у односу на нулту вредност, засебно за релевантне и контролне стимулусе. Зависна мера била је диференцијални удео времена фиксација, рачунат као просечна вредност три неутрална стимулуса одузета од вредности на упоредном стимулусу. Резултати су приказани у Табели 8.7.

Табела 8.7
Одступање упоредног од просека три неутрална стимулуса по групама

Група	Релевантни стимулус	Контролни стимулус	Разлика (р − к)
невини	**−3.1%** $p < .01$	0.1% $p = .900$	**−3.2%** $p < .05$
информисани	**34.7%** $p < .0001$	**−2.1%** $p = .020$	**36.8%** $p < .0001$
криви	−0.8% $p = .736$	−0.1% $p = .956$	−0.7% $p = .771$

Исти образац потврђују и остале фиксационе мере код невиних испитаника, што искључује да је реч само о специфичности мере удела времена фиксација (Табела 8.8).

Табела 8.8
Разлике на фиксационим мерама код невиних испитаника

Мера код невиних	Релевантни стимулус	Контролни стимулус
центрирани ранг посете	**0.2%** $p < .0001$	−0.03% $p = .339$
време почетка прве фиксације	**165.96** ms $p = .001$	−23.22 ms $p = .497$
трајање прве фиксације	**47.72** ms $p < .01$	−6.20 ms $p = .704$
број фиксација	**−0.382** $p < .001$	0.003 $p = .972$
задржавање после прве фиксације	**−179.56** ms $p < .001$	16.57 ms $p = .697$
удео времена фиксација	**−3.1%** $p < .01$	0.1% $p = .900$

Није добијен образац окуломоторног понашања који би указивао на то да су криви испитаници намерно избегавали релевантне стимулусе. Штавише, они су га посматрали нешто више него невини. Уколико су криви испитаници заиста прикривали препознавање, овај резултат не указује на то да је прикривање подразумевало скретање погледа са релевантног стимулуса.

Поред тога, ови резултати указују на могућност да слике релевантних стимулуса нису биле адекватно уједначене са неутралним сликама. Невини испитаници, без знања о инсцениране догађају, систематски су мање гледали релевантне стимулусе, док разлике на контролним стимулусима нису статистички значајне. Могуће је да се слике релевантних објеката разликују од слика контролних и неутралних објеката у својствима која утичу на усмеравање визуелне пажње. Из овог налаза следе три важна закључка: прво, на основу ових података није могуће утврдити које је својство одговорно за мању визуелну упадљивост релевантних стимулуса; могући фактори укључују боју, визуелну комплексност, као и процену вероватноће да је предмет повезан са крађом. Друго, диференцијални скор садржи систематску пристрасност од приближно 3.2 процентна поена. Тумачење диференцијалног скора где нула означава „нема препознавања“ може довести до систематског потцењивања ефекта у групама које поседују релевантно знање. Треће, овај налаз може пружити могуће објашњење механизма главног налаза. Ако су релевантне фотографије мање визуелно упадљиве, онда невини посматрачи не би одмах усмерили усмерили пажњу ка њима, док препознавање може поништити те разлике у визуелном понашању.

Према претпоставци о потискивању и маскирању препознавања код кривих, налаз говори против облика прикривања који подразумева избегавање релевантног стимулуса.

Да ли на основу фиксационих мера можемо разликовати криве од невиних испитаника?

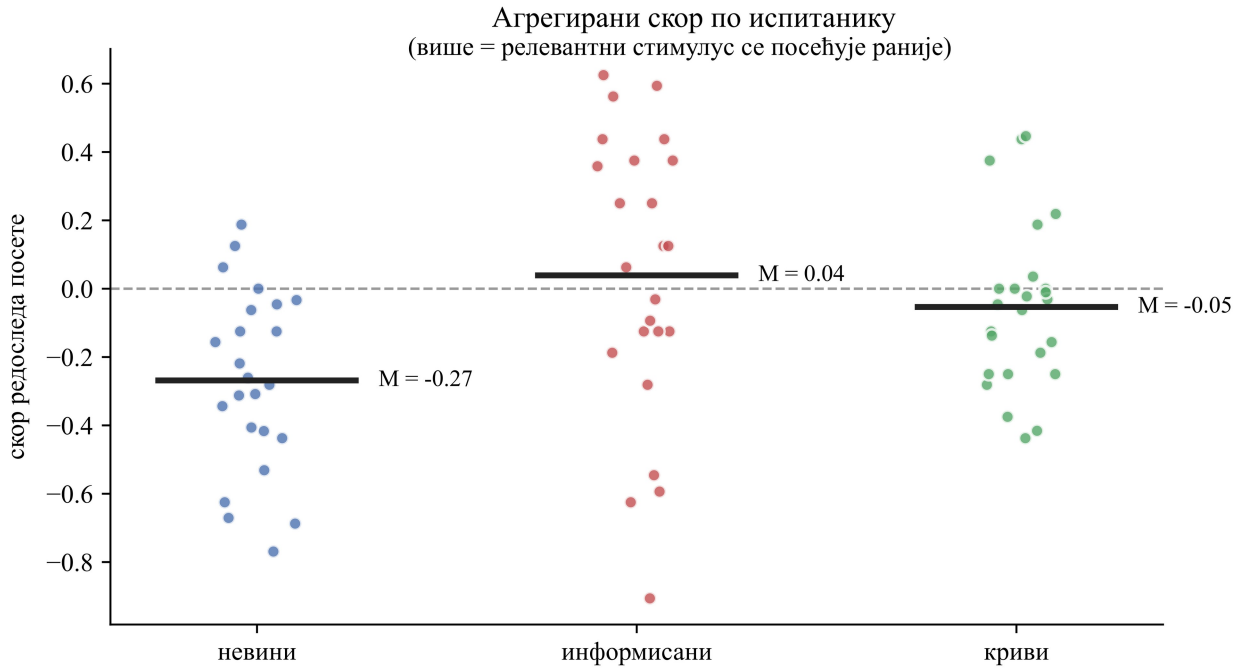
Центрирани ранг посете и време почетка прве фиксације су повезани са оријентационом реакцијом и одражавају где прво појединац усмерава пажњу, односно колико брзо долази до усмеравања пажње на стимулус од тренутка приказивања. Број фиксација, задржавање након прве фиксације и удео времена фиксација односе се на задржавање погледа, односно степен и трајање визуелне обраде након усмеравања погледа на стимулус. Трајање прве фиксације представља прелазну меру јер обухвата период непосредно након усмеравања погледа у којем се одвија његова даља визуелна обрада и може доћи до манифестације препознавања. Ова мера се не може по својој функционалној и временској позицији недвосмислено сврстати ни у показатеље раног оријентисања ни у мере задржавања погледа. Дескриптивна статистика за ових шест диференцијалних фиксационих мера приказана је у Табели 8.9, док је на Слици 8.3 графички приказан агрегирани скор редоследа посета по испитанику за сваку групу.

Табела 8.9

Аритметичка средина и стандардна девијација диференцијалних фиксационих мера по групама

Фиксациона мера	Невини	Информисани	Криви
центрирани ранг посете	−0.27 (0.265)	0.04 (0.417)	−0.05 (0.243)
време почетка прве фиксације [ms]	−189.2 (314.38)	353.3 (399.95)	−6.2 (308.66)
трајање прве фиксације [ms]	53.9 (125.13)	221.2 (224.36)	10.4 (146.11)
број фиксација	−0.385 (0.694)	2.309 (1.220)	0.073 (0.895)
задржавање после прве фиксације [ms]	−196.1 (256.53)	1413 (797.04)	−42.6 (494.22)
удео укупног времена фиксације [%]	−3.2 (6.663)	36.8 (21.360)	−0.713 (12.103)

Напомена. Код ранга посете и времена почетка прве фиксације знак је обрнут јер ниже вредности ових мера означавају ранију посету релевантном стимулусу.



Слика 8.3. Агрегирани скор редоследа посете по испитанику за сваку групу

Пре поређења група вреди погледати где се свака група налази у односу на нулу, јер је то податак који се губи у међугрупном поређењу (Табела 8.10).

Табела 8.10

Тестирање разлике просечног диференцијалног скора у односу на нулту вредност

Мера	Невини	Информисани	Криви
центрирани ранг посете	$t(23) = -4.97$ $\mathbf{p < .0001}$	$t(23) = 0.46$ $p = .651$	$t(24) = -1.10$ $p = .282$
време почетка прве фиксације	$t(23) = -2.95$ $\mathbf{p < .01}$	$t(23) = 4.33$ $\mathbf{p < .001}$	$t(24) = -0.10$ p = .921
трајање прве фиксације	$t(23) = 2.11$ $\mathbf{p < .05}$	$t(23) = 4.83$ p = .0001	$t(24) = 0.36$ $p = .725$
број фиксација	$t(23) = -2.72$ **p < .01**	$t(23) = 9.27$ $\mathbf{p < .0001}$	$t(24) = 0.41$ $p = .686$
задржавање после прве фиксације	$t(23) = -3.75$ $\mathbf{p < .001}$	$t(23) = 8.68$ $\mathbf{p < .0001}$	$t(24) = -0.43$ $p = .670$
удео укупног времена фиксације	$t(23) = -2.38$ $\mathbf{p < .05}$	$t(23) = 8.44$ $\mathbf{p < .0001}$	$t(24) = -0.29$ $p = .771$

Код невиних испитаника, диференцијални скор статистички значајно одступа од нуле на свих шест мера, и то увек у истом смеру – релевантни стимулус посећују касније него контролни, са мањим бројем фиксација и краћим задржавањем погледа. Код кривих испитаника, с друге стране, ни на једној мери диференцијални скор се статистички значајно не разликује од нуле. Уколико постоји значајна међугрупна разлика на овим мерама, она се може објаснити не тиме што криви испитаници показују посебан образац понашања, већ тиме што код њих други фактори прикривају систематско заостајање релевантних стимулуса у односу на контролне, које је присутно код невиних испитаника. Немогућност разликовања кривих испитаника можда се може објаснити интеракцијом трију фактора код њих: ефекта препознавања, систематског заостајања релевантних стимулуса у односу на контролне, и ефекта потискивања и маскирања препознавања.

У Табели 8.11 приказане су међугрупне разлике у диференцијалном скору, при чему су коришћени Велчовим t-тест за независне узорке, Хеџов g као мера величине ефекта и bootstrap интервали поверења засновани на 10 000 понављања.

Табела 8.11

Разлике у диференцијалном скору фиксационих мера између ӣрӯпа

Фиксациона мера	Поређење	Велчов t (df)	Хеџов g [95% CI]	*p*
центрирани ранг посете	информисани – невини	$t(38{,}9) = 3.05$	**0.87** [0.29; 1.61]	< .01
	криви – невини	$t(46{,}3) = 2.96$	**0.83** [0.31; 1.41]	< .01
време почетка прве фиксације	информисани – невини	$t(43{,}6) = 5.22$	**1.48** [0.91; 2.31]	< .0001
	криви – невини	$t(46{,}8) = 2.06$	**0.58** [0.06; 1.11]	< .05
трајање прве фиксације	информисани – невини	$t(36{,}0) = 3.19$	**0.91** [0.49; 1.44]	.01
	криви – невини	$t(46{,}4) = -1.12$	−0.31 [−1.06; 0.22]	.267
број фиксација	информисани – невини	$t(36{,}5) = 9.41$	**2.67** [2.13; 3.62]	< .0001
	криви – невини	$t(45{,}0) = 2{,}01$	0.56 [0.05; 1.09]	.050
задржавање после прве фиксације	информисани – невини	$t(27{,}7) = 9.41$	**2.67** [2.07; 3.81]	< .0001
	криви – невини	$t(36{,}4) = 1.37$	0.38 [−0.16; 0.88]	.178
удео времена фиксација	информисани – невини	$t(27{,}4) = 8.77$	**2.49** [1.88; 3.65]	< .0001
	криви – невини	$t(37{,}6) = 0.91$	0.25 [−0.33; 0.75]	.370

Позитивна контрола показује очекивани ефекат на свих шест мера, мада његова величина варира у зависности од фазе обраде стимулуса. Информисани испитаници се од невиних разликују на свакој мери, при чему је величина ефекта за мере оријентисања у распону од 0.87 до 1.48, за прелазну меру 0.91, док је величина ефекта за мере задржавања вишеструко већа и креће се у распону од 2.49 до 2.67. Ефекат је, према томе, најизраженији на мерама задржавања, на којима су разлике између информисаних и невиних највеће. Добијени образац потврђује осетљивост мерног поступка дуж целог испитиваног низа мера, те се изостанак ефекта код кривих не може једноставно приписати неосетљивости примењених мера.

Резултати Ман–Витнијевог теста уз Холмову корекцију због вишеструког тестирања приказани су у Табели 8.12. Само на мери центрираног ранга посете криви испитаници се разликују од невиних и то са умереним ефектом g = 0.83, који опстаје и након корекције за шест поређења. Разлика је потврђена и непараметријским тестом, као и када се центрирање искључи: у покушајима са сва четири посећена стимулуса, g = −0.81 (p = .0068). Проверено је такође да ли су криви испитаници остварили мањи број посета стимулуса у односу на невине. Није уочена статистички значајна разлика

нити за покушаје са релевантним (p = .716), нити за покушаје са контролним стимулусима (p = .858).

Табела 8.12

Разлике у диференцијалном скору фиксационих мера између кривих и невиних испитаника

Фиксациона мера (криви - невини)	Ман–Витнијево U	*p*	Холмово p
центрирани ранг посете	**428.5**	**.010**	**.024**
време почетка прве фиксације	383	.099	.227
број фиксација	387	.085	.227
задржавање после прве фиксације	350	.322	.535
трајање прве фиксације	210	.073	.536
удео времена фиксација	329	.569	.536

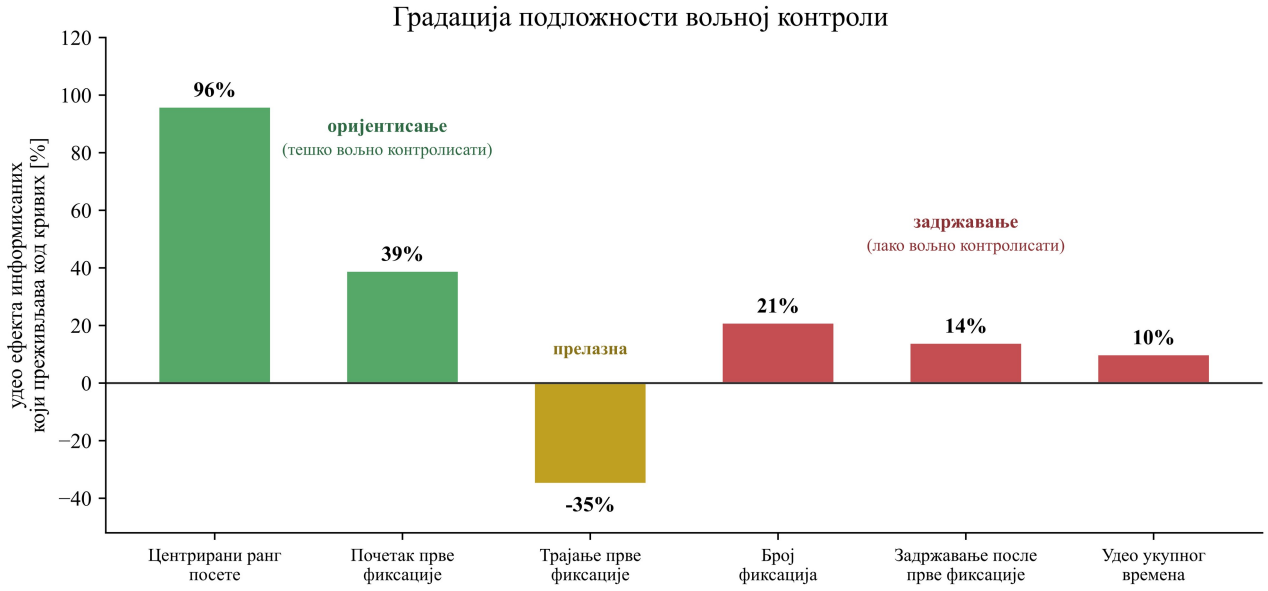
Додатно је спроведен пермутациони тест максимума апсолутне вредности t-статистика преко истих шест мера посматраних као целина. Пермутациони тест максимума контролише вишеструко тестирање на нивоу целог скупа од шест мера тако што се у свакој пермутацији групних ознака бележи највећа апсолутна t вредност. Опажени максимум апсолутног t износи 2.96, док 95. перцентил нулте расподеле добијене на основу 10 000 пермутација, износи 2.59. Опажена вредност, према томе, премашује праг који одређује 95% нулте расподеле, што значи да разлике између кривих и невиних испитаника постоје на нивоу целог скупа мера.

Да ли је ефекат препознавања код кривих испитаника очуван на мерама које су најмање подложне вољној контроли, а смањен на кумулативним мерама које су подложније вољној контроли?

Најважнији резултат из претходно приказане Табеле 8.11 представља образац односа величине ефекта преко шест мера за информисане и криве испитанике. Наиме, уколико су криви испитаници потискивали и маскирали ефекат препознавања, очекује се да ће ефекат бити очуван на мерама које су најмање подложне вољној регулацији, а смањен или потиснут на мерама које су тој регулацији подложније. У случају да криви испитаници нису препознали релевантне стимулусе, не очекује се ефекат ни на једној од мера. Коначно, уколико је ефекат препознавања једноставно слаб, не очекује се његова систематска повезаност са степеном подложности мера намерној вољној модулацији погледа. Ова три могућа исхода дају три различита предвиђања о обрасцу резултата.

Као што је приказано на Слици 8.4, удео ефекта информисаних који преживљава код кривих испитаника је значајно виши на мерама оријентисања који се у мањој мери подложне вољној контроли (96% за ранг посете и 39% за време почетка прве фиксације), него на кумулативним мерама задржавања (21%, 14% и 10%) које су подложније вољној регулацији окуломоторног понашања. Овај образац не представља једнолично слабљење ефекта, већ опадање које прати временски редослед мера: највећи део ефекта

задржава се на најранијој мери, док је на каснијим кумулативним мерама он све мањи.



Слика 8.4. Удео ефекта информисаних који преживљава код кривих, на шест фиксационих мера поређаних од најмање подложне до најподложније вољној контроли

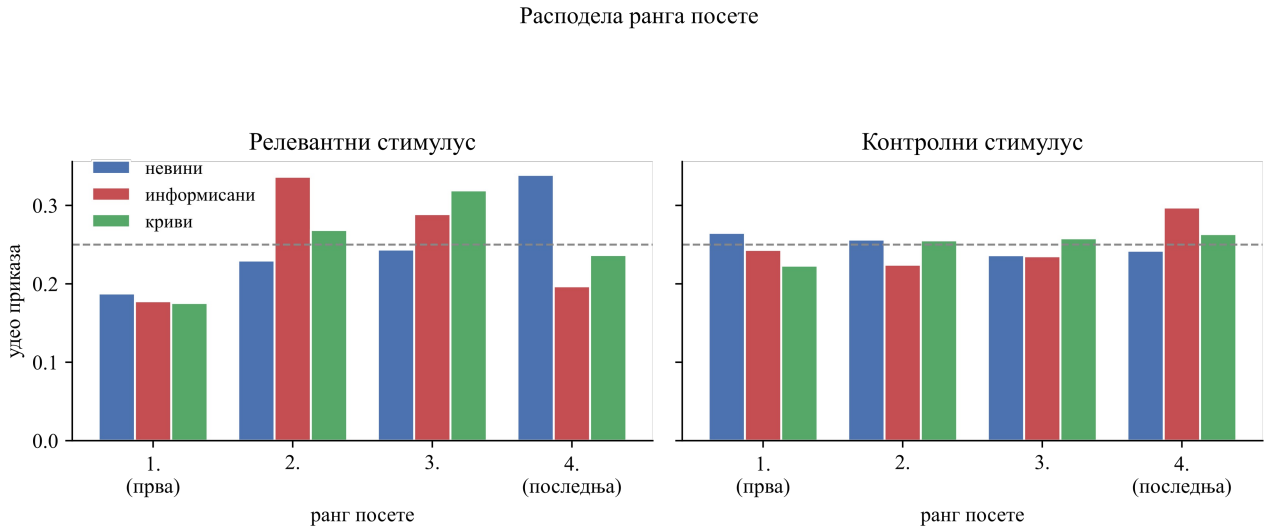
За потребе даље анализе, удели ефеката су упросечени засебно за две мере оријентисања и три мере задржавања. Просечан задржани удео ефекта износио је 68% за мере оријентисања и свега 15% за мере задржавања. Нулта дистрибуција добијена је пермутацијом ознака група криви и невини, при чему је референтни правац ефекта, дефинисан на основу групе информисаних, остао непромењен. Другим речима, пермутована је само компонента података чија је припадност групи изменљива под нултом хипотезом, док именилац коришћен за израчунавање показатеља није пермутован. На тај начин тестира се да ли је уочени однос између групне припадности и ефекта већи од односа који би се очекивао под нултом хипотезом. Разлика између ове две групе мера износила је 53 процентна поена; двосмерни пермутациони тест са 10 000 пермутација показао је да је ова разлика статистички значајна на нивоу $p = .022$.

Овај налаз иде у прилог претпоставци о прикривању препознавања. Међутим, овај налаз не открива узрок уоченог раздвајања мера. Присуство сигнала на најранијој мери и одсуство на каснијим мерама може указати на то да су криви испитаници успешно потиснули каснији део окуломоторног одговора који у највећој мери одражавају кумулативне мере задржавања погледа, које су иначе у највећој мери допринеле разликовању информисаних испитаника.

Да ли информисани и криви чешће имају прву фиксацију на релевантни стимулус него невини испитаници?

Најпре је важно размотрити да ли се ефекат центрираног ранга посете може тумачити као преференцијално усмеравање погледа ка релевантном стимулусу. Добијени резултати, приказани на Слици 8.5, не подржавају

једноставно тумачење према којем испитаници који поседују критично знање чешће прво усмеравају поглед ка релевантном стимулусу.



Слика 8.5. Расподела ранга посете упоредном стимулусу, само на покушајима где су посећена сва четири стимулуса.

Удео приказа у којима је релевантни стимулус посећен први био је веома сличан у све три групе, при чему групе које су поседовале критично знање нису показале израженију склоност ка првој посети релевантном стимулусу у односу на групу невиних (информисани наспрам невиних, g = −0.19, p = .512; криви наспрам невиних g = −0.10, p = .717). Разлика се, напротив, појавила на супротном крају редоследа: групе са критичним знањем ређе су релевантни стимулус посећивали последњи у односу на невине испитанике (информисани наспрам невиних, g = −0,71, p = .016; криви наспрам невиних, g = −1.00, p = .0009).

Удео покушаја у којима су испитаници релевантни стимулус посетили последњи износио је 33.9% код невиних, 22.9% код информисаних и 23.3% код кривих испитаника. Слике релевантних стимулуса биле су мање визуелно упадљиве од контролних, што се код невиних испитаника испољило кроз мањи удео времена проведеног у њиховом гледању (−3.10 процентних поена), мањи број фиксација (−0.38) и касније усмеравање погледа на њих (166 ms), док такав образац није уочен за контролне стимулусе. Ови резултати указују на два закључка. Прво, окуломоторно понашање кривих током иницијалног усмеравања пажње ка стимулусу имало је више сличности са окуломоторним понашањем информисаних него невиних испитаника. Друго, потребно је размотрити ефекат интеракције визуелне неупадљивости релевантног стимулуса и препознавања: да су сви стимулуси били подједнако упадљиви, појединци са критичним знањем механизмом оријентационе реакције би иницијално били привучени релевантним стимулусом што би довело код њи до највећег процентуалног удела првих и других посета. Међутим, пошто налази указују да су коришћени релевантни стимулуси визуелно мање упадљиви, компензаторни ефекат препознавања смањио је заостајање у редоследу посета и учинио је да криви и информисани испитаници

релевантни стимулус посећују као други или трећи у низу, уместо последњег. Према томе, ефекат препознавања се није испољио у облику чешћег првог усмеравања пажње ка релевантном стимулусу, већ пре као смањење тенденције да се релевантни стимулус последњи погледа. Међутим, будући да је ово тумачење изведено на основу односа између различитих показатеља, оно треба да се посматра као могуће објашњење, а не као непосредно доказан механизам.

Ипак, додатну подршку овом тумачењу пружа чињеница да је код обе групе испитаника са критичним знањем уочен сличан двоструки образац у односу на невине испитанике: релевантни стимулуси били су посећивани раније у односу на неутралне, уз величине ефекта g = 0.62 код кривих и g = 0.90 код информисаних, док су контролни стимулуси били посећивани касније, са величинама ефекта g = −0.54 и g = −0.50, редом. Будући да су релевантни и контролни стимулуси представљали различите покушаје, ове две компоненте обрасца нису математички зависне једна од друге. Њихово појављивање у истом смеру код обе групе које поседују критично знање стога подржава тумачење да центрирани ранг посете одражава ефекте повезане са поседовањем знања, а не неку специфичност групе кривих испитаника.

Каснији долазак погледа на контролни стимулус такође се може разумети у контексту препознавања. У покушају који укључује контролни стимулус, испитаник са знањем о злочину примећује одсуство критичног детаља (пошто контролни стимулус представља упарену алтернативу), док невин испитаник не третира овај стимулус другачије од неутралних. Ово објашњење, међутим, представља post hoc интерпретацију и и није непосредан налаз студије. Робусност основног обрасца додатно подржава његову интерпретацију. Ефекат је остао присутан и без центрирања, а задржан је и у непараметријској анализи. Такође, резултат није био условљен разликом у укупном броју посећених стимулуса између група.

Овај налаз снажно говори у прилог томе да је код кривих испитаника постојао ефекат препознавања критичне информације. Наиме, да препознавање није било присутно, не би се код кривих регистровао образац који их разликује од невиних испитаника. Истовремено, за разлику од информисаних код којих је ефекат препознавања био јасно изражен, криве и невине није било могуће поуздано разликовати на основу дванаест стандардних мера очних покрета. Ова комбинација налаза снажно подржава претпоставку да су криви испитаници препознавали критичну информацију, али су њену бихевиоралну манифестацију вољном регулацијом погледа прикрили у мери у којој су коришћене мере очних покрета биле подложне таквој регулацији.

Да ли су криви испитаници прикривали препознавање тако што су намерно равномерно распоређивали време гледања између четири стимулуса?

Уколико би испитаник намерно настојао да потисне разлику у погледу између релевантног и контролних стимулуса, једна од најједноставнијих стратегија била би равномерно распоређивање погледа на све четири слике. Ова стратегија не би захтевала предвиђање положаја релевантног стимулуса нити фину контролу трајања појединачних фиксација.

Како би тестирали наведену претпоставку, за сваки покушај израчуната је стандардна девијација четири удела времена гледања, при чему мања вредност указује на равномернију, а већа на концентрисанију расподелу погледа. На нивоу испитаника израчуната је просечна вредност овог показатеља засебно за релевантне и за контролне стимулусе.

На релевантним стимулусима просечна вредност код кривих износила је 7.46, што је практично идентично вредности у групи невиних 7.48 (p = .982). На контролним стимулусима такође није утврђена статистички значајна разлика између кривих и невиних (7.58 наспрам 8.03; p = .544). Насупрот томе, информисани испитаници показали су изражену концентрацију погледа на релевантним стимулусима, при чему је просечна вредност показатеља износила је 19.28, у поређењу са 7.48 код невиних, што представља значајну разлику (g = 1.73; p < .0001). Овај ефекат био је специфичан само за релевантне стимулусе; на контролним стимулусима вредност код информисаних износила је 7.78 што је слично као у друге две групе. Овај образац додатно подржава валидност мере, јер показује да неравномерна расподела погледа код информисаних није била општа карактеристика њиховог окуломоторног понашања, већ се таква расподела јављала само у присуству релевантног стимулуса.

Добијени резултати показују да се степен равномерног гледања сва четири стимулуса не разликује између кривих и невиних испитаника, те да је расподела погледа ових група значајно равномернија у односу на групу информисаних. Према томе, уколико су невини испитаници спонтано, релативно равномерно гледали сва четири стимулуса у одсуству критичног знања (сви стимулуси били подједнако значајни), онда овај налаз говори у прилог томе да су криви испитаници користили равномерно распоређивање погледа као начин прикривања препознавања.

Да ли је већи број сакада изостао код кривих испитаника?

На нивоу узорка, мера времена до прве сакаде није била доступна за 14.9 до 18% покушаја, највероватније због тога што у тим покушајима није детектована сакада. Испитано је да ли је недоступност ове мере била подједнако учестала у три групе. Крускал–Валисов тест није утврдио статистички значајне разлике у учесталости између група, H = 2.60, p = .273 (невини: M = .198; информисани: M = .135; криви: M = .163). Добијени резултати не говоре против, али ни у прилог објашњењу о успешном потискивању и маскирању препознавања код кривих испитаника.

8.7.3. Провера разлика у доследности окуломоторног понашања између група

Да ли је поузданост диференцијалног скора унутар испитаника већа код кривих него код невиних испитаника?

Уколико криви испитаници стратешки вољно контролишу свој поглед, очекује се да њихови скорови у појединачним покушајима показују међусобну доследност која као резултат има повишену поузданост диференцијалног скора унутар испитаника код кривих у поређењу са невинима, и истовремено нижу поузданост него код информисаних

испитаника. На пример, испитаник који у сваком покушају систематски скреће поглед са релевантног стимулуса може имати исти просечни скор као испитаник који стимулусе посматра спонтано и без примене икаквих стратегија. Између њихових просечних вредности на мери очних покрета не би постојале разлике, али би се обрасци окуломоторног понашања разликовали по степену доследности унутар испитаника. Другим речима, група невиних испитаника представља референтну основу за доњу границу очекиване поузданости (немају критично знање ни мотив за вољну регулацију погледа), за чију вредност се очекује да буде близу нуле. Насупрот томе, информисани испитаници дефинишу горњу границу очекиване поузданости (поседују релевантно знање и не настоје да га прикрију). Уколико се вредности поузданости код кривих испитаника налазе негде између вредности ове две поузданости, такав образац био би у складу са претпоставком о делимично успешном и варијабилном потискивању, односно маскирању манифестација препознавања.

Шеснаест диференцијалних покушаја сваког испитаника насумично је подељено у две подједнаке групе од по осам покушаја. За сваку половину израчуната је просечна вредност, након чега се за сваку од група испитаника проверила корелација између просечних вредности две половине покушаја, коригована Спирман–Брауновом формулом. Описани поступак се понавља 2000 пута, при чему се у свакој итерацији покушаји изнова насумично расподељују у две половине. Коначна процена поузданости добија се као просек коригованих коефицијената добијених у свим итерацијама, чиме се смањује зависност резултата од једне конкретне насумичне поделе.

У наредном кораку, разлика просечне поузданости између кривих и невиних испитаника, израчуната преко дванаест мера, тестирана је пермутацијом ознака група (1000 понављања). Просечна поузданост износила је .200 код невиних, .415 код кривих и .683 код информисаних испитаника. Дакле, просечна поузданост код кривих била је за .215 већа него код невиних што није достигло ниво статистичке значајности у пермутационом тесту (p = .422).

Добијени редослед група у складу је са предвиђеним обрасцем: највиша просечна поузданост забележена је код информисаних испитаника, потом кривих, док је код невиних испитаника поузданост најближа нули. Вредност поузданости у групи кривих од .415 указује на постојање одређене доследне, неслучајне индивидуалне варијабилности у њиховим скоровима. Међутим, сама поузданост не дозвољава доношење закључка да је ова доследна индивидуална варијабилност последица примене стратегије прикривања препознавања. Она би, такође, могла одражавати заосталу манифестацију препознавања која није у потпуности потиснута, али и стабилне индивидуалне карактеристике визуелног понашања или самих стимулуса. Овај налаз треба тумачити и у контексту ограничене статистичке снаге. Са релативно малим бројем испитаника по групи и агрегирањем по већег броја мера, процене поузданости могу бити релативно непрецизне. Стога добијени резултати иду у очекиваном смеру, али без статистичке потврде. Према томе, овај налаз говори благо у прилог претпоставци о успешном потискивању и маскирању препознавања, али без потврде.

8.7.4. Провера разлика у временској динамици ефекта препознавања између група

Да ли су мере очних покрета у почетним покушајима у мањој мери под утицајем вољне контроле погледа?

Ако се стратегија прикривања успоставља постепено током трајања тестирања тако што испитаник током тестирања препознаје шта се испитује и последично почиње да регулише своје окуломоторно понашање, очекивало би се да ефекат препознавања буде израженији на почетку него на крају теста.

За сваког испитаника покушаји су сортирани према редоследу приказивања, чиме је добијен редни положај од 1 до 32, а затим израчунат диференцијални скор тако што је од просечне вредности на релевантном стимулусу одузета просечна вредност на контролном стимулусу. У наредном кораку је испитано да ли се овај диференцијални скор систематски мења са редним бројем покушаја унутар појединачног тестирања, тако што је за сваког испитаника израчунат нагиб регресије диференцијалног скора на редни број покушаја. Овако добијени нагиб представљао је индивидуални показатељ промене диференцијалног ефекта током тестирања. Негативан нагиб указује промену ефекта препознавања, да диференцијални скор постаје све мањи како тестирање одмиче, а ако је нагиб близу нуле, онда нема систематске промене ефекта током теста. Резултати анализе су приказани у Табели 8.13.

Табела 8.13

Разлике у наїибу ӣромене ефекӣа ӣрейознавања ӣоком ӣесӣа

Фиксациона мера (нагиб по приказу)	Невини	Информисани	Криви	Криви ≠ 0	Криви : невини
центрирани ранг посете	−0.0082	0.0026	0.0023	p = .708	p = .214
време почетка прве фиксације [ms]	−7.32	1.61	1.41	p = .843	p = .380
трајање прве фиксације [ms]	1.77	−2.26	1.69	p = .446	p = .975
број фиксација	−0.0038	0.0322	−0.0098	p = .228	p = .684
задржавање после прве фиксације [ms]	−0.21	12.09	−2.70	p = .427	p = .690
удео времена фиксација [%]	0.034	0.254	−0.055	p = .483	p = .552

Посматрано у целини, ниједна од анализираних фиксационих мера није показала статистички значајну промену нагиба током сесије код кривих испитаника, нити су се нагиби статистички значајно у односу на групу невиних. Према томе, резултати не подржавају претпоставку да се ефекат препознавања код кривих испитаника систематски смањује како тестирање одмиче. Дакле, није утврђен образац који би указивао на постепено успостављање вољне контроле окуломоторног понашања током теста.

Поређењем прве четвртине покушаја (1–8) са последњом четвртином покушаја (25–32) испитано је да ли се окуломоторни ефекат током тестирања мења у зависности од припадности групи.

Код невиних испитаника, центрирани ранг посете променио се са −0.08 у првој четвртини на −0.45 у последњој, при чему је ова промена била статистички значајна (p = .013). Сличан образац, али израженији по апсолутној величини, уочен је код времена почетка прве фиксације, који се променио са 45.5 ms на −327.6 ms (p = .029). Насупрот томе, удео времена фиксације променио се са −2.04 на −2.97 процентних поена, али ова промена није била статистички значајна (p = .791). Ове промене, међутим, нису преживеле корекцију за вишеструка поређења. Будући да је у овој анализи испитано девет поређења, наведене резултате треба третирати као описна запажања, а не као потврђене статистички значајне ефекте.

Код информисаних испитаника, центрирани ранг посете повећао се са 0.07 у првој на 0.15 у последњој четвртини приказа, али промена није била статистички значајна (p = .545). Време почетка прве фиксације такође се променио у позитивном смеру, са 374.8 ms на 419.8 ms, без статистички значајне разлике (p = .740). Повећање удела времена фиксација са 34.3 на 43.2 процентна поена, такође није био значајан (p = .064).

Код кривих испитаника, центрирани ранг посете променио се са −0.16 на −0.08, време почетка прве фиксације са −114.3 ms на −7.5 ms, а удео времена фиксације са −0.77 на −0.35 процентних поена. Ове промене нису такође нису биле статистички значајне (редом p = .653, p = .652 и p = .854).

Нису регистроване статистички значајне промене ни на једној од три анализиране мере између прве и последње четвртине приказа ни код једне групе. Према томе, ова анализа не пружа подршку претпоставци да се код кривих испитаника окуломоторни ефекат препознавања систематски мењао током теста, односно да се разлика између ране и касне фазе тестирања смањивала на начин који би указивао на повећање успешности прикривања. Стратегија прикривања је стога могла бити активирана већ на самом почетку тестирања, од првог покушаја, јер се одсуство постепеног успостављања стратегије не може интерпретирати као доказ одсуства прикривања препознавања.

8.7.5. Провера разлика у варијабилности и асиметрији расподеле скорова између група

Да ли је у групи кривих израженија варијабилност и асиметрија расподеле?

Уколико један део групе кривих испитаника успешно потискује или маскира ефекат препознавања, док други део то не чини или је у томе мање успешан, очекивала би се већа унутрашња хетерогеност ове групе у поређењу са групом невиних. Зато је у овим групама проверена распршеност резултата и асиметрија расподеле.

Медијана односа стандардних девијација кроз дванаест мера износила је 1.35, што указује на већу просечну распршеност код кривих него код невиних испитаника. Међутим, разлика није достигла статистичку значајност у пермутационом тесту ознака група (p = .239). За мере задржавања и трајања, однос стандардних девијација кривих и невиних испитаника кретао се од 1.70 до 1.78, док су коефицијенти асиметрије били у распону од 1.13 до 1.26.

Стога, уочена већа распршеност и позитивна асиметрија код кривих испитаника се могу описати као дескриптивни образац који је у складу са претпоставком, али не и као статистички потврђен доказ њене тачности.

Колико кривих испитаника значајно одступа од главнине података невиних испитаника?

Свесна стратегија избегавања детекције могла је довести до израженог смањења усмерености погледа ка релевантним стимулусима због прекомерне контроле погледа. Уколико си неки криви испитаници намерно избегавали релевантне стимулусе, очекивало би се да њихове вредности на појединим мерама буду испод доњег дела или изнад горњег дела расподеле за групу невиних.

За сваку од дванаест мера очних покрета одређене границе доњег (10. перцентил скорова невиних) и горњег дела расподеле (90. перцентил скорова невиних), које су примењене за идентификацију штрчака (енг. outliers). Затим је пребројано колико вредности кривих испитаника пада испод 10. перцентила, односно изнад 90. перцентила невиних. Будући да је ових дванаест мера анализирано код 25 испитаника из групе кривих, укупно је разматрано 300 вредности. Статистичка значајност добијених учесталости испитана је пермутацијом ознака група са 5000 понављања. У свакој пермутацији, границе 10. и 90. перцентила поново су израчунате на основу новоформиране референтне групе, након чега је број вредности изван граница поново пребројан.

Од укупно 300 вредности код кривих испитаника, 46 вредности налазило се испод доње границе, у поређењу са нултом очекиваном медијаном од 36; ова разлика није била статистички значајна (p = .288). Изнад горње границе налазила се 41 вредност, док је нулта медијана износила 36, такође без статистички значајне разлике (p = .393). Када су оба репа расподеле посматрана заједно, 87 од 300 вредности налазило се ван датог интервала, у поређењу са нултом медијаном од 75; ни ова разлика није достигла статистичку значајност (p = .306).

Према томе, није утврђено да постоји значајно велики број екстремних вредности код кривих испитаника који се налазе испод или изнад главнине скорова невиних. Овај налаз, дакле, не доказује да су криви у мањој мери него невини посматрали релевантне стимулусе, што би било очекивано уколико би избегавање релевантних стимулуса представљало распрострањену стратегију потискивања препознавања.

8.8. Дискусија

8.8.1. Препознавање без прикривања: дијагностичка валидност теста прикривене информације заснованог на очним покретима

Циљ овог истраживања био је да се утврди које мере очних покрета најбоље разликују особе које препознају критичне информације из крађе од оних које их не препознају, као и да се испита да ли мотивација да се то препознавање прикрије, у циљу избегавања детекције, умањује дијагностичку валидност теста. Примењен је новоконструисани тест прикривене информације заснован на очним покретима, у којем се четири

визуелна стимулуса приказују истовремено уз слободно посматрање. Полазна претпоставка била је да ће испитаници који поседују знање о критичним детаљима крађе (информисани невини и криви) препознати те детаље међу сличним алтернативама, што ће се испољити у различитим обрасцима очних покрета при приказивању релевантних у односу на контролне стимулусе, док код невиних испитаника такве разлике неће бити.

Кумулативне мере засноване на времену задржавања и трајању (нето време задржавања [%], време задржавања [%], време фиксације [%]. трајање погледа и трајање скретања погледа) су се у највећој мери разликовале између група (ω^2 = .578–.588), као и мере број фиксација и просечно трајање фиксације, које су показале нешто мањи ефекат групе (ω^2 = .321–.462). Насупрот томе, рани показатељи, време до прве сакаде и време уласка су имали мањи допринос (ω^2 = .178–.197). Добијен налаз да се препознавање критичне информације испољава у обрасцима очних покрета у складу је са бројним истраживањима која показују да памћење може аутоматски обликовати визуелно понашање (нпр. Celniak et al., 2023; Hannula et al., 2010), као и са претходним истраживањима теста прикривених информација заснованог на очним покретима, у којима су утврђене поуздане разлике између препознатих и непрепознатих стимулуса (Celniak et al., 2026a; Lancry-Dayan et al., 2018; Leal & Vrij, 2010). У нашим подацима ефекат препознавања је најизраженији у групи информисаних невиних, која је била упозната са критичним информацијама из крађе, али није имала мотив да их прикрива. Информисани невини испитаници дуже су задржавали поглед на релевантном стимулусу, испољили су већи број и дуже трајање фиксација и брже усмеравали поглед ка релевантним него ка контролним стимулусима. Добијени резултати одговарају класичном обрасцу преференцијалног усмеравања погледа ка (пре)познатом објекту. Познати стимулуси добијају приоритет у оквиру окуломоторног система, што доводи до раније и дуже фиксације (Lancry-Dayan et al., 2018; Nahari et al. 2019). Негативне диференцијалне вредности времена уласка и времена до прве сакаде указују на рано, рефлексно усмеравање погледа ка релевантном стимулусу који завршава претходну реченицу на истинит начин. Ова интерпретација је у складу са теоријом оријентационе реакције у оквиру теста прикривене информације, према којој стимулуси од личног значаја за појединца аутоматски привлаче његову пажњу (klein Selle et al., 2016). Такође, код информисаних невиних испитаника уочене су велике индивидуалне разлике у обрасцима очних покрета, са највећим стандардним девијацијама за готово све мере. Овај налаз указује на то да када испитаницима није наложено да вољно контролишу поглед, али и када они сами то не раде, препознавање критичне информације се различито испољава у очним покретима код различитих појединаца. У целини, ови резултати показују да, при одсуству мотива за прикривање критичног знања, новоосмишљени тест прикривених информација заснован на очним покретима може ефикасно да утврди да ли појединац препознаје одређену информацију, што је у складу са основном наменом овог теста.

8.8.2. Мотивисано прикривање као могуће објашњење изостанка испољавања препознавања у очним покретима

Тест прикривене информације заснован на очним покретима успешно је разликовао појединце са критичним знањем (информисане невине) од појединаца без критичног знања (невиних), као и појединце са критичним знањем (информисане невине) од појединаца са критичним знањем али мотивисаних да га прикрију (кривих). Међутим, тест није успешно разликовао појединце са критичним знањем који су били мотивисани да то прикрију од појединаца који уопште нису поседовали критично знање. Овај образац је у складу са могућношћу да се вољном регулацијом погледа испољавање препознавања критичног знања може потиснути или маскирати у циљу избегавања детекције у тесту прикривене информације, и то до те мере да се криви испитаници на овим мерама не разликују од невиних. Та стратегија, међутим, у овом истраживању није директно показана. Уколико је ово тумачење тачно, кумулативне мере времена задржавања и трајања погледа биле би у великој мери подложне вољној контроли, будући да су управо на овим мерама информисани невини испитаници најјасније испољили ефекат препознавања, а криви испитаници нису. Упркос томе што су поседовали непосредно епизодичко знање о предметима релевантним за злочин, криви испитаници имали су на стандардним мерама диференцијалне скорове груписане око нуле. Пошто су се криви и информисани невини испитаници разликовали не само по мотивацији за прикривање, већ и по начину на који су стекли критично знање, изостанак ефекта препознавања на овим мерама код кривих испитаника није могуће једнозначно приписати мотивацији за прикривање. Поред тога, ефекат препознавања код кривих испитаника није у потпуности изостао, јер се испољио на раној мери оријентисања.

Дакле, главни допринос ове студије представља налаз да тест прикривених информација заснован на очним покретима, у примењеном облику са слободним гледањем паралелно приказаних стимулуса, није на стандардним мерама разликовао криве од невиних испитаника, што отвара питање његове отпорности на намерну вољну регулацију погледа. Будући да је усмеравање погледа добрим делом под вољном контролом, било је очекивано да ће дизајн теста бити подложан манипулацији уколико не ставља пред испитаника никакав посебан захтев сем да гледа у оно што је приказано на екрану. Међутим, било је разумно претпоставити, такође, да ће управо та намерна вољна регулација, односно покушај прикривања препознавања познатог стимулуса, довести до образаца очних покрета на основу којих ће бити могуће разликовати испитанике мотивисане да избегну детекцију у тесту од друге две групе испитаника који нису имали такав мотив. Подаци су у складу са могућношћу да су криви испитаници вољном регулацијом погледа сузбили ефекат препознавања на кумулативним мерама, а да се притом нису одавали формирањем специфичног обрасца очних покрета који би био уочљив на стандардним мерама. Непосредни показатељи такве стратегије, међутим, нису добијени. Немогућност разликовања образаца очних покрета невиних и кривих испитаника на основу стандардних окуломоторних мера не искључује у потпуности

могућност постојања значајних разлика у очним покретима између ових група, већ потенцијално указује и на то да их није било могуће регистровати примењеним статистичким анализама. Такве разлике могу бити прикривене услед претераног укрупњавања или, супротно томе, претераног уситњавања обележја очних покрета. Стога је неопходно спровести додатне, напредније анализе, попут анализе путање погледа (енг. scanpath) на нивоу појединачног испитаника, како би се утврдило да ли постоје специфични обрасци који разликују ове групе.

Могуће прикривање препознавања од стране кривих испитаника може се размотрити у светлу разликовања два механизма: невољне оријентационе реакције и вољне „одозго-на-доле“ (енг. top-down) инхибиције (Ben-Shakhar, 2011; klein Selle et al., 2017). Информисани невини испитаници нису били мотивисани да инхибирају своје очне покрете, па је оријентациона реакција могла да се испољи без супротстављања и да произведе јасан образац препознавања. С друге стране, код кривих испитаника вероватно је постојала иста тенденција оријентације ка познатом објекту, на шта указује и налаз на раној мери оријентисања, а могуће је да су је услед мотивисаности да избегну детекцију вољно инхибирали или маскирали. У претходним истраживањима је демонстрирано да људи могу потиснути рефлексне сакаде изазване стимулусом и вољно преусмерити поглед у складу са инструкцијом (Munoz & Everling, 2004). Уколико је ово тумачење тачно, ова способност потискивања аутоматских реакција вољном контролом погледа могла би се проширити и на спонтано, самоиницијативно прикривање препознавања при гледању реалистичних објеката релевантних за испитаника.

Уколико је до вољне регулације погледа дошло, две карактеристике експерименталног дизајна могле су је додатно олакшати. Прво, инструкција о слободном гледању није подразумевала секундарни задатак, већ је од испитаника тражено само да посматрају приказано, без додатних ограничења, правила или инструкција које би усмеравале расподелу погледа. Друго, релативно дуг период приказивања од пет секунди могао је омогућити испитаницима да, након почетног усмеравања пажње, прерасподеле фиксације са релевантног подједнако на неутралне стимулусе, како би њихов образац погледа био једнак на свим стимулусима. У таквим условима, кумулативне мере као што су време задржавања, трајање погледа и време фиксације посебно су подложне вољној регулацији, јер обухватају временски интервал довољно дуг да компензационо гледање поништи почетну разлику. Стога је могуће да се код кривих испитаника невољна оријентација ка релевантном стимулусу ипак јављала током првих неколико стотина милисекунди у сваком излагању, као што је у претходним студијама показано код познатих лица, где почетно усмеравање погледа претходи намерном избегавању (Delmas et al., 2024; Lancry-Dayan et al., 2018), али да је овај рани ефекат остао прикривен услед агрегирања података за целокупно трајање излагања.

Добијени резултати пружају занимљив контраст у односу на налазе претходних истраживања теста прикривених информација заснованог на препознавању лица. У тим истраживањима, увођење задатка краткорочног памћења или визуелне претраге доприноси отпорности теста на вољну контролу погледа. Наиме, утврђено је да и почетно невољно усмеравање

погледа ка познатом лицу и накнадно, намерно избегавање тог лица настављају да се испољавају упркос инструкцијама усмереним на прикривање препознавања (Delmas et al., 2024; Nahari et al., 2019). Насупрот томе, у нашој парадигми није био укључен задатак који би захтевао активно памћење или визуелну претрагу. Због тога су испитаници имали већу могућност да вољно регулишу расподелу и трајање погледа, што је, у условима мотивације за прикривање, могло да доведе до потискивања диференцијалног обрасца усмеравања пажње према критичним стимулусима. Другим речима, за разлику од парадигми у којима захтеви задатка ограничавају могућност намерне контроле окуломоторног понашања, одсуство таквог захтева у нашој студији могло је омогућити испитаницима да компензују аутоматске тенденције у усмеравању погледа, што би објаснило зашто се образац препознавања код кривих испитаника није појавио као поуздан дискриминативни сигнал.

Налази ове студије у складу су са општим закључком досадашњих истраживања периферних аутономних и P300 мера у тесту прикривених информација: показатељи који су макар делимично подложни вољној контроли могу бити намерно модификовани од стране мотивисаног појединца. Ови налази стога додатно указују на то да се отпорност показатеља, односно теста прикривених информација у целини, на контрамере не може подразумевати, већ представља емпиријско питање које захтева непосредну проверу у условима у којима су контрамере присутне (Ben-Shakhar, 2011; Rosenfeld et al., 2004; Rosenfeld et al., 2008).

8.8.3. Осврт на главне налазе о прикривању препознавања код кривих испитаника

Додатне анализе указују на то да су криви испитаници препознавали релевантне стимулусе, али не пружају убедљив доказ да су то препознавање успешно прикрили вољном контролом погледа. Кључни налаз је дисоцијација између раног оријентационог одговора и каснијих мера задржавања погледа: криви испитаници ређе су релевантне стимулусе посећивали последње у односу на невине испитанике, при чему је величина разлике била умерена до велика, а образац сличан оном код информисаних испитаника. Насупрот томе, на кумулативним мерама задржавања није утврђена значајна разлика између кривих и невиних испитаника, док је код информисаних испитаника та разлика била изражена. Овај несклад између раних и каснијих мера указује да се препознавање испољава у почетном усмеравању погледа, али не и на каснијим мерама задржавања погледа. Ова дисоцијација у складу је са претпоставком да се рано препознавање може испољити пре него што евентуална вољна контрола погледа модификује касније визуелно понашање и тако умањи окуломоторне разлике повезане са препознавањем. Ипак, резултати не показују непосредно да је до такве контроле дошло. Ране и касне мере могу одражавати различите когнитивне процесе, а разлике између кривих и информисаних испитаника могу бити повезане и са квалитетом или старошћу меморијског трага. Није искључено ни да се ефекат препознавања на каснијим мерама смањује услед других

својстава визуелне обраде, независно од намерног прикривања. Доступни подаци не омогућавају да се ова објашњења поуздано раздвоје.

Анализе усмерене на непосредне показатеље стратегије прикривања нису пружиле убедљиве доказе о систематској промени визуелног понашања. Није показано да су криви испитаници доследно избегавали релевантне стимулусе, намерно уједначавали поглед или постепено мењали начин прегледа. Поједини дескриптивни обрасци били су у складу са могућношћу да су неки испитаници успешније контролисали понашање од других, али нису били статистички убедљиви. Једини посредни налаз у прилог претпоставци о контроли потекао је из секундарне анализе подложности мера вољној контроли. Његово тумачење је, међутим, ограничено методолошком нејасноћом у погледу прелазне мере и чињеницом да непосредни показатељи стратегије нису дали конвергентну подршку.

Стога је важно разликовати више нивоа могућег прикривања. На нивоу промене визуелног понашања и његовог усмеравања на релевантне стимулусе, докази нису убедљиви. На нивоу смањења разлике између релевантних и контролних стимулуса, криви и невини испитаници јесу били сличнији него информисани и невини, али није показано да је та сличност настала услед вољне контроле. На нивоу групне детектабилности, стандардне мере и мере задржавања погледа нису поуздано разликовале криве од невиних испитаника, док су мере раног оријентисања показале разлику између ових група. Индивидуална успешност прикривања није испитана, па се из групних резултата не може закључити да су поједини испитаници успешно прикрили препознавање.

Закључак зато мора бити ограничен на оно што резултати непосредно подржавају. Постоји умерено јака и конвергентна подршка томе да су криви испитаници препознавали релевантне стимулусе, док је претпоставка да су вољном контролом уклонили каснији окуломоторни израз тог препознавања подржана само индиректно. Одсуство разлике на каснијим мерама јесте у складу са успешним прикривањем, али га не доказује, нити искључује друга објашњења. Најважнији закључак је да криви испитаници нису успели у потпуности да прикрију препознавање релевантних стимулуса. Оно се испољило на раној мери оријентисања. Вољна контрола погледа представља најплаузибилније објашњење уочене дисоцијације, иако се, због разлика у начину стицања знања, не може одвојити од утицаја квалитета меморијског трага, а расположиви подаци не пружају основу да се она издвоји као њен једини или примарни узрок.

8.8.4. Методолошке и форензичке импликације

Иако тестови прикривене информације засновани на анализи очних покрета имају значајан потенцијал за примену (Lancry-Dayan et al., 2023), процена њихове спремности за употребу у реалним форензичким условима захтева даља емпиријска истраживања усмерена најпре на испитивање њихове рањивости на контрамере. Таква истраживања треба да обухвате веће узорке, нацрте са већом еколошком валидношћу, као и непосредно испитивање рањивости теста на различите облике контрамера.

Налази ове студије пружају неколико важних смерница за развој робуснијег теста прикривене информације заснованог на покретима очију.

Прво, тест би требало првенствено да се ослања на мере за које је показано да су мање подложне вољној контроли, попут пречника зенице уз адекватну контролу услова осветљења (Celniak et al., 2026a), показатеље инхибиције окуломоторних реакција и динамике микросакада (Rosenzweig & Bonneh, 2020), као и прецизно мерење латенце прве сакаде (Munoz & Everling, 2004).

Друго, тест би требало да укључи секундарни конкурентни задатак који захтева обраду идентитета стимулуса или ангажује окуломоторне ресурсе, чиме би се ограничила могућност испитаника да слободно регулишу усмеравање и трајање погледа и потенцијално повећала дијагностичка тачност теста (Nahari et al., 2019; Delmas et al., 2024). На пример, варијанте парадигме које укључују задатак краткорочног памћења или препознавања, какве су у литератури о препознавању лица показале већу отпорност на контрамере могле би да допринесу смањењу могућности вољне контроле окуломоторног понашања. Такви задаци ограничавају могућности испитаника да намерно усмеравају поглед и истовремено подстичу испољавање аутоматских оријентационих реакција и тенденцију избегавања, што би могло да обезбеди већу отпорност на вољну модулацију у односу на стандардне задатке детекције.

Треће, анализе би требало усмерити на временску динамику окуломоторног понашања, а не искључиво на кумулативне мере израчунате током целокупног периода приказивања стимулуса. Првих неколико стотина милисекунди након појављивања стимулуса може садржати рану, аутоматску оријентациону реакцију која претходи накнадном вољном избегавању и коју каснија контрола погледа не мора у потпуности поништити. Због тога је важно регистровати прве ране невољне реакције усмеравања пажње пре него што се успостави вољна регулација погледа. Скраћивање или временско сегментирање периода у којем се приказује стимулус, или пак кратко и секвенцијално приказивање могли би додатно ограничити могућност стратешке контроле погледа. Мере као што су вероватноћа прве фиксације на критичном стимулусу или временска путања усмеравања погледа током прве секунде могле би открити ране сигнале препознавања који се у кумулативним мерама губе, могуће управо услед накнадне вољне регулације. Сходно томе, параметре приказивања стимулуса требало би оптимизовати тако да се максимално искористи рани, аутоматски део окуломоторног одговора, уз истовремено ограничавање могућности испитаника да накнадно вољно модификује своје визуелно понашање.

Четврто, атипичне, прекомерно регулисане, или хаотичне, или на други начин неуобичајене обрасце окуломоторног понашања попут неприродно уједначеног скенирања свих стимулуса, требало би систематски операционализовати и испитати као потенцијалне бихевиоралне показатеље покушаја манипулације (Celniak et al., 2026b). Увођење таквих показатеља могло би омогућити идентификовање случајева у којима је диференцијални образац реаговања потиснут намерном контролом погледа и тиме допринети поузданијој интерпретацији резултата теста.

8.8.5. Ограничења студије и будући правци истраживања

Налази ове студије морају се тумачити имајући у виду неколико ограничења. Иако не поништавају основне налазе, ова ограничења умањују домет њихове генерализације и указују на границе примене испитиваног дизајна теста.

Прво, узорак је био релативно мали (n = 25 по групи) и хомоген будући да се састојао од 75 студената друге године основних студија психологије. Код студената психологије који учествују у великом броју истраживања, присутно је навикавање на лабораторијске услове, те су ови појединци вештији у придржавању експерименталних инструкција у односу на општу популацију. Према томе, њихово понашање може систематски да се разликује од понашања наивних испитаника у реалним форензичким условима, посебно у погледу разумевања захтева задатка, стратегија одговарања и способности вољне контроле окуломоторног понашања. Додатно, узорак није обухватио различите старосне групе што јесте релевантно за тестове засноване на анализи покрета очију. Нормално старење праћено је променама у сензорном функционисању, пажњи, окуломоторној контроли и моторичким способностима, које могу утицати како на основне параметре очних покрета тако и на способност њихове вољне регулације (Delmas, et al., 2024). Стога је неопходно да се тестови прикривене информације засновани на очним покретима прилагоде и валидирају на демографски разноврснијим узорцима, укључујући различите старосне групе, како би се стекао обухватнији увид у њихово функционисање и употребљивост, уместо да се претпоставља њихова генерализација.

Друго, као и код других истраживања која користе симулирани злочин, еколошка валидност студије је ограничена. Испитаници нису били изложени стварним улозима, ризицима или последицама које би могле пратити откривање њиховог учешћа у стварном кривичном делу. Такође, експериментална ситуација није нужно изазивала интензитет и сложеност емоционалних и мотивационих процеса који могу бити присутни у реалним форензичким ситуацијама. Поред тога, статус кривице био је експериментално одређен инструкцијом, а не последица стварног понашања испитаника, што ограничава могућност генерализације добијених налаза на ситуације у којима су прикривање информација и обмањујуће понашање повезани са стварним последицама.

Треће, криви испитаници су имали задатак да избегну детекцију, али нису добили експлицитна упутства нити смернице како да тоураде. Након завршетка тестирања, нису прикупљени самоизвештаји о начинима које су испитаници користили како би избегли детекцију. Због тога није било могуће утврдити да ли су коришћене осмишљене стратегије или пак спонтана импровизација током самог тестирања. На пример, стратегије избегавања детекције су могле бити настојање да се равномерно распореди поглед на сва четири стимулуса, да се фиксирају на неутралне стимулусе, потом да се активно избегавају критични стимулуси, или да се једноставно мање ангажује у задатку или труди да погледи буду што више случајни и без икакве правилности. Ове различите манипулације погледом могу имати различите и потенцијално ухватљиве обрасце. С тим у вези, овде примењени дизајн не

омогућава поуздано разликовање успешне и намерне примене контрамера од једноставно смањеног ангажовања у задатку.

Четврто, пречник зенице као мера која је мање подложна вољној контроли у односу на неке друге показатеље окуломоторног понашања, у овој студији није била укључена у анализу. Разлог за то била је немогућност да се осветљење у просторији, осветљеност екрана и самих стимулуса одрже константним код свих испитаника.

Пето, коришћени софтвер SMI Experiment Center нема могућност рандомизације покушаја, због чега је редослед покушаја мада квазирандомизован, био фиксиран и идентичан за све испитанике. Због тога потенцијални ефекти редоследа, вежбања и замора нису могли бити адекватно контролисани.

Шесто, за неколико од дванаест анализираних мера примећена је изражена колинеарност (на пример, нето време задржавања [%], време задржавања [%], и време фиксације [%]). Стога овде коришћени скуп обележја не представља независне димензије окуломоторног понашања, већ делимично преклапајуће показатеље сродних аспеката временске расподеле погледа. Ово је важно узети у обзир при интерпретацији резултата класификационих модела, будући да више високо корелисаних мера може представљати различите операционализације истог или сродног дискриминативног сигнала.

Још једно ограничење представља и то што је визуелна комплексност стимулуса била уједначена унутар категорија, али не у потпуности и између категорија стимулуса, чиме је у диференцијалне резултате уведена варијабилност између категорија. Стога се не може искључити могућност да су разлике у окуломоторном реаговању, поред препознавања критичне информације, делимично одражавале и варијабилност у визуелним карактеристикама између категорија стимулуса. Будуће студије требало би стога да додатно контролишу ове карактеристике како би се специфични допринос препознавања могао поузданије издвојити.

Из резултата истраживања и евидентираних ограничења произилазе и одређене препоруке за наредна истраживања. Најпре, важно је да се у будућим студијама испитају специфичне стратегије модулације окуломоторног понашања које испитаници примењују како би избегли детекцију. То би се, на пример, могло постићи полуструктурним интервјуом након тестирања, директним експерименталним варирањем инструкција да се користе различите контрамере, као и анализом промена у регулацији погледа од покушаја до покушаја. На тај начин било би могуће идентификовати ове стратегије и испитати њихов утицај на дијагностичку успешност теста.

Поред тога, ради смањења могућности вољне контроле окуломоторног понашања, будућа истраживања требало би да испитају и варијанте задатака које структурно ограничавају могућност намерне манипулације погледом. За ове потребе могу се применити, рецимо, истовремени задаци радне меморије или препознавања, усмерени на ангажовање расположивих когнитивних ресурса, као и манипулације просторним и временским начином приказивања стимулуса, попут секвенцијалног у односу на паралелни приказ или брзог серијског визуелног приказивања. Овакве модификације могле би

ограничити могућност испитаника да вољно уједначавају расподелу погледа и тиме повећати вероватноћу да се очувају рани, аутоматски сигнали препознавања.

Примена модела машинског учења на претходно одабрана обележја, заснована на емпиријској процени њихове отпорности на манипулацију, могла би додатно разјаснити у којој мери је могуће очувати или повратити дискриминативни сигнал повезан са препознавањем када су испитаници снажно мотивисани да га прикрију. При томе би избор обележја требало да претходи моделовању и да буде заснован на независним критеријумима.

Будући да се ниједан појединачни модалитет не може сматрати имуним на контрамере, посебно важно било би да се утврди да ли различити модалитети пружају независне и комплементарне информације и да ли њихова комбинација може очувати дијагностичку успешност у условима намерне манипулације.

Нацрт истраживања који предвиђа подстицај, у којем би испитаници били експлицитно обучени за примену контрамера и додатно мотивисани, односно награђени за успешно избегавање детекције, представљало би ригорознији тест робусности у односу на спонтано прикривање које је испитано у овој студији. Такав дизајн би омогућио процену успешности теста у условима у којима су мотивација, стратегија и вештина примене контрамера систематски контролисане.

Коначно, добијене налазе потребно је реплицирати на већим и демографски хетерогенијим узорцима са већим индивидуалним разликама у визуелним, окуломоторним и когнитивним способностима. На тај начин било би могуће проценити стабилност идентификованих окуломоторних показатеља и њихову генерализабилност изван релативно хомогеног узорка младих одраслих особа.

9. КЛАСИФИКАЦИЈА ИСПИТАНИКА НА ОСНОВУ ПОКАЗАТЕЉА ПРИКРИВЕНОГ ЗНАЊА

На основу до сада изложених резултата може се закључити да су од четири примењена теста прикривене информације, значајне разлике у диференцијалним мерама између група регистроване само у тесту заснованом на покретима очију. На основу окуломоторних показатеља било је могуће успешно разликовати информисане невине од невиних испитаника, као и информисане невине од кривих испитаника, док нису утврђене значајне разлике у обрасцима покрета очију између кривих и невиних испитаника. Величина ефекта на групном нивоу и раздвојивост појединаца, међутим, нису иста ствар: мера може дати велики групни ефекат, а да због преклапања расподела не омогућава поуздану одлуку о појединцу, док мера са занемарљивим универијатним ефектом може у комбинацији са другима носити дискриминативну информацију. Због тога је дијагностичка вредност окуломоторних показатеља испитана и на нивоу појединачног испитаника, у сва три групна поређења.

9.1. Методологија класификационе анализе на основу очних покрета

Мере очних покрета. За свако паралелно излагање четири стимулуса и за сваког испитаника издвојено је, помоћу софтвера SMI BeGaze, дванаест мера праћења покрета очију: време уласка, нето време задржавања [%], време задржавања [%], трајање погледа, трајање скретања погледа, трајање прве фиксације, број погледа, поновне посете, број фиксација, време фиксације [%], просечно трајање фиксације и време до прве сакаде. Реч је о стандардном скупу излазних вредности које SMI BeGaze израчунава за области од интереса (AOI), и он је намерно задржан у целости. Тиме је одлука о томе које мере носе сигнал препознавања за појединo групно парно поређење препуштена класификаторима, а не нашим априорним претпоставкама. Будући да су поједине мере концептуално сродне (нпр. мере засноване на задржавању погледа и на трајању) и међусобно корелисане, редундантност међу обележјима није занемарена, већ је третирана емпиријски, унутар самог моделског поступка, на начин описан у одељку о селекцији обележја.

Формирање диференцијалних обележја очних покрета и скупа података за класификацију. Сваки испитаник посматрао је 32 покушаја, 16 са приказаним релевантним стимулусом и 16 са контролним стимулусом, што је за 75 испитаника дало укупно 2400 излагања. Унутар сваког испитаника покушаји су упарени на основу просторног положаја релевантног и контролног стимулуса унутар излагања, а диференцијалне мере израчунате су одузимањем вредности излагања са контролним стимулусом од вредности излагања са релевантним стимулусом. Свака од дванаест мера сведена је тако на једну диференцијалну вредност по пару покушаја, чиме је добијено 16 диференцијалних покушаја по испитанику, односно 1200 диференцијалних покушаја укупно. Пошто је свако парно поређење обухватало две групе од по 25 испитаника, у сваки бинарни задатак класификације улазило је 800 диференцијалних покушаја (16 диференцијалних покушаја $\times$ 50 испитаника).

Спроведена су три засебна задатка бинарне класификације: невини наспрам кривих, невини наспрам информисаних невиних и информисани невини наспрам кривих. У сваком од њих примењена су четири алгоритма надгледаног учења — метода k најближих суседа (енг. k-Nearest neighbors, KNN), случајне шуме (енг. random forest, RF), логистичка регресија (енг. logistic regression, LR) и метода потпорних вектора (енг. support vector machine, SVM) тренирана на 12 диференцијалних обележја очних покрета. Вредности хиперпараметара дате су у Прилогу D.

Поступак унакрсне валидације на нивоу испитаника. Успешност класификације вреднована је стратификованом унакрсном валидацијом на нивоу испитаника, са изостављањем два испитаника (енг. leave-two-out). У сваком фолду по један испитаник из сваке групе издвајан је као тест скуп, чиме је очувана равнотежа група, док је модел трениран на преосталим испитаницима. Поступак је понављан преко свих међугрупних парова, док сваки пар није тачно једном послужио као тест скуп, што је за две групе од по 25 испитаника дало 625 фолдова по парном поређењу (25×25). Сваки испитаник био је стога 25 пута у тест скупу и допринео са $16 \times 25 = 400$ предикција на нивоу покушаја. Пошто су сви покушаји једног испитаника увек припадали истој партицији, зависност међу покушајима унутар испитаника није могла да пренесе информацију између скупа за тренирање и тест скупа.

Предобрада података унутар фолда. У случајевима у којима нека мера није могла бити израчуната за дати покушај, недостајуће вредности импутиране су просечном вредношћу, након чега је примењена нормализација z-скоровима; оба корака извођена су засебно унутар сваког фолда унакрсне валидације. Недостајуће вредности чиниле су мали удео целокупне матрице обележја у сва три скупа података: 1.31% ћелија за невине наспрам информисаних невиних, 1.59% за невине наспрам кривих и 1.24% за информисане невине наспрам кривих. Биле су концентрисане у мери време до прве сакаде, која није била доступна за 14.9–18% покушаја, највероватније зато што ниједна одговарајућа сакада није детектована; време уласка и поновне посете били су погођени у 3.6–5.1% покушаја, док су преостале мере биле практично потпуне. С обзиром на то да је мера време до прве сакаде показала један од најмањих универијатних групних ефеката и да је импутација била строго ограничена на фолдове за тренирање, мало је вероватно да су недостајући подаци битно утицали на резултате класификације.

Селекција обележја. Класификација је спроведена двојако: помоћу пуног скупа од 12 диференцијалних мера и помоћу оптимизованог подскупа који је садржао само мере са најбољим учинком за дату класификацију. Подскуп обележја за свако од три групна парна поређења одређен је рекурзивном елиминацијом обележја уз унакрсну валидацију (енг. recursive feature elimination with cross-validation, RFECV), са логистичком регресијом и L2 регуларизацијом као основним проценитељем, спроведеном унутар истог поступка стратификоване унакрсне валидације на нивоу испитаника са

изостављањем два испитаника. Унутар сваког фолда RFECV је, између 12 диференцијалних обележја очних покрета, бирао онај подскуп који је оптимизовао унакрсно валидирану успешност класификације за тај фолд.

Овај поступак истовремено је решавао и питање редундантности међу корелисаним мерама. L2-регуларизовани проценитељ логистичке регресије прилагођава се корелисаним предикторима тако што тежину коефицијената расподељује међу њима, чиме се смањује осетљивост на мултиколинеарност, док је RFECV обезбедио механизам вођен подацима за уклањање редундантних или неинформативних обележја, фолд по фолд, задржавајући само она која су највише доприносила успешности класификације. За свако обележје израчуната је учесталост одабира, изражена као проценат од 625 фолдова у којима је то обележје задржано у одабраном подскупу. Већа учесталост одабира указује на обележје које је доследније било корисно за разликовање двеју група преко ресемплованих скупова за тренирање.

Заштита од цурења информација. Сви кораци претходне обраде, импутација недостајућих вредности, нормализација z-скоровима и селекција обележја методом RFECV, спроведени су строго унутар партиције за тренирање сваког фолда са изостављањем два испитаника. Вредности за импутацију и параметри нормализације процењивани су искључиво на основу испитаника из скупа за тренирање и потом непромењени примењивани на издвојене испитанике, а ни селекција обележја ни оптимизација модела нису имале приступ издвојеним испитаницима. Ниједна информација о издвојеним тест испитаницима стога није ушла ни у једну фазу претходне обраде нити подешавања модела.

Фиксни сетови обележја у анализи са мером центрирани ранг посете. За класификацију у којој је оптимизованом сету придодата мера центрирани ранг посете, као и за одговарајућу класификацију без те мере (Табеле 9.3 и 9.4), коришћени су фиксни сетови обележја, по један за свако поређење. Сет су чинила она од 12 диференцијалних обележја која су методом RFECV изабрана у више од 50% од 625 фолдова (Слика 9.1). У класификацији са мером центрирани ранг посете истом сету придодата је ова мера, тако да су се два приступа разликовала искључиво по њеном присуству. Сетови су били исти у свим фолдовима, а селекција обележја није изнова спровођена унутар партиције за тренирање. Ова анализа спроведена је на по 24 испитаника у групи, са једним агрегираним редом података по испитанику, уз исти поступак унакрсне валидације са изостављањем два испитаника, што је дало 576 фолдова по поређењу (24×24).

Скуп података и мере успешности у анализи са мером центрирани ранг посете. У овој анализи сваки испитаник био је представљен једним редом података, у којем је вредност сваког обележја израчуната као просек његових 16 диференцијалних покушаја. Учесталости избора на основу којих су одређени фиксни сетови обележја потичу из главне анализе, спроведене на по 25 испитаника у групи и 625 фолдова, док је класификација у овој анализи спроведена на по 24 испитаника у групи. Будући да је сваки испитаник био представљен једним редом, у овој анализи не постоје појединачни покушаји,

па су колоне које у Табелама 9.1 и 9.2 приказују ниво покушаја у Табелама 9.3 и 9.4 означене као „ниво фолдова ”. Остали показатељи у тим колонама (AUC, осетљивост, специфичност и F1 скор) израчунати су на основу медијане предвиђене вероватноће припадности позитивној класи кроз 24 фолда, при чему је испитаник сврставан у позитивну класу ако је та медијана износила најмање 0.5. Тачност и остали показатељи у овим колонама засновани су, према томе, на различитим правилима обједињавања одлука, због чега тачност не мора бити једнака просеку осетљивости и специфичности.

Интервали поверења и пермутациони тестови. Деведесетпетопостотни интервали поверења за све мере успешности добијени су bootstrap ресемпловањем. Интервали поверења у Табели 9.4 добијени су bootstrap ресемпловањем 48 испитаника: за колоне нивоа испитаника на основу одлука по правилу већинске одлуке, а за колоне нивоа фолдова на основу одлука изведених из медијане предвиђене вероватноће. Значајност сваке парне класификације додатно је процењена пермутационим тестом ознака на нивоу испитаника. У свакој од 1000 итерација ознаке класа насумично су прерасподељиване на нивоу испитаника, при чему су сви покушаји датог испитаника добијали исту пермутовану ознаку, чиме је очувана структура зависности унутар испитаника; класификација логистичком регресијом над 12 диференцијалних обележја потом је поново покретана, а пермутована тачност поређена је са тачношћу добијеном под стварним ознакама. Пермутациона p вредност израчуната је као $p = [\Sigma\, I(acc_perm \geq acc_true) + 1] / (N + 1)$, уз $N = 1000$.

Поређење класификације без и са мером центрирани ранг посете. Да би се проверило да ли придодавање мере центрирани ранг посете мења успешност класификације, класификација на основу оптимизованог сета обележја спроведена је двапут, без те мере и са њом, на истим испитаницима и у истим фолдовима унакрсне валидације са изостављањем два испитаника. Пошто су оба приступа примењена на исте испитанике, њихова успешност поређена је упареним тестовима. Разлика у тачности на нивоу испитаника, одређеној правилом већинске одлуке, процењена је егзактним McNemar-овим тестом. Тест се заснива искључиво на несагласним паровима, односно на броју испитаника исправно класификованих само без мере (b) и броју испитаника исправно класификованих само са мером (c). Под нултом хипотезом да се два приступа не разликују, b има биномну расподелу са параметрима $n = b + c$ и $\pi = 0.5$, а двострана p вредност израчуната је на основу те расподеле. Разлика у AUC процењена је упареним пермутационим тестом. За сваког испитаника као скор је коришћена медијана предвиђене вероватноће припадности позитивној класи кроз све фолдове у којима се налазио у тест скупу (за SVM вредност функције одлучивања). Скорови су унутар сваког приступа претворени у рангове, што не мења вредност AUC, а скорове два приступа изражава на истој скали. У свакој од 10 000 пермутација скорови два приступа за сваког испитаника насумично су замењивани са вероватноћом 0.5 и израчуната је разлика у AUC, а p вредност израчуната је као $p = [\Sigma\, I(|\Delta AUC_perm| \geq |\Delta AUC_obs|) + 1] / (N + 1)$, уз $N = 10\ 000$. Као примарни модел у овим анализама, у складу са пермутационим тестовима,

коришћена је логистичка регресија. Вредности p за три поређења група коригиване су Холмовом секвенцијалном методом. Резултати осталих алгоритама приказани су описно.

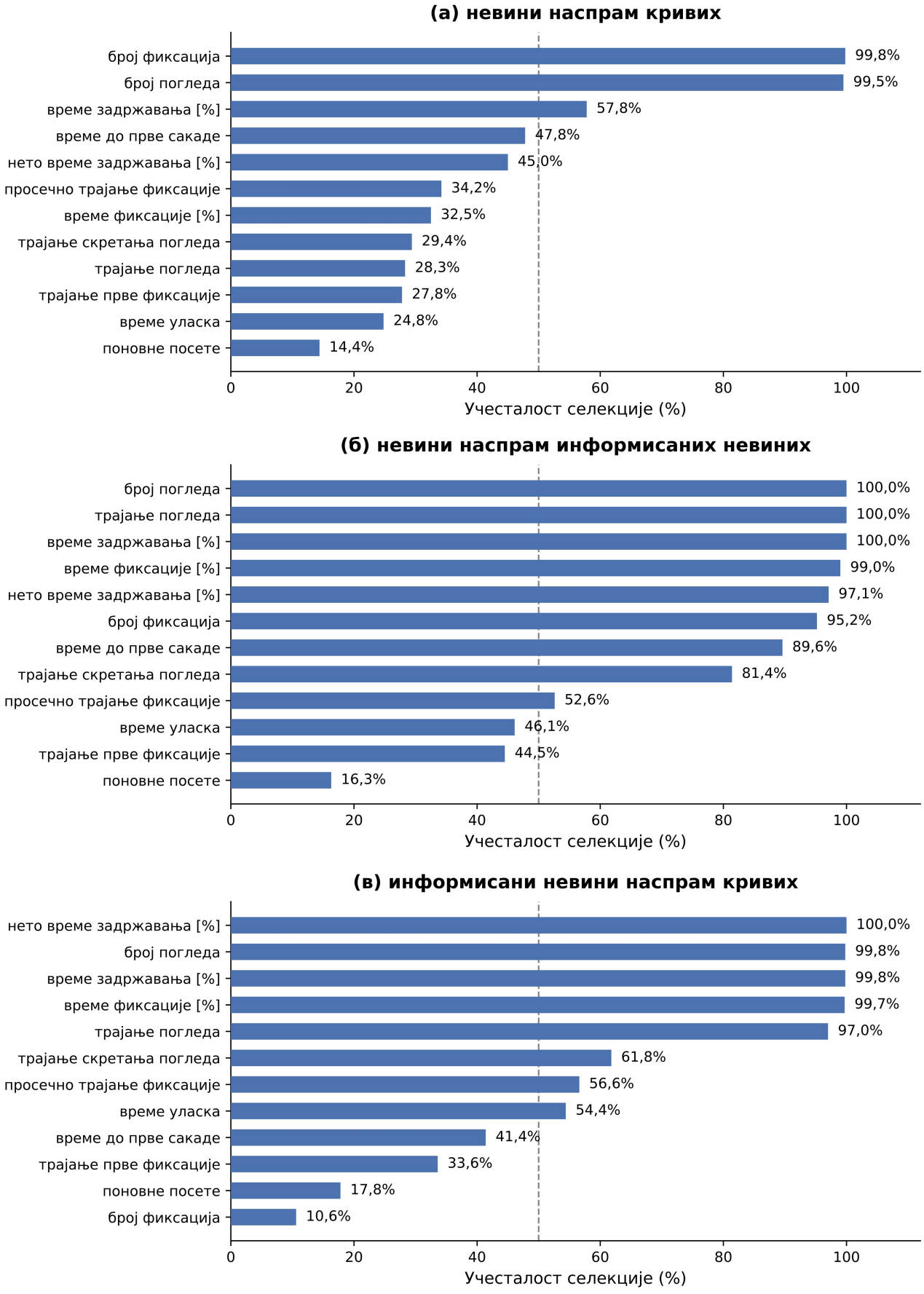
9.2. Резултати класификационе анализе на основу очних покрета

9.2.1. Избор обележја

Учесталости избора свих 12 диференцијалних обележја очних покрета, засебно за сваку од три класификације, приказане су на Слици 9.1. Две класификације које укључују групу информисаних невиних испитаника показују готово идентичан, у великој мери преклапајући скуп обележја. Нето време задржавања [%], време задржавања [%], време фиксације [%], трајање погледа и број погледа изабрани су у готово сваком фолду за обе класификације (≥ 97%). Међутим, број фиксација је за класификацију информисани невини наспрам кривих изабран у само 10.6% фолдова, док је за класификацију невини наспрам информисаних невиних изабран у великој већини фолдова (95.2%). Код четири мере засноване на времену задржавања и трајању (нето време задржавања [%], време задржавања [%], време фиксације [%] и трајање погледа), овако висока учесталост избора у складу је са резултатима анализе варијансе, у којој су ове мере имале највеће величине ефекта (ω^2 = .58–.59) за карактеристичан диференцијални образац групе информисаних невиних.

Насупрот томе, број погледа је често задржаван избором обележја упркос занемарљивом универијатном ефекту (F = 0.29, p = .752). Трајање скретања погледа и време до прве сакаде показали су умерену до високу учесталост избора у класификацији невини наспрам информисаних невиних (81.4% и 89.6%, редом), али знатно нижу учесталост у класификацији информисани невини наспрам кривих (61.8% и 41.4%).

Профил обележја за класификацију невини наспрам кривих изразито се разликовао. Два најдоследније бирана обележја била су број фиксација (99.8%) и број погледа (99.5%), док су све мере засноване на времену задржавања и трајању, које су доминирале у друге две класификације, показале знатно нижу учесталост избора. Ниједно обележје, осим броја фиксација и броја погледа, није било изабрано у више од 58% фолдова за ову класификацију. Овај профил, међутим, не треба тумачити као откриће алтернативног скупа дијагностичких обележја. Рекурзивна елиминација увек враћа неки подскуп, независно од тога да ли модел има моћ раздвајања; пошто класификација у овом поређењу није прешла ниво случајности ни код једног алгоритма, висока учесталост избора описује стабилно рангирање варијабилности која не носи групну информацију.



Слика 9.1. Учесталост избора обележја методом RFECV (%) кроз 625 итерација унакрсне валидације, према класификацији парова група

На основу критеријума да је обележје бирано у више од 50% фолдова у поређењу, за поређење невини наспрам кривих оптимизовани сет је обухватио три обележја (број погледа, број фиксација и време задржавања [%]), за поређење невини наспрам информисаних невиних девет обележја (број погледа, трајање погледа, време задржавања [%], време фиксације [%], нето време задржавања [%], број фиксација, време до прве сакаде, трајање скретања погледа и просечно трајање фиксације), а за поређење информисани невини наспрам кривих осам обележја (време уласка, трајање погледа, трајање скретања погледа, број погледа, нето време задржавања [%], време задржавања [%], време фиксације [%] и просечно трајање фиксације).

9.2.2. Успешност класификације испитаника на основу обележја очних покрета

У Табели 9.1 приказани су резултати класификације засноване на појединачним покушајима, у два блока. Први блок односи се на класификацију на основу свих 12 стандардних мера очних покрета, без селекције обележја, а други на класификацију на основу оптимизованог сета обележја, изабраног методом RFECV између истих 12 мера, засебно за свако поређење. Модел је најпре класификовао сваки појединачни покушај, а припадност испитаника групи потом је одређена применом правила већинске одлуке: испитаник је сматран исправно класификованим уколико је више од 50% његових покушаја исправно класификовано. Колоне за ниво покушаја стога приказују успешност класификације појединачних покушаја, а колоне за ниво испитаника успешност одређивања припадности испитаника групи, изведену из тих појединачних одлука. У сваком задатку класификације, друга наведена група представља позитивну класу, а прва наведена група референтну класу.

При разликовању невиних и кривих испитаника, успешност класификације остала је близу нивоа случајног погађања код сва четири алгоритма, и при коришћењу свих 12 стандардних мера и при коришћењу оптимизованог сета обележја, како на нивоу покушаја (тачност = 48.8%–52.9%, AUC = 46%–52.6%), тако и при одређивању припадности испитаника правилом већинске одлуке (тачност = 48%–66%). Највишу тачност на нивоу испитаника постигао је LR при коришћењу свих 12 мера (66%), али су и код овог модела вредности на нивоу покушаја биле блиске нивоу случајног погађања (тачност = 52.9%, AUC = 52.6%). Код овог модела специфичност на нивоу испитаника износила је 76.0% (исправна идентификација невиних испитаника), док је осетљивост износила 56.0% (исправна идентификација кривих испитаника), што значи да је модел био успешнији у препознавању невиних испитаника као невиних него у идентификовању кривих испитаника. При коришћењу оптимизованог сета обележја уочена је изражена асиметрија између осетљивости и специфичности: KNN је на нивоу испитаника постигао специфичност од 100% (исправно је класификовао све невине испитанике), али осетљивост од свега 4% (није исправно идентификовао готово ниједног кривог испитаника), док су RF (осетљивост = 28%, специфичност = 68%) и SVM (осетљивост = 28%, специфичност = 80%) показали сличан, али мање изражен образац. Овај образац указује на то да су

модели засновани на оптимизованом сету обележја испитанике претежно сврставали у групу невиних, уместо да разликују две групе, односно да диференцијални обрасци стандардних мера очних покрета кривих испитаника, у примењеном поступку, нису били разлучиви од образаца невиних испитаника ни након избора обележја.

Табела 9.1

Успешност класификације појединачних покушаја и одређивања припадности испитаника правилом већинске одлуке, на основу свих 12 стандардних мера и на основу оптимизованог сета обележја

Свих 12 стандардних мера (без селекције обележја)		Ниво покушаја					Ниво испитаника (већинска одлука)				
		Тачност	**AUC**	**Осетљив.**	**Специф.**	**F1 скор**	**Тачност**	**AUC**	**Осетљив.**	**Специф.**	**F1 скор**
невини наспрам кривих	KNN	50,1%	48,1%	48,5%	48,0%	48,4%	58,0%	58,0%	56,0%	60,0%	57,1%
	RF	50,3%	49,4%	53,7%	47,7%	52,2%	52,0%	52,0%	52,0%	52,0%	52,0%
	LR	52,9%	52,6%	52,5%	53,2%	52,7%	66,0%	**66,0%**	56,0%	76,0%	62,2%
	SVM	48,8%	47,5%	57,5%	38,5%	52,5%	50,0%	50,0%	44,0%	56,0%	46,8%
невини наспрам информисаних Невиних	KNN	72,4%	78,0%	68,2%	75,0%	70,6%	90,0%	90,0%	84,0%	96,0%	89,4%
	RF	74,6%	82,5%	70,5%	79,5%	73,8%	92,0%	**92,0%**	88,0%	96,0%	91,7%
	LR	76,9%	85,2%	70,7%	82,7%	75,3%	92,0%	**92,0%**	84,0%	100,0%	91,3%
	SVM	76,1%	84,4%	72,2%	79,0%	74,8%	88,0%	88,0%	76,0%	100,0%	86,4%
информисани невини наспрам кривих	KNN	70,8%	75,4%	75,5%	64,5%	71,6%	84,0%	84,0%	92,0%	76,0%	85,2%
	RF	70,6%	77,0%	76,2%	66,0%	72,5%	88,0%	**88,0%**	92,0%	84,0%	88,5%
	LR	73,4%	80,8%	80,5%	66,5%	75,2%	86,0%	86,0%	92,0%	80,0%	86,8%
	SVM	72,8%	79,3%	80,2%	66,7%	75,2%	80,0%	80,0%	92,0%	68,0%	82,1%
Оптимизовани сет обележја (селекција из 12 стандардних мера)											
невини наспрам кривих	KNN	49,3%	47,6%	27,7%	69,2%	35,0%	52,0%	52,0%	4,0%	100,0%	7,7%
	RF	49,7%	49,0%	47,0%	53,5%	48,6%	48,0%	48,0%	28,0%	68,0%	35,0%
	LR	51,9%	51,1%	49,5%	52,2%	50,2%	60,0%	**60,0%**	60,0%	60,0%	60,0%
	SVM	50,0%	46,0%	60,0%	35,7%	53,5%	54,0%	54,0%	28,0%	80,0%	37,8%
невини наспрам информисаних невиних	KNN	72,4%	79,2%	68,2%	75,5%	70,8%	92,0%	**92,0%**	84,0%	100,0%	91,3%
	RF	75,4%	82,9%	72,7%	80,7%	75,8%	92,0%	**92,0%**	88,0%	96,0%	91,7%
	LR	76,3%	84,9%	71,2%	81,7%	75,2%	92,0%	**92,0%**	84,0%	100,0%	91,3%
	SVM	76,2%	83,7%	73,5%	79,0%	75,6%	92,0%	**92,0%**	84,0%	100,0%	91,3%
информисани невини наспрам кривих	KNN	70,6%	77,3%	77,7%	65,7%	73,3%	84,0%	**84,0%**	92,0%	76,0%	85,2%
	RF	70,7%	78,0%	76,7%	66,2%	72,9%	84,0%	**84,0%**	92,0%	76,0%	85,2%
	LR	72,4%	80,4%	79,0%	64,0%	73,5%	84,0%	**84,0%**	92,0%	76,0%	85,2%
	SVM	73,2%	79,3%	80,7%	66,5%	75,4%	82,0%	82,0%	92,0%	72,0%	83,6%

Напомена. Ниво покушаја = тачност класификације појединачних покушаја; ниво испитаника (већинска одлука) = успешност одређивања припадности испитаника групи на основу одлука донетих за његове покушаје, применом правила већинске одлуке (испитаник је класификован као припадник одређене групе ако је више од 50% његових покушаја исправно класификовано). KNN = k најближих суседа; RF = случајна шума; LR = логистичка регресија; SVM = метода потпорних вектора.

Насупрот томе, при разликовању невиних и информисаних невиних, класификација је код сва четири алгоритма, и при коришћењу свих 12 мера и при коришћењу оптимизованог сета обележја, показала резултате знатно изнад нивоа случајног погађања већ на нивоу покушаја (тачност = 72.4%–76.9%, AUC = 78%–85.2%), док је при одређивању припадности испитаника правилом већинске одлуке успешност била још виша (тачност = 88%–92%). При коришћењу свих 12 мера LR и RF постигли су највишу тачност на нивоу испитаника (по 92%), док су при коришћењу оптимизованог сета обележја сва четири алгоритма постигла тачност од 92%. LR је, при коришћењу свих 12 мера, остварио и највишу тачност на нивоу покушаја (76.9%) и највишу вредност AUC (85.2%). На нивоу испитаника, исправна идентификација невиних испитаника (96%–100%) била је код свих алгоритама и у оба блока већа од исправне идентификације информисаних невиних испитаника (76%–88%).

Код класификације информисани невини наспрам кривих такође су добијени резултати доследно изнад нивоа случајног погађања, без обзира на то да ли је коришћено свих 12 мера или оптимизовани сет обележја. Тачност на нивоу покушаја кретала се од 70.6% до 73.4% (AUC = 75.4%–80.8%), а тачност на нивоу испитаника, након примене правила већинске одлуке, од 80% до 88%. RF је постигао највишу тачност на нивоу испитаника (88%, свих 12 мера), док је LR остварио највишу тачност на нивоу покушаја (73.4%) и највишу вредност AUC (80.8%). На нивоу испитаника, при коришћењу свих 12 мера, исправна идентификација кривих испитаника била је идентична код сва четири алгоритма (92%), док је исправна идентификација информисаних невиних испитаника била варијабилнија и доследно нижа (68%–84%), при чему је RF показао највишу специфичност (84%) и сходно томе највишу тачност. При коришћењу оптимизованог сета обележја, три од четири алгоритма (KNN, RF и LR) показала су идентичне резултате на нивоу испитаника (тачност = 84%, осетљивост = 92%, специфичност = 76%), док је SVM показао нешто нижу тачност (82%), услед ниже специфичности (72%). Овај образац указује на то да су сва четири класификатора у великој мери исправно идентификовала криве испитанике, док су се разлике у њиховој успешности углавном огледале у учесталости погрешне класификације информисаних невиних испитаника као кривих.

Поређење два блока Табеле 9.1 показује да је избор обележја одржао релативно стабилне показатеље тачности на нивоу покушаја и AUC у све три класификације (уз разлике од највише 1.9 процентних поена), али да је довео до веће варијабилности у успешности одређивања припадности испитаника у класификацији невини наспрам кривих. Код модела KNN и RF тачност на нивоу испитаника опала је са 58% на 52%, односно са 52% на 48%, услед смањења осетљивости (са 56% на 4%, односно са 52% на 28%). Насупрот томе, показатељи успешности за друге две класификације остали су веома слични у оба блока. Ниједан алгоритам није био доследно супериоран у све три класификације: LR је остварио најбоље или готово најбоље резултате на нивоу покушаја, док су LR и RF били најуспешнији на нивоу испитаника, зависно од класификације; KNN и SVM генерално су показивали нешто слабије резултате, иако су разлике међу алгоритмима биле мање изражене од разлика међу самим класификацијама.

У целини посматрано, резултати приказани у Табели 9.1 у складу су са обрасцима уоченим у униваријатним и мултиваријатним анализама диференцијалних мера праћења очних покрета. Док су класификатори машинског учења обучени на стандардним мерама очних покрета успешно разликовали информисане невине од друге две групе, невини и криви испитаници остали су тешко раздвојиви на основу истих мера.

9.2.3. Интервали поверења и тестови пермутације

Ради процене поузданости ових резултата, у Табели 9.2 приказани су бутстраповани 95% интервали поверења за све показатеље успешности класификације засноване на оптимизованом сету обележја (други блок Табеле 9.1), израчунати на основу 1000 бутстрап итерација над предвиђањима на тестном скупу, засебно за ниво покушаја и за ниво испитаника, за све алгоритме и задатке класификације. Спроведени су и тестови пермутације ознака на нивоу испитаника са 1000 итерација применом логистичке регресије на свих 12 диференцијалних обележја. При коришћењу стварних ознака, тачност на нивоу испитаника, одређена правилом већинске одлуке, износила је 92% за класификацију невини наспрам информисаних невиних, 86% за класификацију информисани невини наспрам кривих и 66% за класификацију невини наспрам кривих. Ниједна пермутација није достигла нити премашила стварну тачност у прва два поређења (оба $p = .001$), док су у 22 од 1000 пермутација добијени резултати једнаки или виши од стварне тачности за невине наспрам кривих ($p = .023$). Овај последњи резултат није остао статистички значајан након Бонферонијеве корекције за три поређења ($\alpha = .017$), те не пружа основ за закључак да је на основу 12 стандардних мера очних покрета било могуће разликовати невине и криве испитанике изнад нивоа случајног погађања.

Табела 9.2

95% интервали поверења за успешност класификације на основу оптимизованог сета обележја, према поређењу и алгоритму, на нивоу покушаја и на нивоу испитаника (правило већинске одлуке)

бинарно поређење	алгоритам	AUC [%]	тачност [%]	осетљивост [%]	специфичност[%]	F1 [%]
ниво покушаја						
невини наспрам информисаних невиних	KNN	[77.07, 83.21]	[69.38, 75.62]	[64.16, 73.28]	[72.20, 80.26]	[67.72, 75.10]
	LR	[82.26, 87.65]	[73.00, 79.00]	[65.92, 74.68]	[77.75, 85.06]	[71.06, 78.03]
	RF	[80.02, 85.81]	[73.25, 79.00]	[67.53, 76.32]	[76.37, 83.83]	[71.56, 78.35]
	SVM	[81.13, 86.45]	[73.75, 79.50]	[69.57, 78.04]	[75.74, 83.54]	[72.68, 79.26]
информисани невини наспрам кривих	KNN	[74.93, 81.52]	[69.62, 76.00]	[74.35, 82.71]	[62.56, 71.57]	[70.69, 77.84]
	LR	[77.56, 83.64]	[69.25, 75.38]	[75.74, 83.80]	[59.76, 69.40]	[70.70, 77.41]
	RF	[74.57, 81.10]	[68.88, 75.12]	[74.56, 82.76]	[60.70, 70.20]	[70.29, 77.16]
	SVM	[76.09, 82.46]	[71.00, 77.00]	[78.03, 85.19]	[61.56, 70.57]	[72.64, 79.04]
невини наспрам кривих	KNN	[46.37, 54.07]	[45.00, 52.12]	[26.11, 35.02]	[62.30, 71.50]	[32.53, 41.83]
	LR	[46.89, 54.85]	[47.38, 54.50]	[46.33, 55.83]	[46.04, 55.69]	[46.80, 54.96]
	RF	[45.07, 52.98]	[46.88, 53.75]	[41.48, 50.99]	[49.73, 59.36]	[43.70, 52.26]
	SVM	[42.02, 49.76]	[44.12, 50.88]	[56.41, 65.88]	[28.92, 38.40]	[49.71, 57.63]
ниво испитаника (правило већинске одлуке)						
невини наспрам информисаних невиних	KNN	—	[75.80, 94.17]	[62.96, 95.24]	[80.00, 100.00]	[72.22, 94.55]
	LR	—	[83.93, 98.08]	[67.86, 96.15]	[100.00, 100.00]	[80.85, 98.04]
	RF	—	[80.68, 97.83]	[66.67, 96.30]	[86.96, 100.00]	[77.42, 97.78]
	SVM	—	[84.78, 98.28]	[69.57, 96.55]	[100.00, 100.00]	[82.05, 98.25]
информисани невини наспрам кривих	KNN	—	[73.34, 93.51]	[80.00, 100.00]	[59.26, 90.91]	[73.68, 94.34]
	LR	—	[73.03, 93.51]	[80.77, 100.00]	[57.14, 91.30]	[73.08, 94.44]
	RF	—	[73.35, 93.51]	[79.31, 100.00]	[58.33, 92.00]	[72.73, 93.88]
	SVM	—	[68.59, 90.58]	[77.78, 100.00]	[50.00, 86.21]	[70.00, 91.80]
невини наспрам кривих	KNN	—	[42.50, 57.41]	[0.00, 20.00]	[80.00, 100.00]	[0.00, 30.77]
	LR	—	[43.96, 72.00]	[40.00, 80.00]	[35.48, 75.86]	[40.00, 73.08]
	RF	—	[34.72, 61.35]	[10.71, 46.43]	[50.00, 86.36]	[13.79, 54.17]
	SVM	—	[40.71, 63.41]	[9.09, 42.31]	[63.64, 95.00]	[12.90, 52.63]

Напомена. Интервали су добијени перцентилним bootstrap поступком.

9.2.4. Успешност класификације испитаника на основу оптимизованог сета обележја, без и са придодатом мером центрирани ранг посете

У Табели 9.3 приказани су резултати класификације на нивоу испитаника на основу оптимизованог сета обележја, у два блока: први блок односи се на класификацију без мере центрирани ранг посете, а други на класификацију у којој је оптимизованом сету придодата мера центрирани ранг посете. Оптимизовани сет обележја за дато поређење исти је у оба блока (невини наспрам кривих: 3 обележја; невини наспрам информисаних невиних: 9 обележја; информисани невини наспрам кривих: 8 обележја), тако да се блокови разликују само по присуству мере центрирани ранг посете. Резултати оба блока добијени су на истом узорку од 48 испитаника по поређењу (по 24 у свакој групи). Сваки испитаник налазио се у тест скупу у 24 фолда, па су за њега добијене 24 одлуке модела. Тачност у колонама за ниво фолдова представља просечан удео фолдова у којима је испитаник исправно класификован, израчунат преко свих испитаника. Показатељи у колонама за ниво испитаника израчунати су применом правила већинске одлуке на 24 одлуке модела: испитаник је сматран исправно класификованим ако је исправно класификован у више од 50% фолдова у којима се налазио у тест скупу. Вредност AUC на нивоу испитаника израчуната је на основу ових бинарних одлука и због тога је једнака тачности. Уз тачкасте процене наведене су p вредности пермутационих тестова за LR модел, а одговарајући 95% интервали поверења за оба блока приказани су у Табели 9.4.

При разликовању невиних и кривих испитаника, класификација на основу оптимизованог сета обележја без мере центрирани ранг посете остала је близу нивоа случајног погађања: тачност на нивоу испитаника кретала се од 43.8% (RF) до 62.5% (LR), а осетљивост, односно исправна идентификација кривих испитаника, није прелазила 54.2%. Пермутациони тест за LR модел није указао на тачност изнад нивоа случајног погађања (62.5%, $p = .092$). Након придодавања мере центрирани ранг посете, тачност на нивоу испитаника кретала се од 52.1% (KNN) до 70.8% (SVM). Тачност је била виша код три од четири алгоритма (RF: са 43.8% на 56.3%; LR: са 62.5% на 66.7%; SVM: са 54.2% на 70.8%), док је код KNN модела била нижа (са 56.3% на 52.1%). Осетљивост је била виша код сва четири алгоритма (са 41.7%–54.2% на 58.3%–62.5%). Специфичност је била виша код SVM модела (са 66.7% на 83.3%) и RF модела (са 45.8% на 50.0%), код LR модела није се променила (70.8%), а код KNN модела била је нижа (са 58.3% на 41.7%).

При разликовању невиних и информисаних невиних, успешност класификације била је висока у оба блока. Без мере центрирани ранг посете тачност на нивоу испитаника кретала се од 87.5% (RF) до 93.8% (KNN и SVM), а са придодатом мером од 89.6% (RF) до 95.8% (LR и SVM). Тачност је била виша код LR (са 91.7% на 95.8%), SVM (са 93.8% на 95.8%) и RF модела (са 87.5% на 89.6%), док је код KNN модела остала иста (93.8%). У оба блока исправна идентификација невиних испитаника (специфичност = 91.7%–100%) била је код сваког алгоритма већа од исправне идентификације информисаних невиних испитаника (осетљивост = 83.3%–91.7%). Пермутациони тестови за LR модел указали су на тачност изнад нивоа случајног погађања у оба блока (оба $p = .001$).

Код класификације информисани невини наспрам кривих резултати два блока били су готово идентични. Без мере центрирани ранг посете, RF, LR и SVM постигли су тачност на нивоу испитаника од 85.4% (осетљивост = 91.7%, специфичност = 79.2%), а KNN тачност од 83.3% (осетљивост = 91.7%, специфичност = 75%). Са придодатом мером сва четири алгоритма постигла су исте вредности (тачност = 85.4%, осетљивост = 91.7%, специфичност = 79.2%), тако да је разлика између два блока уочена само код KNN модела (83.3% наспрам 85.4%). У оба блока исправна идентификација кривих испитаника (91.7%) била је већа од исправне идентификације информисаних невиних испитаника (75%–79.2%), а пермутациони тестови за LR модел указали су на тачност изнад нивоа случајног погађања (оба p = .001).

У целини посматрано, придодавање мере центрирани ранг посете било је праћено вишом тачношћу на нивоу испитаника у седам од дванаест комбинација поређења и алгоритма, истом тачношћу у четири и нижом тачношћу у једној (KNN у поређењу невини наспрам кривих). Разлика је била најизраженија у класификацији невини наспрам кривих, а минимална у класификацији информисани невини наспрам кривих. Ове разлике треба, међутим, посматрати као описне. Пермутациони тестови процењују успешност сваког модела у односу на одговарајући нулти модел са насумично прерасподељеним ознакама, а не разлику између два класификациона приступа, док се 95% интервали поверења за тачност у два блока у великој мери преклапају (нпр. за LR у класификацији невини наспрам кривих: 49.62%–76.75% без мере и 52.43%–79.44% са мером). Резултати непосредног статистичког поређења два приступа приказани су у следећем одељку.

Табела 9.3

Успешност класификације на нивоу испитаника на основу оптимизованог сета обележја, без и са придодатом мером центрирани ранг посете

Оптимизовани сет обележја без мере центрирани ранг посете		Ниво фолдова					Ниво испитаника				
		Тачност	AUC	Осетљив.	Специф.	F1 скор	Тачност	AUC	Осетљив.	Специф.	F1 скор
невини наспрам кривих p (LR) = .092	KNN	58,7%	56,8%	54,2%	58,3%	55,3%	56,3%	56,3%	54,2%	58,3%	55,3%
	RF	49,0%	49,1%	45,8%	45,8%	45,8%	43,8%	43,8%	41,7%	45,8%	42,6%
	LR	60,3%	64,2%	54,2%	70,8%	59,1%	62,5%	**62,5%**	54,2%	70,8%	59,1%
	SVM	54,8%	10,4%	37,5%	0,0%	31,6%	54,2%	54,2%	41,7%	66,7%	47,6%
невини наспрам информисаних Невиних p (LR) = .001	KNN	93,8%	93,9%	91,7%	95,8%	93,6%	93,8%	**93,8%**	91,7%	95,8%	93,6%
	RF	88,5%	94,3%	83,3%	91,7%	87,0%	87,5%	87,5%	83,3%	91,7%	87,0%
	LR	91,8%	98,4%	83,3%	100,0%	90,9%	91,7%	91,7%	83,3%	100,0%	90,9%
	SVM	93,8%	97,2%	91,7%	95,8%	93,6%	93,8%	**93,8%**	91,7%	95,8%	93,6%
информисани невини наспрам кривих p (LR) = .001	KNN	83,6%	88,5%	91,7%	75,0%	84,6%	83,3%	83,3%	91,7%	75,0%	84,6%
	RF	85,9%	89,5%	91,7%	79,2%	86,3%	85,4%	**85,4%**	91,7%	79,2%	86,3%
	LR	85,5%	93,8%	91,7%	79,2%	86,3%	85,4%	**85,4%**	91,7%	79,2%	86,3%
	SVM	85,5%	91,3%	91,7%	79,2%	86,3%	85,4%	**85,4%**	91,7%	79,2%	86,3%
Оптимизовани сет обележја са придодатом мером центрирани ранг посете											
невини наспрам кривих p (LR) = .013	KNN	55,4%	59,7%	62,5%	41,7%	56,6%	52,1%	52,1%	62,5%	41,7%	56,6%
	RF	55,4%	58,9%	62,5%	50,0%	58,8%	56,3%	56,3%	62,5%	50,0%	58,8%
	LR	66,6%	73,4%	62,5%	70,8%	65,2%	66,7%	66,7%	62,5%	70,8%	65,2%
	SVM	71,9%	71,5%	70,8%	75,0%	72,3%	70,8%	**70,8%**	58,3%	83,3%	66,7%
невини наспрам информисаних Невиних p (LR) = .001	KNN	94,0%	93,9%	87,5%	100,0%	93,3%	93,8%	93,8%	87,5%	100,0%	93,3%
	RF	90,2%	95,0%	87,5%	91,7%	89,4%	89,6%	89,6%	87,5%	91,7%	89,4%
	LR	95,8%	99,0%	91,7%	100,0%	95,7%	95,8%	**95,8%**	91,7%	100,0%	95,7%
	SVM	95,8%	97,2%	91,7%	100,0%	95,7%	95,8%	95,8%	91,7%	100,0%	95,7%
информисани невини наспрам кривих p (LR) = .001	KNN	85,4%	85,4%	91,7%	79,2%	86,3%	85,4%	**85,4%**	91,7%	79,2%	86,3%
	RF	87,2%	89,0%	91,7%	79,2%	86,3%	85,4%	**85,4%**	91,7%	79,2%	86,3%
	LR	85,4%	92,9%	91,7%	79,2%	86,3%	85,4%	**85,4%**	91,7%	79,2%	86,3%
	SVM	85,7%	90,6%	91,7%	79,2%	86,3%	85,4%	**85,4%**	91,7%	79,2%	86,3%

Напомена. Оба блока приказују класификацију на нивоу испитаника на основу оптимизованог сета обележја за дато поређење, без мере центрирани ранг посете (први блок) и са придодатом мером центрирани ранг посете (други блок); N = 48 испитаника по поређењу (по 24 у групи). Ниво фолдова = показатељи изведени из 24 одлуке модела по испитанику; ниво испитаника = успешност након примене правила већинске одлуке на 24 одлуке модела (испитаник је сматран исправно класификованим ако је исправно класификован у више од 50% фолдова). p (LR) = p вредност пермутационог теста ознака на нивоу испитаника за LR модел (1000 пермутација). KNN = k најближих суседа; RF = случајна шума; LR = логистичка регресија; SVM = метода потпорних вектора.

9.2.5. Интервали поверења и тестови пермутације

Ради процене поузданости ових резултата, у Табели 9.4 приказани су бутстраповани 95% интервали поверења за све показатеље успешности оба блока Табеле 9.3, израчунати на основу 1000 бутстрап итерација, засебно за ниво фолдова и за ниво испитаника, за све алгоритме и задатке класификације. У класификацијама које укључују групу информисаних невиних интервали поверења за тачност на нивоу испитаника налазили су се у целости изнад нивоа случајног погађања код свих алгоритама и у оба блока (доње границе: 77.1%–86% без мере и 80.6%–89.6% са мером за поређење невини наспрам информисаних невиних, односно 72.9%–75% без мере и 74.1%–75% са мером за поређење информисани невини наспрам кривих). У поређењу невини наспрам кривих, без мере центрирани ранг посете интервали за тачност на нивоу испитаника обухватали су ниво случајног погађања код сва четири алгоритма (KNN: 41.7%–69.6%; RF: 29.2%–58.3%; LR: 49.6%–76.7%; SVM: 40%–68.8%). Са придодатом мером ниво случајног погађања и даље је био обухваћен интервалима код KNN (39%–65.7%) и RF модела (42%–70.1%), док су доње границе интервала код LR (52.4%–79.4%) и SVM модела (58.9%–83.2%) биле изнад 50%. Доња граница интервала код LR модела (52.43%) била је, при томе, близу нивоа случајног погађања, а доње границе интервала за осетљивост на нивоу испитаника биле су у оба блока, код сва четири алгоритма, испод 50%.

Пермутациони тестови ознака на нивоу испитаника (1000 итерација) спроведени су за LR модел у оба блока Табеле 9.3. Без мере центрирани ранг посете, стварна тачност LR модела износила је 91.7% за класификацију невини наспрам информисаних невиних, 85.4% за класификацију информисани невини наспрам кривих и 62.5% за класификацију невини наспрам кривих. Ниједна пермутација није достигла нити премашила стварну тачност у прва два поређења (оба p = .001), док су у поређењу невини наспрам кривих у 91 од 1000 пермутација добијени резултати једнаки или виши од стварне тачности (p = .092). Насупрот томе, са придодатом мером центрирани ранг посете, стварна тачност LR модела износила је 95.8%, 85.4% и 66.7%, редом; ниједна пермутација није достигла нити премашила стварну тачност у прва два поређења (оба p = .001), док је у поређењу невини наспрам кривих тачност једнака или виша од стварне добијена у 12 од 1000 пермутација (p = .013). Након Бонферонијеве корекције за три поређења (α = .017), класификација невиних и кривих испитаника била је статистички значајна само у блоку са придодатом мером центрирани ранг посете. Овај резултат указује на то да је, у примењеном поступку, LR модел са придодатом мером разликовао невине и криве испитанике изнад нивоа случајног погађања; он, међутим, не представља непосредан тест разлике између два блока, а постигнута тачност остала је нижа него у поређењима која укључују групу информисаних невиних.

Ради непосредног поређења два приступа, за исте испитанике и исте фолдове спроведени су егзактни McNemar-ов тест за тачност на нивоу испитаника и упарени пермутациони тест (10 000 пермутација) за AUC, уз Холмову корекцију за три поређења. Код LR модела придодавање мере центрирани ранг посете није довело до статистички значајне промене ни у

једном поређењу. У поређењу невини наспрам кривих тачност је износила 62.5% без мере и 66.7% са мером (McNemar p = .754), а AUC 64.2%, односно 73.4% (p = .248); након Холмове корекције p вредности износиле су 1.000, односно .365. Уочена разлика у тачности почива на малом броју испитаника чија се класификација разликовала између два приступа (четири испитаника исправно класификована само без мере и шест само са мером), па резултати не омогућавају закључак да ова мера поуздано побољшава класификацију.

Табела 9.4

95% интервали поверења за успешност класификације на основу оптимизованог сета обележја, без и са придодатом мером центрирани ранг посете, према поређењу и алгоритму, на нивоу фолдова и на нивоу испитаника

бинарно поређење	алгоритам	AUC [%]	тачност [%]	осетљивост [%]	специфичност [%]	F1 [%]
Оптимизовани сет обележја без мере центрирани ранг посете						
		ниво фолдова				
невини наспрам информисаних невиних	KNN	[84.44, 100.00]	[85.42, 100.00]	[77.27, 100.00]	[85.71, 100.00]	[85.00, 100.00]
	LR	[95.13, 100.00]	[83.33, 97.92]	[68.00, 96.55]	[100.00, 100.00]	[80.95, 98.25]
	RF	[85.07, 100.00]	[77.08, 95.83]	[66.67, 96.15]	[78.57, 100.00]	[74.42, 96.00]
	SVM	[92.71, 100.00]	[85.42, 100.00]	[79.31, 100.00]	[85.71, 100.00]	[85.00, 100.00]
информисани невини наспрам кривих	KNN	[77.07, 96.58]	[70.83, 93.75]	[78.26, 100.00]	[55.56, 91.30]	[72.22, 93.62]
	LR	[85.12, 99.13]	[75.00, 93.75]	[78.95, 100.00]	[62.96, 95.00]	[75.47, 95.08]
	RF	[77.86, 98.00]	[75.00, 93.75]	[80.00, 100.00]	[61.11, 95.00]	[75.00, 95.08]
	SVM	[81.64, 98.86]	[75.00, 93.75]	[79.17, 100.00]	[61.90, 95.24]	[75.00, 95.08]
невини наспрам кривих	KNN	[40.91, 72.57]	[41.67, 70.83]	[31.82, 73.68]	[40.00, 77.27]	[35.29, 71.19]
	LR	[49.46, 80.25]	[50.00, 77.08]	[34.78, 76.00]	[51.85, 88.89]	[40.00, 75.00]
	RF	[34.04, 65.91]	[33.33, 60.42]	[26.92, 66.67]	[25.00, 66.67]	[27.78, 62.07]
	SVM	[3.48, 19.30]	[8.33, 29.17]	[17.65, 57.14]	[0.00, 0.00]	[15.38, 45.16]
		ниво испитаника				
невини наспрам информисаних невиних	KNN	—	[85.42, 100.00]	[78.95, 100.00]	[85.19, 100.00]	[84.21, 100.00]
	LR	—	[83.33, 98.08]	[66.67, 96.15]	[100.00, 100.00]	[80.00, 98.04]
	RF	—	[77.08, 95.83]	[66.67, 96.15]	[79.17, 100.00]	[74.42, 95.83]
	SVM	—	[85.98, 100.00]	[80.00, 100.00]	[86.36, 100.00]	[85.11, 100.00]
информисани невини наспрам кривих	KNN	—	[72.87, 93.75]	[79.17, 100.00]	[56.52, 92.00]	[72.34, 94.29]
	LR	—	[74.43, 95.65]	[79.17, 100.00]	[61.90, 95.24]	[75.00, 95.65]
	RF	—	[75.00, 94.23]	[78.26, 100.00]	[61.11, 95.45]	[74.42, 94.74]
	SVM	—	[75.00, 95.45]	[80.00, 100.00]	[61.11, 95.24]	[75.00, 96.00]

бинарно поређење	алгоритам	AUC [%]	тачност [%]	осетљивост [%]	специфичност [%]	F1 [%]
невини наспрам кривих	KNN	—	[41.74, 69.58]	[33.33, 73.33]	[37.93, 78.26]	[35.90, 70.59]
	LR	—	[49.62, 76.75]	[35.71, 75.00]	[52.17, 88.00]	[41.18, 75.00]
	RF	—	[29.17, 58.26]	[21.05, 61.90]	[25.00, 66.67]	[22.73, 58.82]
	SVM	—	[40.00, 68.78]	[23.08, 60.00]	[47.83, 86.36]	[27.78, 66.67]
Оптимизовани сет обележја са придодатом мером центрирани ранг посете						
ниво фолдова						
невини наспрам информисаних невиних	KNN	[84.03, 100.00]	[85.42, 100.00]	[72.73, 100.00]	[100.00, 100.00]	[84.21, 100.00]
	LR	[96.47, 100.00]	[89.58, 100.00]	[80.00, 100.00]	[100.00, 100.00]	[88.89, 100.00]
	RF	[86.87, 100.00]	[81.25, 97.92]	[72.73, 100.00]	[80.00, 100.00]	[77.78, 97.87]
	SVM	[91.83, 100.00]	[89.58, 100.00]	[79.17, 100.00]	[100.00, 100.00]	[88.37, 100.00]
информисани невини наспрам кривих	KNN	[73.23, 95.24]	[75.00, 93.75]	[78.26, 100.00]	[61.90, 95.00]	[74.51, 95.08]
	LR	[84.39, 99.29]	[75.00, 95.83]	[78.26, 100.00]	[62.07, 95.24]	[74.42, 95.83]
	RF	[77.13, 97.91]	[75.00, 93.75]	[78.95, 100.00]	[60.87, 94.74]	[75.00, 95.08]
	SVM	[79.37, 99.12]	[75.00, 93.75]	[78.26, 100.00]	[62.50, 94.44]	[75.00, 94.74]
невини наспрам кривих	KNN	[43.28, 75.41]	[37.50, 66.67]	[42.31, 81.82]	[21.43, 63.16]	[40.82, 72.00]
	LR	[58.02, 86.60]	[54.17, 79.17]	[43.48, 81.82]	[52.63, 88.24]	[46.67, 80.00]
	RF	[40.47, 75.75]	[41.67, 70.83]	[40.91, 81.82]	[30.00, 70.59]	[40.00, 74.07]
	SVM	[54.32, 86.71]	[60.42, 85.42]	[52.17, 87.50]	[57.14, 90.91]	[55.56, 84.85]
ниво испитаника						
невини наспрам информисаних невиних	KNN	—	[85.71, 100.00]	[71.43, 100.00]	[100.00, 100.00]	[83.33, 100.00]
	LR	—	[89.58, 100.00]	[79.17, 100.00]	[100.00, 100.00]	[88.37, 100.00]
	RF	—	[80.59, 97.83]	[73.08, 100.00]	[77.78, 100.00]	[78.79, 97.67]
	SVM	—	[89.13, 100.00]	[78.26, 100.00]	[100.00, 100.00]	[87.80, 100.00]
информисани невини наспрам кривих	KNN	—	[74.07, 95.45]	[77.78, 100.00]	[61.54, 95.45]	[73.47, 95.65]
	LR	—	[74.61, 95.31]	[79.31, 100.00]	[61.90, 95.00]	[74.42, 95.65]
	RF	—	[74.96, 94.44]	[80.00, 100.00]	[61.11, 95.24]	[73.91, 94.74]
	SVM	—	[74.64, 93.88]	[79.17, 100.00]	[62.50, 93.33]	[73.91, 95.08]
невини наспрам кривих	KNN	—	[38.99, 65.71]	[42.11, 80.95]	[21.74, 61.11]	[39.13, 70.77]
	LR	—	[52.43, 79.44]	[43.48, 80.95]	[50.00, 88.24]	[47.37, 80.00]
	RF	—	[41.96, 70.11]	[43.33, 80.95]	[30.43, 70.83]	[40.91, 73.33]
	SVM	—	[58.93, 83.22]	[39.13, 78.26]	[67.86, 96.00]	[48.89, 81.82]

Напомена. Интервали су добијени перцентилним bootstrap поступком.

9.3. Дискусија

9.3.1. Осврт на главне налазе класификације испитаника на основу мера покрета очију

Циљ класификационих анализа приказаних у овом поглављу био је да се испита да ли се на основу обележја очних покрета испитаници из три групе могу разликовати на нивоу појединца, а не само на групном нивоу, као и да ли се разликовање кривих и невиних испитаника може унапредити укључивањем мере центрирани ранг посете, која се у претходном поглављу показала као фиксациона мера на којој су се криви испитаници разликовали од невиних. Класификационе анализе показале су да се на основу обележја очних покрета, у примењеној парадигми, информисани невини испитаници, код којих се препознавање критичних детаља испољило у погледу, могу успешно разликовати од невиних и од кривих испитаника на нивоу појединца. Невини и криви испитаници, међутим, нису се могли поуздано разликовати на основу дванаест стандардних мера очних покрета, ни уз селекцију обележја. Тај налаз је у складу са тумачењем да су криви испитаници, мотивисани да избегну детекцију, умањили испољавање препознавања на кумулативним мерама задржавања погледа, иако сам механизам вољне контроле није непосредно доказан. Придодавање мере центрирани ранг посете, повезане са раним оријентисањем, дало је класификацију невиних и кривих испитаника која је била скромна (66.7%), али статистички изнад нивоа случајног погађања, што указује на то да је део сигнала препознавања код кривих испитаника остао доступан у раном усмеравању погледа. Непосредно поређење, међутим, није потврдило да ова мера статистички значајно мења успешност класификације, па се њен допринос мора сматрати прелиминарним налазом који захтева потврду на већем и независном узорку. Отворено остаје питање да ли се, уз мере раног оријентисања и анализу временске динамике погледа, тест прикривене информације заснован на очним покретима може учинити довољно отпорним на мотивисано прикривање да омогући поуздане одлуке о појединцу.

9.3.2. Висока успешност разликовања појединаца са критичним знањем немотивисаних да прикрију препознавање

Висока успешност разликовања невиних и информисаних невиних испитаника потврђује да се препознавање критичних детаља, када испитаник нема мотив да га прикрије, испољава у очним покретима довољно доследно да омогући одлуку о појединцу. У претходном поглављу код информисаних невиних испитаника регистровано је дуже задржавање погледа на релевантном стимулусу, већи број и дуже трајање фиксација и брже усмеравање погледа ка релевантном него ка контролном стимулусу, што одговара обрасцу преференцијалног усмеравања погледа ка препознатом објекту (Lancry-Dayan et al., 2018; Nahari et al., 2019) и ширем корпусу налаза према којима памћење аутоматски обликује визуелно понашање (Hannula et al., 2010; Ryan et al., 2007). Класификациони резултати показују да ове групне разлике нису производ неколицине испитаника са изузетно израженим

ефектом. На нивоу испитаника специфичност је износила 96%–100%, што значи да невини испитаници готово никада нису погрешно сврставани у групу информисаних невиних, док осетљивост од 76% до 88% показује да је код дела информисаних невиних испитаника образац препознавања био недовољно изражен да би их модел издвојио. То је у складу са великим индивидуалним разликама унутар групе информисаних невиних, уоченим у претходном поглављу, према којима се препознавање критичне информације различито испољава у очним покретима код различитих појединаца.

Разлика између успешности на нивоу покушаја (тачност = 72.4%–76.9%) и успешности одређивања припадности испитаника групи (88%–92%) има важно методолошко значење. Појединачни диференцијални покушај носи релативно слаб и шумом оптерећен сигнал, док правило већинске одлуке, примењено на шеснаест покушаја истог испитаника, обједињује доказе и смањује утицај случајне варијабилности између покушаја. Дијагностичка вредност очних покрета у овој парадигми, према томе, не почива на појединачном излагању, већ на доследности обрасца гледања кроз већи број излагања, због чега број покушаја по испитанику представља један од чинилаца од којих зависи могућност поуздане одлуке о појединцу.

Разликовање информисаних невиних и кривих испитаника такође је било успешно, али са карактеристичном асиметријом. При коришћењу свих дванаест мера осетљивост, односно исправна идентификација кривих испитаника, износила је 92% код сва четири алгоритма, док је исправна идентификација информисаних невиних испитаника била нижа и варијабилнија (68%–84%). Грешке су, другим речима, углавном настајале тако што су информисани невини испитаници сврставани у групу кривих. Будући да се криви испитаници на стандардним мерама нису разликовали од невиних, модел који раздваја информисане невине од кривих у суштини разликује испитанике код којих су регистровани окуломоторни обрасци повезани са препознавањем од испитаника код којих такви обрасци нису регистровани. Информисани невини испитаници са слабије израженим обрасцем препознавања за модел су стога били слични кривим испитаницима. Класификатор заснован на овим мерама, према томе, није осетљив непосредно на то да ли појединци поседују критично знање, већ на окуломоторне обрасце који могу бити повезани са препознавањем, што је у складу са тумачењем изнетим у претходном поглављу.

Успешно издвајање информисаних невиних испитаника истовремено подсећа на познато ограничење теста прикривене информације: тест открива препознавање, а не кривицу, па особе које поседују критично знање без учешћа у делу могу дати образац реаговања сличан ономе који се очекује код починиоца (Bradley & Warfield, 1984; Gamer, Godert et al., 2008; Van der Cruyssen et al., 2024). У овом истраживању управо су испитаници који нису имали мотив да прикривају знање најпоузданије препознати као његови носиоци. У примени би, стога, обавештени, а невини појединци били изложени највећем ризику од лажно позитивне одлуке, уколико би се резултат теста тумачио као показатељ кривице, а не као показатељ препознавања.

9.3.3. Класификација невиних и кривих испитаника на основу стандардних мера очних покрета

Средишњи налаз овог поглавља јесте да ниједан од четири алгоритма, ни са свих дванаест мера ни са оптимизованим сетом обележја, није поуздано разликовао невине од кривих испитаника. Тачност на нивоу покушаја кретала се од 48.8% до 52.9%, а вредности AUC од 46% до 52.6%, што је практично на нивоу случајног погађања, који је због једнаке величине група износио 50%. Највиша тачност на нивоу испитаника (66%, LR са свих дванаест мера) није била праћена одговарајућим сигналом на нивоу покушаја, а пермутациони тест није остао статистички значајан након корекције за три поређења. При коришћењу оптимизованог сета обележја интервали поверења за тачност у овом поређењу обухватали су ниво случајног погађања код свих алгоритама.

Изостанак разлике тешко се може објаснити неосетљивошћу примењених мера. Исте мере и исти класификациони поступак успешно су издвојили информисане невине испитанике, а у претходном поглављу показано је да је ефекат препознавања у тој групи био најизраженији управо на кумулативним мерама задржавања и трајања погледа. Једна од кључних разлика између информисаних невиних и кривих испитаника, релевантна за тумачење ових налаза, јесте у томе што су криви испитаници били инструисани да избегну детекцију и да ни на који начин не испоље да поседују знање о критичним детаљима крађе. Групе су се, међутим, разликовале и по начину стицања критичног знања, па изостанак разлике није могуће приписати искључиво мотивацији за прикривање. Налази претходног поглавља указују на то да је препознавање код кривих испитаника ипак постојало: на мери центрирани ранг посете криви испитаници разликовали су се од невиних са умереном до великом величином ефекта ($g = 0.83$), а образац ређе последње посете релевантном стимулусу био је сличан оном код информисаних невиних. На кумулативним мерама задржавања, насупрот томе, криви испитаници нису се разликовали од невиних. Ова дисоцијација у складу је са разликовањем невољне оријентационе реакције и вољне инхибиције у тесту прикривене информације (klein Selle et al., 2016, 2017, 2023): ране карактеристике усмеравања погледа мање су подложне накнадној вољној регулацији, док кумулативне мере обухватају временски интервал довољно дуг да компензационо гледање поништи почетну разлику.

Ово тумачење, међутим, треба посматрати као најплаузибилније објашњење, а не као доказан механизам. Дизајн истраживања није садржао непосредну меру вољне контроле погледа нити проверу стратегија које су криви испитаници стварно примењивали, а анализе усмерене на непосредне показатеље стратегије прикривања у претходном поглављу нису дале конвергентну подршку. Додатну тешкоћу представља налаз да су релевантне фотографије биле визуелно мање упадљиве од контролних, због чега је нулта тачка диференцијалног скора била померена. Вредности кривих испитаника блиске нули стога могу одражавати истовремено деловање ефекта препознавања, систематског заостајања релевантних стимулуса и евентуалног прикривања, при чему се допринос сваког од ових чинилаца не

може поуздано раздвојити. Поуздано се може закључити да стандардне мере, у примењеној парадигми слободног гледања, нису омогућиле разликовање кривих од невиних испитаника, док прикривање препознавања вољном контролом погледа представља теоријски утемељено, али не и непосредно доказано објашњење тог налаза.

9.3.4. Улога селекције обележја

Селекција обележја методом RFECV није побољшала класификацију ни у једном поређењу. У две класификације које укључују информисане невине испитанике показатељи успешности остали су готово непромењени, уз разлике у тачности на нивоу покушаја и AUC од највише 1.9 процентних поена. То указује на то да је дискриминативни сигнал у овим поређењима био садржан у неколико мера задржавања и трајања погледа, које су биране у готово сваком фолду. Будући да су ове мере међусобно снажно повезане и да представљају различите операционализације сродног аспекта временске расподеле погледа, задржавање или уклањање преосталих мера мало мења количину информације доступне моделу. Изостанак побољшања стога не значи да је селекција обележја била безначајна: она је показала да се исти ниво успешности може постићи мањим и лакше интерпретабилним скупом обележја и да је дискриминативни сигнал у овим класификацијама стабилан.

У класификацији невиних и кривих испитаника селекција обележја довела је до нестабилности при одређивању припадности испитаника групи. Код KNN и RF модела тачност на нивоу испитаника опала је са 58% на 52%, односно са 52% на 48%, а модели засновани на оптимизованом сету испољили су изражену склоност да испитанике сврставају у групу невиних (KNN: специфичност = 100%, осетљивост = 4%). Такав исход очекиван је када обележја не носе поуздану информацију о групној припадности: модел који не налази разлику између група тежи доследном сврставању у једну класу, што се огледа у високој специфичности уз изузетно ниску осетљивост. Пошто су процене успешности добијене унакрсном валидацијом на малим узорцима непрецизне (Varoquaux, 2018), профиле изабраних обележја оправдано је тумачити тек уз потврду да је класификација изнад нивоа случајног погађања.

9.3.5. Допринос мере центрирани ранг посете

Увођење мере центрирани ранг посете у класификацију произашло је из налаза претходног поглавља да је то једина фиксациона мера на којој су се криви испитаници разликовали од невиних. Ова мера бележи редослед којим поглед стиже до четири истовремено приказана стимулуса и, заједно са временом почетка прве фиксације, повезана је са оријентационом реакцијом, односно са тим где појединац најпре усмерава пажњу. Очекивало се да ће мера која захвата рани део окуломоторног одговора, мање подложан накнадној вољној регулацији, задржати део сигнала препознавања који је код кривих испитаника изостао на кумулативним мерама задржавања. Резултати приказани у Табелама 9.3 и 9.4 пружају делимичну подршку тој претпоставци, али захтевају јасно раздвајање два различита статистичка питања.

Прво питање гласи: да ли модел са придодатом мером класификује невине и криве испитанике успешније него што би се очекивало када обележја не би носила никакву информацију о групној припадности? Будући да су обе групе бројале по 24 испитаника, ниво случајног погађања износио је 50%. Тачност од 66.7% значи да је LR модел исправно класификовао 32 од 48 испитаника, односно 15 од 24 крива испитаника (осетљивост = 62.5%) и 17 од 24 невина испитаника (специфичност = 70.8%). Пермутациони тест ознака на нивоу испитаника, у којем је иста класификациона процедура понављана са насумично прерасподељеним ознакама група, показао је да је оваква тачност ретко постизана под нултом хипотезом (12 од 1000 пермутација, $p = .013$), и p вредност остала је испод прага Бонферонијеве корекције за три поређења. Овај резултат оправдава закључак да модел који укључује меру центрирани ранг посете садржи информацију о групној припадности.

Величину овог сигнала, међутим, треба реално проценити. Тачност од 66.7% значи да је трећина испитаника погрешно класификована, а интервал поверења за тачност на нивоу испитаника (52.4%–79.4%) указује на то да је стварна успешност модела могла бити и тек незнатно изнад нивоа случајног погађања. Доња граница интервала за осетљивост била је испод 50%, што значи да ни идентификација кривих испитаника није процењена прецизно. Ова успешност знатно је нижа од успешности у поређењима која укључују информисане невине испитанике (85.4%–95.8%).

Друго питање гласи: да ли је придодавање мере центрирани ранг посете променило успешност класификације у односу на исти модел без те мере? На ово питање пермутациони тест ознака не одговара, јер модел пореди са нултим моделом, а не са моделом без мере. Модел без мере центрирани ранг посете није, при томе, био на самом нивоу случајног погађања: са истим оптимизованим сетом од три стандардне мере постигао је тачност од 62.5%, која није била статистички значајна ($p = .092$). Непосредно поређење два модела на истим испитаницима и у истим фолдовима, спроведено егзактним McNemar-овим тестом за тачност и упареним пермутационим тестом за AUC, није показало статистички значајну разлику. Нето разлика од два исправно класификована испитаника потекла је из боље идентификације кривих испитаника (13 наспрам 15, од 24), док је број исправно класификованих невиних испитаника остао исти (17 од 24).

Ова два налаза нису међусобно противречна, већ одговарају на различита питања и морају се тумачити заједно. Пермутациони тест показује да модел са мером центрирани ранг посете има успешност изнад нивоа случајног погађања, док McNemar-ов и упарени пермутациони тест показују да разлика између модела са мером и без ње није била довољно велика да би се, при овој величини узорка, разликовала од случајних колебања. Чињеница да је један модел прешао праг статистичке значајности, а други није, сама по себи не представља доказ да се ови модели разликују, јер разлика између значајног и незначајног резултата није нужно и сама статистички значајна. Истовремено, одсуство значајне разлике у непосредном поређењу не доказује да два модела имају једнаку успешност. McNemar-ов тест заснива се искључиво на испитаницима чија се класификација разликује између два приступа, а са десет таквих испитаника његова снага за откривање разлике

од неколико процентних поена веома је мала. Резултат зато значи да у спроведеним анализама није добијен довољан доказ за промену успешности, а не да је промена искључена.

У целини, налази са мером центрирани ранг посете могу се оценити као обећавајући, али прелиминарни. Они су теоријски кохерентни, јер се сигнал који раздваја криве од невиних испитаника појављује након укључивања мере повезане са раним оријентисањем, на коју вољна регулација погледа, према претпоставци, у мањој мери делује, а смер промене, боља идентификација кривих испитаника, одговара том очекивању. Ипак, доступни подаци не омогућавају закључак да ова мера поуздано побољшава класификацију. Опрез је додатно оправдан тиме што је ефекат зависио од алгоритма (тачност је била виша код LR, SVM и RF модела, а нижа код KNN модела) и што је мера уведена у класификацију на основу групне разлике утврђене на истим испитаницима, што може довести до оптимистичне процене њеног доприноса. У друга два поређења придодавање мере није значајно променило успешност, што је очекивано, будући да је у њима дискриминативни сигнал на кумулативним мерама задржавања већ био снажан, а успешност класификације висока.

9.3.6. Теоријске и практичне импликације

Резултати овог поглавља сагласни су са разликовањем оријентационе реакције и инхибиције као два процеса који у тесту прикривене информације доприносе различитим мерама (klein Selle et al., 2016, 2017, 2023), и отварају могућност његовог прецизирања. У одсуству мотива за прикривање препознавање се испољава на целом низу мера, од раног усмеравања погледа до кумулативног задржавања, и омогућава успешну класификацију појединаца. Код кривих испитаника, који су имали мотив да избегну детекцију, дијагностички сигнал на кумулативним мерама задржавања, који код информисаних невиних испитаника носи највећи део дискриминативне информације, изостаје, а слаб сигнал задржава се на мери која захвата редослед усмеравања погледа. Дијагностичка вредност мера очних покрета, према томе, вероватно не зависи само од тога колико снажно одражавају препознавање, већ и од тога колико су подложне вољној регулацији. Мере које су најосетљивије на препознавање у ситуацијама у којима испитаник нема мотив да га прикрије могу бити управо оне које су најрањивије у ситуацијама мотивисаног прикривања.

Друга теоријска импликација тиче се природе онога што класификатор заснован на очним покретима разликује. Обрасци грешака у класификацији информисаних невиних и кривих испитаника показују да је модел осетљив на окуломоторне обрасце који могу бити повезани са препознавањем, а не на само поседовање знања. То је у складу са схватањем да тест прикривене информације мери препознавање, а не обману (Ben-Shakhar, 2012; Verschuere & Ben-Shakhar, 2011), али додатно показује да у условима слободног гледања и само препознавање може остати неоткривено на стандардним мерама ако испитаник има мотив да га прикрије.

Са практичне тачке гледишта, резултати упозоравају да тест прикривене информације заснован на слободном гледању паралелно

приказаних стимулуса и на стандардним кумулативним мерама очних покрета није отпоран на мотивисано прикривање. Слично налазима о контрамерама код аутономних и P300 мера (Ben-Shakhar, 2011; Peth et al., 2016; Rosenfeld et al., 2004), отпорност теста на прикривање не може се подразумевати, већ мора бити непосредно проверена. За разлику од парадигми препознавања лица, у којима су очни покрети открили прикривено препознавање упркос контрамерама (Millen & Hancock, 2019), у овој парадигми стандардне мере то нису омогућиле. Укључивање мере раног оријентисања дало је класификацију изнад нивоа случајног погађања, али уз тачност од 66.7% и широк интервал поверења, што не пружа основу за одлуке о појединцу у форензичком контексту. Налаз стога пре указује на правац даљег развоја теста, ослањање на мере раног оријентисања и анализу временске динамике погледа, него на спремност ове парадигме за примену (Lancry-Dayan et al., 2023).

9.3.7. Ограничења и правци будућих истраживања

Налазе овог поглавља треба тумачити уз неколико ограничења. Прво, узорак је био мали, што се непосредно одражава на прецизност процена успешности класификације: интервали поверења на нивоу испитаника били су широки, а мале разлике између модела, попут разлике између класификације са мером центрирани ранг посете и без ње, тешко се могу поуздано открити (Varoquaux, 2018). Друго, анализе са мером центрирани ранг посете нису спроведене на истом скупу података као главне класификационе анализе. Анализе приказане у Табелама 9.1 и 9.2 обухватиле су по 25 испитаника у групи и по шеснаест диференцијалних покушаја по испитанику, док су анализе приказане у Табелама 9.3 и 9.4 спроведене на по 24 испитаника у групи, са једним агрегираним редом података по испитанику. Резултати ове две анализе стога се не могу непосредно поредити, а непосредно поређење класификације са мером и без ње ограничено је на два блока Табеле 9.3.

Треће, и мера центрирани ранг посете и сетови обележја у овој анализи одређени су на основу резултата добијених на истим испитаницима. Мера је уведена након што је у групним анализама утврђено да разликује криве од невиних испитаника, а сетови обележја били су фиксни за дато поређење, уместо да се бирају изнова унутар сваког фолда. Иако је унакрсна валидација спречила да подаци о тест испитаницима уђу у обуку модела, сам избор обележја није био независан од података, па процена успешности може бити оптимистична. Потврда налаза зато захтева независан узорак, у складу са препорукама за проверу предиктивних модела (Poldrack et al., 2020). Четврто, успешност класификације разликовала се између алгоритама, а закључци о мери центрирани ранг посете заснивају се на логистичкој регресији као примарном моделу, док резултате осталих алгоритама треба тумачити описно. Пето, ограничења експерименталне парадигме наведена у претходном поглављу важе и за класификационе анализе: ограничена еколошка валидност симулираног злочина (Carmel et al., 2003), хомоген студентски узорак, одсуство провере стратегија које су криви испитаници

примењивали и неуједначена визуелна упадљивост релевантних и контролних стимулуса.

Из добијених налаза и ових ограничења произлази неколико конкретних праваца даљих истраживања. Најпре, допринос мере центрирани ранг посете потребно је проверити на независном узорку, уз унапред одређен класификациони модел, унапред формулисану хипотезу о разлици између модела са мером и без ње и величину узорка довољну за непосредан тест те разлике. Затим, будуће анализе требало би да обухвате више мера раног оријентисања и њихову временску динамику, будући да се, према налазима претходног поглавља, сигнал препознавања код кривих испитаника делимично задржао управо у раном усмеравању погледа. Стимулусе је потребно уједначити по визуелној упадљивости, како би се отклонила систематска пристрасност диференцијалног скора која отежава тумачење вредности блиских нули. Непосредна манипулација инструкцијом о прикривању и прикупљање података о стратегијама које испитаници примењују омогућили би проверу да ли је слабљење сигнала на кумулативним мерама заиста последица вољне регулације погледа. Најзад, класификациони модели засновани на обележјима одабраним унапред, на основу независних критеријума отпорности на манипулацију, могли би показати да ли се дискриминативни сигнал може очувати и у условима мотивисаног прикривања.

10. ОПШТА ДИСКУСИЈА

10.1. Од поседовања знања до његове детекције: интеграција налаза четири теста

Тест прикривене информације почива на претпоставци да ће препознавање критичне информације, када постоји, добити мерљив израз у физиолошком, електрофизиолошком или окуломоторном одговору. Ово истраживање, у коме су четири мерна канала примењена на истим испитаницима, у оквиру исте симулиране крађе и са стимулусима изведеним из истих критичних објеката, омогућава да се та претпоставка испита на начин на који појединачне студије то не могу. При томе, четири теста нису имала исти статус. Тест заснован на P300 представљао је концептуалну репликацију протокола са сложеним излагањем (Rosenfeld et al., 2008), чија је ваљаност вишеструко проверавана, али са намерно измењеним условима: релевантна информација потицала је из симулиране крађе, а не из аутобиографског садржаја, вероватноћа циљног стимулуса била је симетрична, а мерни поступак је прилагођен. Тест заснован на N400 био је прилагођена верзија процедуре из једне студије која до сада није независно реплицирана (Boaz et al., 1991), уз замену речи сликама и уз модификован вербални задатак. Тест заснован на CNV настао је модификацијом парадигме одложеног одговарања са повратном информацијом како би могла да се примени као тест прикривене информације (Fang et al., 2003). Тест заснован на очним покретима осмишљен је и конструисан за потребе овог истраживања. За три од четири теста ово истраживање представљало је прву емпиријску проверу њихове дијагностичке ваљаности. Стога се разлике у резултатима не могу приписати искључиво примењеним мерним каналима, већ их треба тумачити у контексту интеракције конкретне мере и експерименталног теста осмишљеног тако да се на основу присуства или одсуства очекиваног мерног ефекта може закључити да ли појединац препознаје одређену критичну информацију.

Када се резултати четири теста и класификације испитаника посматрају заједно, они ипак не говоре првенствено о томе који је мерни канал „бољи“, већ о условима под којима препознавање уопште постаје видљиво. Резултати упућују на то да детектабилност прикривеног знања није својство саме мере, већ својство спреге између препознавања, парадигме у коју је мера уграђена, функције коју препознати стимулус има у задатку, подложности одговора вољној контроли и аналитичких одлука којима се одговор претвара у закључак. Сви испитаници који су познавали критичне детаље могли су их на крају тестирања описати, па је знање у меморији несумњиво постојало. Оно је, међутим, поуздано добило израз само у једном од четири теста, и то само код испитаника који га нису прикривали. Будући да је већина парадигми проверавана први пут, нулти налази не дозвољавају да се једнозначно раздвоји да ли мера у ситуацији блиској форензичкој примени не носи довољно информације о прикривеном знању или парадигма није успоставила услове у којима би та информација могла да се испољи. У тесту заснованом на N400 друга могућност делује вероватније, јер ни укупни талас у прозору N400 није добио очекивани негативни облик, иако

то само по себи не доказује одсуство N400 негативности; у тестовима заснованим на P300 и CNV обе могућности остају отворене. Образац резултата стога треба читати као доказ о условима испољавања препознавања у конкретним парадигмама, а не као коначну оцену самих мера.

Из ове перспективе треба разумети и однос резултата према постављеним хипотезама. Хипотезе су предвиђале да ће поседовање критичног знања, код информисаних невиних и кривих, произвести диференцијалне ефекте у свим мерним каналима, а да ће се њихова комбинација показати као информативнија од појединачних мера. Изостанак ERP ефеката, делимична потврда у очним покретима и немогућност да се комбиновани класификатор смислено конструише не представљају три независна неуспеха, већ заједнички налаз. Хипотезе су почивале на две имплицитне претпоставке: да је поседовање критичног знања довољно да се оно испољи у мерљивом одговору и да ће измењени или новоконструисани тестови обезбедити услове за поуздано регистровање тог одговора. Резултати доводе у питање обе претпоставке, а постојећи нацрт не омогућава да се њихов допринос у потпуности раздвоји. Утолико је значајнији налаз да је новоконструисани окуломоторни тест, при првој провери, поуздано открио препознавање код испитаника без мотива за прикривање, и истовремено показао где је граница његове ваљаности. Одељци који следе разматрају који су услови потребни да би препознавање добило мерљив израз, како мотивација за прикривање делује на различите мере, шта класификација открива о преласку са групе на појединца, зашто се дијагностичка вредност мора посматрати као својство целог мерног система и шта све то значи за поуздану детекцију прикривеног знања у судској и форензичкој пракси.

10.2. Препознавање није довољан услов: када се прикривено знање испољава у физиолошком одговору?

10.2.1. Значајност и функција стимулуса у задатку

Најопштији образац који произлази из поређења четири теста сагласан је са могућношћу да мерни канали нису реаговали на препознавање као такво, већ на оно што препознавање у датом задатку значи за испитаника. У тесту прикривене информације заснованом на P300, мерни поступак поуздано је регистровао P300 на стимулусе који су били значајни из разлога који немају везе са препознавањем (на циљни стимулус секундарног задатка), и код невиних испитаника, на перцептивно издвојену ирелевантну коверту. Насупрот томе, препознати релевантни стимулус није изазвао диференцијални ефекат. У тесту заснованом на CNV, негативност се разликовала између типова стимулуса који су се истовремено разликовали по захтевима одговора и распореду намештене повратне информације, а не према односу стимулуса према крађи. У тесту заснованом на N400 задатак гласног изговарања, уведен да обезбеди обраду оба елемента пара, није захтевао процену њиховог односа.

Важно је уочити да је улога стимулуса у задатку у сва четири теста била последица одлука донетих при прилагођавању или конструисању парадигме.

Симетрична вероватноћа циљног стимулуса у P300 тесту уклонила је извор додатне значајности релевантног стимулуса који је у изворном протоколу постојао и који су сами аутори означили као конфундирајући чинилац (Rosenfeld et al., 2013). Вербални задатак и коришћење слика уместо речи у N400 тесту уведени су да би се спречило избегавање стимулуса, али је тиме истовремено замењен задатак верификације. У CNV тесту, контролни стимулуси и промена унапред подешене повратне информације су уведени у циљу адекватније методолошке контроле. Свака од ових одлука имала је методолошко оправдање, али је свака мењала улогу коју препознати стимулус има у задатку. Образац је сагласан са налазима да P300 у тесту прикривене информације прати релевантност стимулуса за задатак у већој мери него саму запамћеност (Gamer & Berti, 2010), да изостаје када релевантни стимулус изгуби посебан значај за испитаника (Kubo & Nittono, 2009) и да зависи од истакнутости стимулуса више него од мотивације за прикривање (klein Selle et al., 2021), као и са налазима да окуломоторни израз познатости битно зависи од захтева задатка (Nahari et al., 2019). Синтеза ових резултата указује на то да функција стимулуса у задатку може бити заједнички чинилац који би могао објаснити и успех и неуспех у различитим парадигмама, и да је управо то својство које се најлакше изгуби при прилагођавању постојећих или конструисању нових тестова. Ово тумачење је потенцијално објашњење, а не налаз, јер релевантност за задатак није систематски варирана, а тестови се разликују и по низу других својстава; њена провера захтева нацрт у коме би се функција препознатог стимулуса мењала независно од мерног канала.

10.2.2. Начин стицања знања

Други услов тиче се природе меморијског трага. Знање у овом истраживању стечено је у једној епизоди, инцидентално код кривих и кроз читање и описивање код информисаних невиних, без вишеструког учења и без стварних последица откривања. Такво знање било је довољно за експлицитно присећање, али могуће је да није било довољно да произведе електрофизиолошке ефекте какви се добијају са аутобиографским садржајем или са интензивно увежбаним тврдњама. И овде се уочава разлика у односу на изворне процедуре. У студијама у којима је N400 ефекат добијен при верификацији произвољно научених тврдњи, критичне информације биле су предмет поновљеног учења и провере. У студији Фишлера и сарадника испитаници су увежбавани до постизања високе тачности (Fischler et al., 1985), док у прилагођеној процедури конкретни парови реченица и слика нису били предмет учења. У P300 тесту, у коме је аутобиографски садржај изворног протокола замењен информацијом из симулиране крађе, резултати су сагласни са налазима да побуђеност при кодирању појачава P300 на релевантни стимулус (Osugi & Ohira, 2018) и да реалистичније симулације дају слабије кодирање и слабију детекцију (Carmel et al., 2003). Тиме се метааналитички налаз да је врста парадигме главни модератор P300 ефекта (Meijer et al., 2014) може разумети и као налаз о врсти знања: разлика између аутобиографске парадигме и симулираног злочина не мора бити разлика у

степену препознавања, већ у томе колико дубоко и колико емоционално обојено је знање кодирано.

Ова два услова, функција стимулуса и квалитет кодирања, нису међусобно искључива и подаци их не раздвајају. Заједно, међутим, они имају важну последицу за тумачење: експлицитна доступност информације у меморији, која се у лабораторијским студијама користи као провера да је знање „успешно стечено“, није исто што и њена доступност процесима које мери тест прикривене информације.

10.2.3. Стимулуси, понављање и редослед као чиниоци испољавања

Трећи скуп услова не тиче се испитаника, већ нацрта. Логика теста претпоставља да су алтернативе са којима се релевантни стимулус пореди за особу без знања међусобно еквивалентне (Ben-Shakhar, 2012; Lykken, 1959). Подаци говоре у прилог томе да та претпоставка није била испуњена, а последице су биле супротних смерова: у једном тесту је перцептивна неуједначеност могла да произведе привидну разлику, а у другом тесту да потцени стварну. Провера у пилот истраживању показала је да испитаници не могу погодити релевантни стимулус, али информациона еквивалентност није подразумевала перцептивну. Општи закључак је да еквивалентност алтернатива није својство које се обезбеђује начином њиховог избора, већ емпиријско питање које мора бити проверено на истом нивоу на коме се мери одговор.

Нацрт у коме се сва четири теста примењују на истим испитаницима и са истим критичним објектима има и једно ограничење које се односи на непосредно поређење мерних канала. Тест заснован на очним покретима увек је био први, а ERP тестови, чији је редослед био контрабалансиран, следили су након што су релевантни стимулуси, а делом и ирелевантни, већ били виђени. Понављање може смањити диференцијалну значајност релевантног стимулуса, учинити све стимулусе подједнако познатим и кривим испитаницима омогућити да развију стратегију прикривања пре ERP тестова, а дуга сесија може смањити пажњу. Контрабалансирање расподељује ове утицаје на три ERP теста, али не може да их одвоји од разлике између окуломоторног и електрофизиолошких тестова. Због тога се дивергенција мерних канала, која је један од најупадљивијих налаза истраживања, не може у потпуности приписати својствима самих мера: она је, бар делимично, конфундирана положајем теста у сесији.

10.2.4. Тумачење изостанка ефекта и границе закључивања

Из претходних услова следи и одговор на питање како тумачити нулте налазе ERP тестова, при чему значење изостанка ефекта није исто за сва три теста. Мерни поступак у тестовима заснованим на P300 и CNV регистровао је очекиване одговоре који нису зависили од прикривеног знања (P300 на циљни стимулус секундарног задатка и CNV током интервала ишчекивања у све три групе), што показује да је мерење функционисало, али не доказује да је поступак био осетљив на мале разлике у препознавању. У тесту заснованом на N400 очекивани ефекат није добијен. Снага нацрта, формално процењена за тест заснован на P300 и упоредива у друга два теста због сличне величине

група, била је довољна за откривање ефеката величине каква се пријављује у литератури. Подаци стога пре говоре против постојања ефеката такве величине у примењеним условима, али не и против постојања мањих ефеката (Dienes, 2014).

За тест заснован на P300, као концептуалну репликацију већ провераваног протокола, нулти налаз пре свега показује да се дијагностичка вредност протокола не преноси аутоматски на услове у којима знање није аутобиографско, кодирање није интензивно, вероватноћа циљног стимулуса не фаворизује релевантни стимулус, а алтернативе нису савршено уједначене. Будући да је истовремено промењено више карактеристика изворног протокола, није могуће утврдити којој од њих треба приписати изостанак ефекта. За тестове засноване на N400 и CNV, напротив, није реч о преношењу утврђене ваљаности на нове услове, већ о првој провери нових парадигми. Њихови нулти налази зато не оповргавају ни теоријску основу ових компоненти ни могућност да оне, у другачије конструисаним задацима, носе информацију о прикривеном знању; они показују да примењене парадигме ту информацију нису учиниле мерљивом. Ова разлика има садржајно, а не само формално значење: ако је ефекат препознавања у ситуацијама блиским форензичкој примени мали, онда питање није само да ли P300, N400 или CNV носе информацију о прикривеном знању, већ да ли се може конструисати парадигма у којој та информација надјачава варијабилност између стимулуса, између покушаја и између испитаника довољно да омогући одлуку о појединцу.

10.3. Мотивација за прикривање и подложност окуломоторних мера вољној контроли

10.3.1. Раздвајање поседовања знања и његовог прикривања

Увођење информисаних невиних испитаника, поред невиних и кривих, било је замишљено као начин да се одвоји ефекат самог поседовања знања од ефекта мотивације да се оно прикрије. У новоосмишљеном тесту прикривене информације заснованом на очним покретима та логика дала је најинформативнији резултат истраживања: две групе које поседују критично знање о истим детаљима, стечено на различит начин, дале су битно различите исходе, а група која знање прикрива постала је на стандардним мерама неразлучива од групе која знање нема. Препознавање код кривих испитаника, међутим, није у потпуности изостало. Траг препознавања код кривих испитаника задржао се у раним мерама оријентационог одговора, док је изостао на кумулативним мерама задржавања погледа током целог излагања. Будући да је реч о првој провери новог теста, овај резултат истовремено представља и налаз о његовој ваљаности: тест је показао да може да открије препознавање код појединаца који нису мотивисани да прикрију поседовање критичног знања, али не и да је тест отпоран на прикривање вољном контролом погледа. Уколико је до вољне контроле дошло, она је могла деловати тек пошто поглед доспе до стимулуса и омогући његово препознавање, а излагање од неколико секунди оставља довољно времена да се почетна разлика компензује. Уколико се ово тумачење потврди, фракционисани модел ефекта у тесту прикривене информације (Klein Selle &

Ben-Shakhar, 2023; Klein Selle et al., 2016, 2017), према коме ефекат настаје деловањем невољног оријентисања и вољне инхибиције, могао би се проширити на временску структуру одговора унутар истог мерног канала. Док су ранија истраживања указала на функционално раздвајање мера: пречник зенице одражава оријентисање независно од мотивације, док фиксације и трептаји могу одражавати намеру прикривања (Klein Selle et al., 2023), налази овог истраживања отварају могућност да се слично раздвајање јавља и између ранијих и каснијих фаза окуломоторног одговора исте врсте мере. Овај налаз у складу је са тезом о аутоматским, невољним ефектима памћења на очне покрете (Ryan et al., 2007), при чему се аутоматски ефекат испољио у раној фази одговора, али не и на кумулативним мерама.

Тумачење овог налаза ипак је ограничено са неколико аспеката. Анализе непосредних показатеља стратегија прикривања нису пружиле конвергентну подршку претпоставци о вољној регулацији погледа, а истраживачки нацрт није обухватио групу кривих испитаника без задатка прикривања. Поред тога, криви и информисани невини испитаници разликовали су се и по начину стицања критичног знања, стога вољна регулација погледа представља најплаузибилније, али не и једино могуће објашњење, чији допринос у овом нацрту није могуће независно експериментално проверити.

10.3.2. Однос између осетљивости и рањивости мере

Раздвајање раних и кумулативних мера указује на принцип важан за конструкцију будућих тестова. Мере задржавања погледа, које у одсуству мотивације за прикривање могу бити најосетљивије на препознавање, истовремено могу бити и најподложније утицају вољног прикривања. Осетљивост мере на препознавање и њена отпорност на прикривање, дакле, не морају бити усклађене. За развој нових тестова то значи да њихова дијагностичка ваљаност утврђена на појединцима који не прикривају знање не може бити доказ њихове употребљивости, јер управо мере које ту ваљаност обезбеђују могу бити оне које прикривање најлакше неутралише.

Поређење са периферним аутономним мерама указује на то да је реч о општијем, а не окуломоторно специфичном принципу. Бен-Шакар и сарадници (Ben-Shakhar et al., 1999) утврдили су да информисани невини дају мање електродермалне одговоре на релевантне стимулусе од кривих, а електродермални одговор, као мера оријентисања, јавља се и без мотивације за прикривање (klein Selle et al., 2016). На мерама задржавања погледа, које подлежу вољној контроли, однос две групе у овом истраживању био је обрнут. Према томе, смер разлике између информисаних невиних и кривих могао би зависити од тога колико је мера подложна вољној контроли, иако се, у поређењу између студија и група које су се разликовале и по начину стицања знања, тај утицај не може поуздано издвојити. То је аргумент да мере у тесту прикривене информације нису међусобно потпуно заменљиве: исто знање, у истој ситуацији, може произвести супротне закључке о томе ко је најсличнији учиниоцу, у зависности од тога која је мера изабрана.

Електрофизиолошке мере, које се по правилу сматрају мање подложним вољној контроли од окуломоторних, у овом истраживању нису показале ефекат ни код испитаника без мотива за прикривање. Отпорност мере на вољну контролу није довољна. Добар показатељ прикривеног знања морао би истовремено бити осетљив на препознавање, ангажован улогом стимулуса у парадигми и отпоран на употребу контрамера, што враћа на разматране услове и на одлуке донете при конструисању тестова. Ниједна од испитаних мера није испунила сва три услова у оквиру примењених тестова, што указује на то да резултати зависе не само од својстава мера већ и од начина на који су оне операционализоване у конкретним експерименталним парадигмама.

10.3.3. Прикривање као намера и прикривање као стратегија

Тест заснован на CNV испитао је другачији аспект прикривања: не последице прикривања на испољавање ефекта препознавања, већ на припрему неистинитог одговора. Тест је изведен из студије у којој је CNV била повезана са инструисаном обманом (Fang et al., 2003), а у овом истраживању је, уз низ измена, од смера неистинитог одговора до распореда намештене повратне информације, први пут примењен као тест прикривене информације. У том тесту и информисани невини имали су задатак да прикривају знање, па се две групе са критичним знањем нису разликовале по мотивацији. Изостанак ефекта специфичног за релевантне стимулусе, упркос разликама у CNV између типова стимулуса са различитим захтевима одговора и распоредом повратне информације, показује да намера да се да неистинит одговор у овом тесту није произвела мерљив припремни маркер. То ограничење односи се на задатак у коме испитаник сам одређује одговор на основу садржаја стимулуса, а не на припрему неистинитог одговора уопште. Налази о појачаној CNV при припреми унапред сигнализиране обмане (Schnuerch et al., 2024; Voltz et al., 2026) стога нису оповргнути, већ се односе на другачији процес: припрему одговора чија је природа позната пре појаве стимулуса, за разлику од ситуације у којој испитаник препознаје садржај стимулуса и потом одлучује да га порекне.

Поређење са другим студијама очних покрета у симулираном злочину указује на додатну димензију овог проблема. У неким истраживањима криви испитаници могли су се разликовати од невиних на основу активног избегавања релевантних стимулуса (Kim et al., 2019), броја и трајања фиксација и учесталости трептања (Peth et al., 2013), односно обрасца гледања (Van der Cruyssen et al., 2024). Насупрот томе, у овом истраживању криви испитаници нису показали израженије избегавање релевантних стимулуса, а расподела њиховог погледа била је уједначена као код невиних испитаника. Будући да се примењен тест прикривене информације заснован на очним покретима од наведених студија разликује по примењеним мерама, формату приказа, задатку и упутству (Foucher & Huckauf, 2026), разлике у резултатима могу се делимично објаснити особеностима експерименталних тестова, а не нужно општим својствима очних покрета. Међутим, налази отварају и могућност садржајнијег тумачења: спонтане стратегије прикривања могу се разликовати, па детектабилност не мора зависити само од тога да ли

испитаник настоји да прикрије знање већ и од тога коју стратегију конкретан задатак омогућава или олакшава. Према томе, у будућим истраживањима отпорност окуломоторног теста на прикривање не треба процењивати само на основу својстава појединачних мера, већ и као својство експерименталног задатка, које зависи од тога које стратегије прикривања задатак омогућава или ограничава.

10.4. Класификација на нивоу појединца: шта класификатор заправо разликује?

Класификација испитаника методама машинског учења замишљена је као корак од утврђивања групних разлика ка доношењу одлука на нивоу појединца. Примењена је на новоконструисани тест, а ни избор обележја ни класификациони модели нису проверени на независном узорку. Њени резултати зато представљају прве процене класификационе успешности које тек треба потврдити, а не валидацију већ утврђене методе (Poldrack et al., 2020; Varoquaux, 2018). Главни допринос класификације, међутим, није само у постигнутој тачности, већ и у томе што открива шта класификатор заправо разликује. Структура грешака показује да је класификатор заснован на очним покретима осетљив на окуломоторне обрасце који могу бити повезани са препознавањем, а не непосредно на то да ли испитаници поседују критично знање. Испитаници који знају критичне детаље, али их прикривају, за класификатор личе на оне који критичне детаље не знају, а испитаници који знају детаље али код којих се препознавање слабије испољава, личе на оне који их прикривају. Класификација, према томе, не уводи нужно нову димензију у односу на групне анализе, већ разоткрива последицу групног налаза на нивоу појединца: ознака коју класификатор додељује одражава окуломоторни образац који може бити повезан са испољавањем препознавања, али сама по себи не утврђује да ли испитаник поседује критично знање.

Класификација показује и да дијагностичка вредност не почива на појединачном излагању, већ на обједињавању доказа. Појединачни покушај носио је слаб сигнал, а поуздана одлука настајала је тек агрегацијом покушаја истог испитаника. То је, у другом облику, основна логика теста прикривене информације, према којој снага поступка произлази из низа независних питања (Ben-Shakhar, 2012). Број независних стимулуса и излагања зато је једнако важан чинилац дијагностичке вредности као и избор мере.

Најзад, класификација одговара и на питање о комплементарности мерних канала, али негативно и условно. Комбиновани класификатор није конструисан из два разлога. Ниједан ERP тест није дао групни ефекат, а укључивање великог броја обележја из више канала на узорку ове величине носило би висок ризик од прекомерног прилагођавања. Ранији налази о добити од комбиновања мера (Matsuda et al., 2011; Wang et al., 2026) добијени су у парадигмама у којима су појединачне мере већ показивале ефекат. Резултати ове дисертације зато не оповргавају могућност комплементарности, али указују на њен предуслов. Комбиновање има смисла тек када свака мера у датој парадигми поуздано одражава процес који јој се приписује, а то за већину овде примењених парадигми тек треба утврдити.

Једина комплементарност коју резултати непосредно подржавају јесте она унутар окуломоторног канала, између мера које у различитој мери подлежу вољној контроли.

10.5. Дијагностичка вредност као својство мерног система

Неколико налаза ове дисертације, од којих неки на први поглед делују чисто технички, заједно воде ка закључку који се тиче целе области. Дијагностичка вредност теста прикривене информације није својство физиолошке мере, већ својство ланца одлука. Тај ланац почиње избором стимулуса, наставља се начином мерења, анализе и класификације и завршава се правилом одлучивања. Свака карика може сама произвести или прикрити разлику између релевантних и ирелевантних стимулуса, независно од препознавања.

На нивоу стимулуса, неуједначеност алтернатива може произвести привидан ефекат или замаскирати стваран. На нивоу мерења, конвенционална мера од врха до врха произвела је наизглед робустан ефекат у групи без икаквог знања када је релевантни стимулус поређен са просеком већег броја ирелевантних покушаја. Ефекат је нестао када је број покушаја усклађен. На нивоу анализе, временски прозор изабран на основу визуелне инспекције дао је номинално значајан резултат који није опстао након корекције. У тесту заснованом на CNV статистички закључак зависио је од положаја прозора унутар растуће компоненте. На нивоу класификације, поступак Боаза и сарадника (Boaz et al., 1991), на коме је почивала прилагођена N400 процедура, није контролисао могућност да класификациони сигнал одражава перцептивну познатост тестовних стимулуса и подударност услова кодирања и тестирања (Van der Cruyssen et al., 2021). Подаци ове дисертације указали су на тај проблем, јер је таква изложеност постојала само у једној групи, али улога перцептивне познатости није потврђена: класификациони резултати нису остали значајни након корекције, а претходна изложеност није независно варирана. На нивоу правила одлучивања, исход може битно променити то да ли се релевантни одговор пореди са просеком ирелевантних или са највећим појединачним ирелевантним одговорима (Lukács et al., 2016). Ниједан од ових механизама није нов у методолошкој литератури (Kriegeskorte et al., 2009; Luck & Gaspelin, 2017; Simmons et al., 2011; Шошкић и сар., 2022). Утицај неједнаког броја покушаја, неуједначеност алтернатива и зависност закључка од избора мерног прозора непосредно су показани на једном скупу података у овом истраживању, док улога перцептивне познатости остаје могуће објашњење које тек треба проверити. Тиме добија конкретан облик општа оцена да тврдње о високој дијагностичкој вредности теста прикривене информације захтевају проверу начина на који су високе стопе тачности теста добијене (Meijer et al., 2016; Rosenfeld, 2020).

Из тога следе две последице. Прво, објављене стопе тачности не могу се упоређивати између студија без увида у сваку карику ланца. То ограничава и поверење у метааналитичке процене које те стопе обједињују. Друго, валидација новог или прилагођеног теста мора посебно обухватити сваку

карику: еквивалентност стимулуса у новом скупу, понашање мере под новим мерним поступком и правило одлучивања. Правило одлучивања мора бити унапред и јавно фиксирано. У супротном, није могуће утврдити да ли тест заиста поседује валидност или је уочени резултат последица аналитичке флексибилности.

10.6. Импликације за судску и форензичку праксу

Свако разматрање практичне примене мора поћи од тога на ком се ступњу развоја испитани тестови налазе. Тест заснован на P300 припада протоколу који је вишеструко проверен у лабораторији. Ово истраживање ипак је показало да његова ваљаност зависи од услова који се у пракси не могу увек обезбедити. Тестови засновани на N400 и CNV, као и парадигма примењена у тесту заснованом на праћењу очних покрета, тек су на почетку развоја: први пут су испитани на једном узорку, у једној лабораторији и у оквиру једне симулиране крађе. За њих је најпре потребно утврдити дијагностичку ваљаност, као и услове у којима се могу поуздано користити у дијагностичке сврхе.

Резултати ипак омогућавају да се оправдани закључци разграниче од претераних тумачења. Оправдано је закључити да се изражен диференцијални образац погледа, у парадигми каква је овде примењена, јавља код особа које препознају критичне детаље и немају мотив да то прикрију. Није оправдано закључити да изостанак тог обрасца значи да особа детаље не зна, јер је изостао управо код испитаника који су критичне предмете лично украли. Најсложеније форензичке ситуације управо су оне у којима је однос појединца према критичној информацији двосмислен: сведоци, особе које су о догађају сазнале из медија или испитивања, особе које су у догађају учествовале на други начин. Резултати указују на то да тест прикривене информације у таквим ситуацијама не може раздвојити изворе знања, јер је осетљив на обрасце одговора повезане са препознавањем, а не на његово порекло. Стога је за интерпретабилност резултата неопходно да критични детаљи нису познати невиним особама (Ben-Shakhar et al., 1999; Meijer et al., 2011), да постоји основ за претпоставку да их је учинилац кодирао, да су алтернативе проверене као еквивалентне на нивоу мерене реакције, да је правило одлучивања унапред одређено и да тест садржи више независних релевантних ставки. Ни испуњеност тих услова, међутим, не гарантује поуздан закључак. Вероватноћа да је позитиван резултат тачан зависи од тога колики је удео кривих међу тестираним особама, што у пракси обично није познато. Теренски подаци, уз то, показују да тест ретко погрешно означава невине, али пропушта знатан део кривих, и то онда када лабораторијски резултати сугеришу високу тачност (Elaad, 1990). Лабораторијски резултати, према томе, прецењују колико ће тест на терену успешно открити учиниоце. Уобичајено објашњење у литератури јесте да стварни учинилац често није приметио или запамтио детаље које истражитељи бирају као критичне, што у лабораторији обично јесте случај.

Између научне релевантности ових налаза и њихове практичне примењивости остаје, према томе, низ корака које ово истраживање не премошћује. За нове тестове први корак је независна репликација ваљаности.

Тек потом следе процена стопа грешака на независним и разноврснијим узорцима, провера под инструисаним контрамерама, стандардизација поступка и правила одлучивања, теренска валидација на случајевима са познатим исходом и оцена прихватљивости доказа. Ни крај тог пута не доноси пуну доказну снагу. У Јапану, где се тест прикривене информације рутински примењује свакодневно, судови његовим резултатима дају ограничену доказну тежину (Matsuda et al., 2012; Osugi, 2011). Допринос овог истраживања форензичкој пракси је и прецизније разумевање онога што би сваки тест прикривене информације морао да испуни да би његови резултати били интерпретабилни, као и које су границе коју ниједно унапређење поступка не може да превазиђе.

10.7. Границе закључивања и отворена питања

Закључци ове дискусије ограничени су пре свега својствима нацрта који отежавају поређење између тестова, мера и група.

Прво, три од четири теста први пут су емпиријски проверена, а тест заснован на P300 примењен је уз истовремену измену више карактеристика изворног протокола. Нулти налази се зато не могу једнозначно приписати ни мерама ни парадигмама, а у P300 тесту ни некој појединачној измени.

Друго, дивергенција налаза између мерних канала конфундирана је положајем теста у сесији. Разлике између канала зато делом могу одражавати редослед задавања, а не својства самих мера. У будућим истраживањима овај проблем могао би се отклонити употребом различитих критичних детаља за различите мерне канале.

Треће, закључак о прикривању почива на поређењу група које се разликују и по мотивацији за прикривање и по начину стицања знања. Разлике између ових група зато се не могу каузално приписати ни мотивацији ни начину стицања знања појединачно. Група кривих испитаника без задатка прикривања омогућила би да се ова два чиниоца раздвоје.

Четврто, тестови су се разликовали по броју релевантних стимулуса и по тестовној парадигми, што ограничава њихово непосредно поређење.

Пето, хомоген узорак студената психологије, симулирана крађа без стварних последица и статус кривице одређен инструкцијом ограничавају генерализацију налаза. Ова својства, међутим, не угрожавају унутрашњу ваљаност поређења између група и мерних канала (Carmel et al., 2003).

На крају, величина узорка била је довољна за откривање ефеката величине пријављене у литератури, али не и мањих ефеката. Изостанак ефекта зато се не може тумачити као доказ његовог одсуства. Будућа истраживања требало би унапред да дефинишу најмању величину ефекта од интереса (Lakens et al., 2018). Класификационе анализе, уз то, захтевају потврду на независном узорку.

Ова ограничења одређују и правац даљих истраживања. Из синтезе произлазе три отворена питања. Прво отворено питање тиче се функције стимулуса у задатку: да ли је у тестовима прикривене информације заснованим на ERP компонентама, поред самог препознавања критичног стимулуса, неопходан и додатни задатак који подстиче његову обраду или га

ставља у релевантан контекст на који је компонента осетљива, како би се препознавање испољило у мерљивом ERP сигналу? То би се могло проверити факторским нацртом у коме се релевантност за задатак варира независно од знања, мотивације и мерног канала. Друго питање тиче се односа између осетљивости и рањивости мера очних покрета. Може ли се конструисати парадигма у којој рани делови окуломоторног одговора, мање подложни вољној контроли, омогућавају поуздано разликовање кривих од невиних и онда када постоји мотивација за прикривање? Таква парадигма би, уз то, укључивала задатак који ограничава могућност примене стратегија прикривања. Треће питање, комплементарност мерних канала, у овом истраживању није могло бити тестирано. Оно претпоставља најпре парадигме у којима свака мера поуздано одражава препознавање, а затим проверу комбинованих модела.

10.8. Закључак

Ово истраживање кренуло је од питања да ли се прикривено знање може детектовати на основу различитих електрофизиолошких и окуломоторних мера и да ли њихово комбиновање доприноси тачности. Будући да је један тест представљао концептуалну репликацију провераваног протокола, а три су први пут емпиријски проверена, одговор се односи на конкретне спојеве мера и парадигми, а не на мерне канале уопштено. У тим границама, одговор који пружа целина налаза ужи је, али теоријски садржајнији од првобитног очекивања. Поседовање критичног знања у примењеним тестовима није било довољно да се оно испољи у ERP одговорима или окуломоторном понашању. Резултати су сагласни са могућношћу да је регистровање ефекта препознавања зависило од функције релевантног стимулуса у задатку, начина стицања критичног знања и мотивације испитаника да га прикрије. То су уверљива могућа објашњења, али њихови доприноси у овом истраживању нису независно експериментално проверени. Сва три чиниоца повезана су са конструкцијом експерименталне парадигме, па се дијагностичка вредност мерног канала не може процењивати независно од услова у којима се примењује. На питање о комбиновању мера истраживање није могло непосредно да одговори, јер ниједан ERP тест није дао групни ефекат. Методолошки, истраживање је показало да дијагностичка вредност теста прикривене информације није својство мере, већ читавог ланца одлука, од избора стимулуса до правила одлучивања.

Новоконструисани окуломоторни тест већ је при првој провери показао да на нивоу група може да открије препознавање код испитаника који га не прикривају. Истовремено је указао на његову могућу највећу слабост: подложност вољној контроли погледа. Криви испитаници се од невиних нису разликовали на кумулативним мерама, које су у већој мери под вољном контролом, док се препознавање код њих испољило на раној мери оријентисања. Тај образац је сагласан са селективним деловањем мотивације за прикривање, али пошто су се криви и информисани невини разликовали и по начину стицања знања, не може се приписати искључиво мотивацији. Класификатор заснован на мерама очних покрета осетљив је на

окуломоторне обрасце који могу бити повезани са препознавањем, а не на пуко поседовање критичног знања. Најважније отворено питање јесте да ли је могуће конструисати тест прикривене информације заснован на очним покретима у коме ће се препознавање испољити у мерљивом сигналу и регистровати пре него што вољна контрола може да га измени или маскира. Одговор на то питање, проверен у независним репликацијама, могао би да отвори пут од научног разумевања прикривеног знања ка његовој поузданој детекцији у пракси.

11. ЛИТЕРАТУРА

Allen, J. J. B., & Iacono, W. G. (1997). A comparison of methods for the analysis of event-related potentials in deception detection. *Psychophysiology*, *34*(2), 234–240. https://doi.org/10.1111/j.1469-8986.1997.tb02137.x

Allen, J. J. B., Iacono, W. G., & Danielson, K. D. (1992). The identification of concealed memories using the event-related potential and implicit behavioral measures: A methodology for prediction in the face of individual differences. *Psychophysiology*, *29*(5), 504–522. https://doi.org/10.1111/j.1469-8986.1992.tb02024.x

Althoff, R. R., & Cohen, N. J. (1999). Eye-movement-based memory effect: A reprocessing effect in face perception. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition*, *25*(4), 997–1010. https://doi.org/10.1037/0278-7393.25.4.997

Bayer, M., Johnstone, T., & Dziobek, I. (2023). It's who, not what that matters: Personal relevance and early face processing. *Social Cognitive and Affective Neuroscience*, *18*(1), Article nsad021. https://doi.org/10.1093/scan/nsad021

Begau, A., Klatt, L.-I., Wascher, E., Schneider, D., & Getzmann, S. (2021). Do congruent lip movements facilitate speech processing in a dynamic audiovisual multi-talker scenario? An ERP study with older and younger adults. *Behavioural Brain Research*, *412*, Article 113436. https://doi.org/10.1016/j.bbr.2021.113436

Ben-Shakhar, G. (2011). Countermeasures. In B. Verschuere, G. Ben-Shakhar, & E. Meijer (Eds.), *Memory detection: Theory and application of the Concealed Information Test* (pp. 200–214). Cambridge University Press. https://doi.org/10.1017/CBO9780511975196.012

Ben-Shakhar, G. (2012). Current research and potential applications of the Concealed Information Test: An overview. *Frontiers in Psychology*, *3*, Article 342. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2012.00342

Ben-Shakhar, G., & Elaad, E. (2003). The validity of psychophysiological detection of information with the Guilty Knowledge Test: A meta-analytic review. *Journal of Applied Psychology*, *88*(1), 131–151. https://doi.org/10.1037/0021-9010.88.1.131

Ben-Shakhar, G., Gronau, N., & Elaad, E. (1999). Leakage of relevant information to innocent examinees in the GKT: An attempt to reduce false-positive outcomes by introducing target stimuli. *Journal of Applied Psychology*, *84*(5), 651–660. https://doi.org/10.1037/0021-9010.84.5.651

Bigdely-Shamlo, N., Mullen, T., Kothe, C., Su, K.-M., & Robbins, K. A. (2015). The PREP pipeline: Standardized preprocessing for large-scale EEG analysis. *Frontiers in Neuroinformatics*, *9*, Article 16. https://doi.org/10.3389/fninf.2015.00016

Boaz, T. L., Perry, N. W., Raney, G., Fischler, I. S., & Shuman, D. (1991). Detection of guilty knowledge with event-related potentials. *Journal of Applied Psychology*, *76*(6), 788–795. https://doi.org/10.1037/0021-9010.76.6.788

Bocquillon, P., Bourriez, J.-L., Palmero-Soler, E., Molaee-Ardekani, B., Derambure, P., & Dujardin, K. (2014). The spatiotemporal dynamics of early attention processes: A high-resolution electroencephalographic study of N2

subcomponent sources. *Neuroscience*, *271*, 9–22. https://doi.org/10.1016/j.neuroscience.2014.04.014
Boucsein, W. (2012). *Electrodermal activity* (2nd ed.). Springer. https://doi.org/10.1007/978-1-4614-1126-0
Bradley, M. M. (2009). Natural selective attention: Orienting and emotion. *Psychophysiology*, *46*(1), 1–11. https://doi.org/10.1111/j.1469-8986.2008.00702.x
Bradley, M. T., & Rettinger, J. (1992). Awareness of crime-relevant information and the Guilty Knowledge Test. *Journal of Applied Psychology*, *77*(1), 55–59. https://doi.org/10.1037/0021-9010.77.1.55
Bradley, M. T., & Warfield, J. F. (1984). Innocence, information, and the Guilty Knowledge Test in the detection of deception. *Psychophysiology*, *21*(6), 683–689. https://doi.org/10.1111/j.1469-8986.1984.tb00257.x
Brunia, C. H. M., & van Boxtel, G. J. M. (2001). Wait and see. *International Journal of Psychophysiology*, *43*(1), 59–75. https://doi.org/10.1016/S0167-8760(01)00179-9
Carmel, D., Dayan, E., Naveh, A., Raveh, O., & Ben-Shakhar, G. (2003). Estimating the validity of the guilty knowledge test from simulated experiments: The external validity of mock crime studies. *Journal of Experimental Psychology: Applied*, *9*(4), 261–269. https://doi.org/10.1037/1076-898X.9.4.261
Celniak, W., S apczy ska, D., & Augustyniak, P. (2026b). Pre-stimulus oculomotor signatures of deception in the Concealed Information Test. *Computer Methods and Programs in Biomedicine*, *285*, Article 109472. https://doi.org/10.1016/j.cmpb.2026.109472
Celniak, W., S apczy ska, D., Jarszak, B., & Augustyniak, P. (2026a). Evaluating eye-tracking as a method for deception detection against the polygraph as deployed in practice. *Scientific Reports*, *16*(1), Article 25352. https://doi.org/10.1038/s41598-026-55344-9
Celniak, W., S apczy ska, D., Paj k, A., Przyby o, J., & Augustyniak, P. (2023). Intelligent eye-tracker-based methods for detection of deception: A survey. *Electronics*, *12*(22), Article 4627. https://doi.org/10.3390/electronics12224627
Christ, S. E., Van Essen, D. C., Watson, J. M., Brubaker, L. E., & McDermott, K. B. (2009). The contributions of prefrontal cortex and executive control to deception: Evidence from activation likelihood estimate meta-analyses. *Cerebral Cortex*, *19*(7), 1557–1566. https://doi.org/10.1093/cercor/bhn189
Cutmore, T. R. H., Djakovic, T., Kebbell, M. R., & Shum, D. H. K. (2009). An object cue is more effective than a word in ERP-based detection of deception. *International Journal of Psychophysiology*, *71*(3), 185–192. https://doi.org/10.1016/j.ijpsycho.2008.08.003
Debruille, J. B., & Renoult, L. (2009). Effects of semantic matching and of semantic category on reaction time and N400 that resist numerous repetitions. *Neuropsychologia*, *47*(2), 506–517. https://doi.org/10.1016/j.neuropsychologia.2008.10.007
Delmas, H., Ciocan, C., Novopashyna, M., & Paeye, C. (2024). Resistance of a short-term memory concealed information test with famous faces to countermeasures. *Memory & Cognition*, *52*(3), 632–647. https://doi.org/10.3758/s13421-023-01489-1

Delorme, A., & Makeig, S. (2004). EEGLAB: An open source toolbox for analysis of single-trial EEG dynamics including independent component analysis. *Journal of Neuroscience Methods*, *134*(1), 9–21. https://doi.org/10.1016/j.jneumeth.2003.10.009

Dienes, Z. (2014). Using Bayes to get the most out of non-significant results. *Frontiers in Psychology*, *5*, Article 781. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2014.00781

Donchin, E., & Coles, M. G. H. (1988). Is the P300 component a manifestation of context updating? *Behavioral and Brain Sciences*, *11*(3), 357–374. https://doi.org/10.1017/S0140525X00058027

Elaad, E. (1990). Detection of guilty knowledge in real-life criminal investigations. *Journal of Applied Psychology*, *75*(5), 521–529. https://doi.org/10.1037/0021-9010.75.5.521

Elaad, E., & Ben-Shakhar, G. (1991). Effects of mental countermeasures on psychophysiological detection in the guilty knowledge test. *International Journal of Psychophysiology*, *11*(2), 99–108. https://doi.org/10.1016/0167-8760(91)90001-E

Elaad, E., & Ben-Shakhar, G. (1997). Effects of item repetitions and variations on the efficiency of the guilty knowledge test. *Psychophysiology*, *34*(5), 587–596. https://doi.org/10.1111/j.1469-8986.1997.tb01745.x

Elaad, E., Ginton, A., & Jungman, N. (1992). Detection measures in real-life criminal guilty knowledge tests. *Journal of Applied Psychology*, *77*(5), 757–767. https://doi.org/10.1037/0021-9010.77.5.757

Ellwanger, J., Rosenfeld, J. P., Sweet, J. J., & Bhatt, M. (1996). Detecting simulated amnesia for autobiographical and recently learned information using the P300 event-related potential. *International Journal of Psychophysiology*, *23*(1–2), 9–23. https://doi.org/10.1016/0167-8760(96)00035-9

Fang, F., Liu, Y., & Shen, Z. (2003). Lie detection with contingent negative variation. *International Journal of Psychophysiology*, *50*(3), 247–255. https://doi.org/10.1016/S0167-8760(03)00170-3

Farwell, L. A., & Donchin, E. (1991). The truth will out: Interrogative polygraphy ("lie detection") with event-related brain potentials. *Psychophysiology*, *28*(5), 531–547. https://doi.org/10.1111/j.1469-8986.1991.tb01990.x

Farwell, L. A., Richardson, D. C., & Richardson, G. M. (2013). Brain fingerprinting field studies comparing P300-MERMER and P300 brainwave responses in the detection of concealed information. *Cognitive Neurodynamics*, *7*(4), 263–299. https://doi.org/10.1007/s11571-012-9230-0

Federmeier, K. D., & Kutas, M. (2001). Meaning and modality: Influences of context, semantic memory organization, and perceptual predictability on picture processing. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition*, *27*(1), 202–224. https://doi.org/10.1037/0278-7393.27.1.202

Fischler, I., Bloom, P. A., Childers, D. G., Roucos, S. E., & Perry, N. W. (1983). Brain potentials related to stages of sentence verification. *Psychophysiology*, *20*(4), 400–409. https://doi.org/10.1111/j.1469-8986.1983.tb00920.x

Fischler, I., Childers, D. G., Achariyapaopan, T., & Perry, N. W. (1985). Brain potentials during sentence verification: Automatic aspects of comprehension. *Biological Psychology*, *21*(2), 83–105. https://doi.org/10.1016/0301-0511(85)90008-0

Foucher, V., de Leon-Martinez, S., & Moro, R. (2025). Eye movements as indicators of deception: A machine learning approach. In *Proceedings of the 2025 Symposium on Eye Tracking Research and Applications* (pp. 1–7). ACM. https://doi.org/10.1145/3715669.3723129

Foucher, V., & Huckauf, A. (2024). Unveiling deceptive intentions: Insights from eye movements and pupil size. *Proceedings of the ACM on Human-Computer Interaction*, *8*(ETRA), Article 238. https://doi.org/10.1145/3655612

Foucher, V., & Huckauf, A. (2026). Influence of stimulus layout and social presence on deception-related eye movements and blinks in the Concealed Information Test. *Journal of Eye Movement Research*, *19*(1), Article 21. https://doi.org/10.3390/jemr19010021

Gamer, M., & Berti, S. (2010). Task relevance and recognition of concealed information have different influences on electrodermal activity and event-related brain potentials. *Psychophysiology*, *47*(2), 355–364. https://doi.org/10.1111/j.1469-8986.2009.00933.x

Gamer, M., & Berti, S. (2012). P300 amplitudes in the concealed information test are less affected by depth of processing than electrodermal responses. *Frontiers in Human Neuroscience*, *6*, Article 308. https://doi.org/10.3389/fnhum.2012.00308

Gamer, M., Gödert, H. W., Keth, A., Rill, H. G., & Vossel, G. (2008). Electrodermal and phasic heart rate responses in the Guilty Actions Test: Comparing guilty examinees to informed and uninformed innocents. *International Journal of Psychophysiology*, *69*(1), 61–68. https://doi.org/10.1016/j.ijpsycho.2008.03.001

Gamer, M., Kosiol, D., & Vossel, G. (2010). Strength of memory encoding affects physiological responses in the Guilty Actions Test. *Biological Psychology*, *83*(2), 101–107. https://doi.org/10.1016/j.biopsycho.2009.11.005

Gamer, M., Verschuere, B., Crombez, G., & Vossel, G. (2008). Combining physiological measures in the detection of concealed information. *Physiology & Behavior*, *95*(3), 333–340. https://doi.org/10.1016/j.physbeh.2008.06.011

Ganis, G., Bridges, D., Hsu, C.-W., & Schendan, H. E. (2016). Is anterior N2 enhancement a reliable electrophysiological index of concealed information? *NeuroImage*, *143*, 152–165. https://doi.org/10.1016/j.neuroimage.2016.08.042

Ganis, G., Kutas, M., & Sereno, M. I. (1996). The search for “common sense”: An electrophysiological study of the comprehension of words and pictures in reading. *Journal of Cognitive Neuroscience*, *8*(2), 89–106. https://doi.org/10.1162/jocn.1996.8.2.89

Ganis, G., & Schendan, H. E. (2013). Concealed semantic and episodic autobiographical memory electrified. *Frontiers in Human Neuroscience*, *6*, Article 354. https://doi.org/10.3389/fnhum.2012.00354

Granhag, P. A., Vrij, A., & Verschuere, B. (Eds.). (2015). *Detecting deception: Current challenges and cognitive approaches*. Wiley-Blackwell. https://doi.org/10.1002/9781118510001

Greenhouse, S. W., & Geisser, S. (1959). On methods in the analysis of profile data. *Psychometrika*, *24*(2), 95–112. https://doi.org/10.1007/BF02289823

Groppe, D. M., Urbach, T. P., & Kutas, M. (2011). Mass univariate analysis of event-related brain potentials/fields I: A critical tutorial review. *Psychophysiology*, *48*(12), 1711–1725. https://doi.org/10.1111/j.1469-8986.2011.01273.x

Hamm, J. P., Johnson, B. W., & Kirk, I. J. (2002). Comparison of the N300 and N400 ERPs to picture stimuli in congruent and incongruent contexts. *Clinical Neurophysiology*, *113*(8), 1339–1350. https://doi.org/10.1016/S1388-2457(02)00161-X

Hannula, D. E., Althoff, R. R., Warren, D. E., Riggs, L., Cohen, N. J., & Ryan, J. D. (2010). Worth a glance: Using eye movements to investigate the cognitive neuroscience of memory. *Frontiers in Human Neuroscience*, *4*, Article 166. https://doi.org/10.3389/fnhum.2010.00166

Hsu, C.-W., Schofield, T., & Ganis, G. (2024). Anterior N2 enhancement is not a general electrophysiological index of concealed information. *Psychophysiology*, *61*(10), Article e14633. https://doi.org/10.1111/psyp.14633

Hutchinson, J. B., & Turk-Browne, N. B. (2012). Memory-guided attention: Control from multiple memory systems. *Trends in Cognitive Sciences*, *16*(12), 576–579. https://doi.org/10.1016/j.tics.2012.10.003

Hutton, S. B. (2008). Cognitive control of saccadic eye movements. *Brain and Cognition*, *68*(3), 327–340. https://doi.org/10.1016/j.bandc.2008.08.021

Iacono, W. G., & Ben-Shakhar, G. (2019). Current status of forensic lie detection with the comparison question technique: An update of the 2003 National Academy of Sciences report on polygraph testing. *Law and Human Behavior*, *43*(1), 86–98. https://doi.org/10.1037/lhb0000307

Iacono, W. G., & Lykken, D. T. (1997). The validity of the lie detector: Two surveys of scientific opinion. *Journal of Applied Psychology*, *82*(3), 426–433. https://doi.org/10.1037/0021-9010.82.3.426

Ilić, O., Ković, V., & Styles, S. J. (2013). In the absence of animacy: Superordinate category structure affects subordinate label verification. *PLoS ONE*, *8*(12), Article e83282. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0083282

JASP Team. (2026). *JASP* (Version 0.98.1) [Computer software]. https://jasp-stats.org/

Johnson, R., Jr. (1986). A triarchic model of P300 amplitude. *Psychophysiology*, *23*(4), 367–384. https://doi.org/10.1111/j.1469-8986.1986.tb00649.x

Karis, D., Fabiani, M., & Donchin, E. (1984). "P300" and memory: Individual differences in the von Restorff effect. *Cognitive Psychology*, *16*(2), 177–216. https://doi.org/10.1016/0010-0285(84)90007-0

Kiesel, A., Miller, J., Jolicœur, P., & Brisson, B. (2008). Measurement of ERP latency differences: A comparison of single-participant and jackknife-based scoring methods. *Psychophysiology*, *45*(2), 250–274. https://doi.org/10.1111/j.1469-8986.2007.00618.x

Kim, K., Kim, G., & Lee, J.-H. (2019). Attentional avoidance for guilty knowledge among deceptive individuals. *Frontiers in Psychiatry*, *10*, Article 114. https://doi.org/10.3389/fpsyt.2019.00114

Kim, S. C., Kim, H., Lee, K. E., Song, I., Chang, E. H., Kim, S., & Kim, H. T. (2022). Retroactive memory interference reduces false positive outcomes of informed innocents in the P300-based concealed information test. *International Journal of Psychophysiology*, *173*, 9–19. https://doi.org/10.1016/j.ijpsycho.2022.01.002

klein Selle, N., Agari, N., & Ben-Shakhar, G. (2019). Hide or seek? Physiological responses reflect both the decision and the attempt to conceal information. *Psychological Science*, *30*(10), 1424–1433. https://doi.org/10.1177/0956797619864598
klein Selle, N., & Ben-Shakhar, G. (2023). A new theoretical perspective on concealed information detection. *Psychophysiology*, *60*(3), Article e14187. https://doi.org/10.1111/psyp.14187
klein Selle, N., Gueta, C., Harpaz, Y., Deouell, L. Y., & Ben-Shakhar, G. (2021). Brain-based concealed memory detection is driven mainly by orientation to salient items. *Cortex*, *136*, 41–55. https://doi.org/10.1016/j.cortex.2020.12.010
klein Selle, N., Suchotzki, K., Pertzov, Y., & Gamer, M. (2023). Orienting versus inhibition: The theory behind the ocular-based Concealed Information Test. *Psychophysiology*, *60*(3), Article e14186. https://doi.org/10.1111/psyp.14186
klein Selle, N., Verschuere, B., Kindt, M., Meijer, E., & Ben-Shakhar, G. (2016). Orienting versus inhibition in the Concealed Information Test: Different cognitive processes drive different physiological measures. *Psychophysiology*, *53*(4), 579–590. https://doi.org/10.1111/psyp.12583
klein Selle, N., Verschuere, B., Kindt, M., Meijer, E., & Ben-Shakhar, G. (2017). Unraveling the roles of orienting and inhibition in the Concealed Information Test. *Psychophysiology*, *54*(4), 628–639. https://doi.org/10.1111/psyp.12825
Knappe, J., Ullsperger, M., & Kirschner, H. (2025). Decoding deception with the P300: A meta-analysis of the Concealed Information Test. *International Journal of Psychophysiology*, *215*, Article 113236. https://doi.org/10.1016/j.ijpsycho.2025.113236
Kriegeskorte, N., Simmons, W. K., Bellgowan, P. S. F., & Baker, C. I. (2009). Circular analysis in systems neuroscience: The dangers of double dipping. *Nature Neuroscience*, *12*(5), 535–540. https://doi.org/10.1038/nn.2303
Kubo, K., & Nittono, H. (2009). The role of intention to conceal in the P300-based concealed information test. *Applied Psychophysiology and Biofeedback*, *34*(3), 227–235. https://doi.org/10.1007/s10484-009-9089-y
Kutas, M., & Federmeier, K. D. (2011). Thirty years and counting: Finding meaning in the N400 component of the event-related brain potential (ERP). *Annual Review of Psychology*, *62*, 621–647. https://doi.org/10.1146/annurev.psych.093008.131123
Kutas, M., & Hillyard, S. A. (1980). Reading senseless sentences: Brain potentials reflect semantic incongruity. *Science*, *207*(4427), 203–205. https://doi.org/10.1126/science.7350657
Lakens, D., Scheel, A. M., & Isager, P. M. (2018). Equivalence testing for psychological research: A tutorial. *Advances in Methods and Practices in Psychological Science*, *1*(2), 259–269. https://doi.org/10.1177/2515245918770963
Lancry-Dayan, O. C., Ben-Shakhar, G., & Pertzov, Y. (2023). The promise of eye-tracking in the detection of concealed memories. *Trends in Cognitive Sciences*, *27*(1), 13–16. https://doi.org/10.1016/j.tics.2022.08.019
Lancry-Dayan, O. C., Nahari, T., Ben-Shakhar, G., & Pertzov, Y. (2018). Do you know him? Gaze dynamics toward familiar faces on a Concealed Information Test.

Journal of Applied Research in Memory and Cognition, *7*(2), 291–302. https://doi.org/10.1016/j.jarmac.2018.01.011

Lancry-Dayan, O. C., Nahari, T., Ben-Shakhar, G., & Pertzov, Y. (2021). Keep an eye on your belongings: Gaze dynamics toward familiar and unfamiliar objects. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition*, *47*(11), 1888–1901. https://doi.org/10.1037/xlm0001086

Leal, S., & Vrij, A. (2010). The occurrence of eye blinks during a guilty knowledge test. *Psychology, Crime & Law*, *16*(4), 349–357. https://doi.org/10.1080/10683160902776843

Lefebvre, C. D., Marchand, Y., Smith, S. M., & Connolly, J. F. (2007). Determining eyewitness identification accuracy using event-related brain potentials (ERPs). *Psychophysiology*, *44*(6), 894–904. https://doi.org/10.1111/j.1469-8986.2007.00566.x

Lopez-Calderon, J., & Luck, S. J. (2014). ERPLAB: An open-source toolbox for the analysis of event-related potentials. *Frontiers in Human Neuroscience*, *8*, Article 213. https://doi.org/10.3389/fnhum.2014.00213

Loveless, N. E., & Sanford, A. J. (1974). Slow potential correlates of preparatory set. *Biological Psychology*, *1*(4), 303–314. https://doi.org/10.1016/0301-0511(74)90005-2

Luck, S. J. (2014). *An introduction to the event-related potential technique* (2nd ed.). MIT Press.

Luck, S. J., & Gaspelin, N. (2017). How to get statistically significant effects in any ERP experiment (and why you shouldn't). *Psychophysiology*, *54*(1), 146–157. https://doi.org/10.1111/psyp.12639

Luck, S. J., Stewart, A. X., Simmons, A. M., & Rhemtulla, M. (2021). Standardized measurement error: A universal metric of data quality for averaged event-related potentials. *Psychophysiology*, *58*(6), Article e13793. https://doi.org/10.1111/psyp.13793

Lui, M., & Rosenfeld, J. P. (2008). Detection of deception about multiple, concealed, mock crime items, based on a spatial-temporal analysis of ERP amplitude and scalp distribution. *Psychophysiology*, *45*(5), 721–730. https://doi.org/10.1111/j.1469-8986.2008.00683.x

Lukács, G., Grz dziel, A., Kempkes, M., & Ansorge, U. (2019). Item roles explored in a modified P300-based CTP concealed information test. *Applied Psychophysiology and Biofeedback*, *44*(3), 195–209. https://doi.org/10.1007/s10484-019-09430-6

Lukács, G., Weiss, B., Dalos, V. D., Kilencz, T., Tudja, S., & Csifcsák, G. (2016). The first independent study on the complex trial protocol version of the P300-based concealed information test: Corroboration of previous findings and highlights on vulnerabilities. *International Journal of Psychophysiology*, *110*, 56–65. https://doi.org/10.1016/j.ijpsycho.2016.10.010

Lykken, D. T. (1959). The GSR in the detection of guilt. *Journal of Applied Psychology*, *43*(6), 385–388. https://doi.org/10.1037/h0046060

MacLaren, V. V. (2001). A quantitative review of the guilty knowledge test. *Journal of Applied Psychology*, *86*(4), 674–683. https://doi.org/10.1037/0021-9010.86.4.674

Maris, E., & Oostenveld, R. (2007). Nonparametric statistical testing of EEG- and MEG-data. *Journal of Neuroscience Methods*, *164*(1), 177–190. https://doi.org/10.1016/j.jneumeth.2007.03.024

Mathôt, S., Schreij, D., & Theeuwes, J. (2012). OpenSesame: An open-source, graphical experiment builder for the social sciences. *Behavior Research Methods*, *44*(2), 314–324. https://doi.org/10.3758/s13428-011-0168-7

Matsuda, I., Nittono, H., & Allen, J. J. B. (2012). The current and future status of the concealed information test for field use. *Frontiers in Psychology*, *3*, Article 532. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2012.00532

Matsuda, I., Nittono, H., & Ogawa, T. (2011). Event-related potentials increase the discrimination performance of the autonomic-based concealed information test. *Psychophysiology*, *48*(12), 1701–1710. https://doi.org/10.1111/j.1469-8986.2011.01266.x

Matsuda, I., Ogawa, T., Tsuneoka, M., & Verschuere, B. (2015). Using pretest data to screen low-reactivity individuals in the autonomic-based concealed information test. *Psychophysiology*, *52*(3), 436–439. https://doi.org/10.1111/psyp.12328

McPherson, W. B., & Holcomb, P. J. (1999). An electrophysiological investigation of semantic priming with pictures of real objects. *Psychophysiology*, *36*(1), 53–65. https://doi.org/10.1017/s0048577299971196

Meijer, E. H., Ben-Shakhar, G., Verschuere, B., & Donchin, E. (2013). A comment on Farwell (2012): Brain fingerprinting: A comprehensive tutorial review of detection of concealed information with event-related brain potentials. *Cognitive Neurodynamics*, *7*(2), 155–158. https://doi.org/10.1007/s11571-012-9217-x

Meijer, E. H., klein Selle, N., Elber, L., & Ben-Shakhar, G. (2014). Memory detection with the Concealed Information Test: A meta analysis of skin conductance, respiration, heart rate, and P300 data. *Psychophysiology*, *51*(9), 879–904. https://doi.org/10.1111/psyp.12239

Meijer, E. H., Smulders, F. T. Y., Merckelbach, H. L. G. J., & Wolf, A. G. (2007). The P300 is sensitive to concealed face recognition. *International Journal of Psychophysiology*, *66*(3), 231–237. https://doi.org/10.1016/j.ijpsycho.2007.08.001

Meijer, E. H., Verschuere, B., & Ben-Shakhar, G. (2011). Practical guidelines for developing a CIT. In B. Verschuere, G. Ben-Shakhar, & E. Meijer (Eds.), *Memory detection: Theory and application of the Concealed Information Test* (pp. 293–302). Cambridge University Press. https://doi.org/10.1017/CBO9780511975196.017

Meijer, E. H., Verschuere, B., Gamer, M., Merckelbach, H., & Ben-Shakhar, G. (2016). Deception detection with behavioral, autonomic, and neural measures: Conceptual and methodological considerations that warrant modesty. *Psychophysiology*, *53*(5), 593–604. https://doi.org/10.1111/psyp.12609

Meixner, J. B., & Rosenfeld, J. P. (2011). A mock terrorism application of the P300-based concealed information test. *Psychophysiology*, *48*(2), 149–154. https://doi.org/10.1111/j.1469-8986.2010.01050.x

Meixner, J. B., & Rosenfeld, J. P. (2014). Detecting knowledge of incidentally acquired, real-world memories using a P300-based concealed-information

test. *Psychological Science*, *25*(11), 1994–2005. https://doi.org/10.1177/0956797614547278

Mertens, R., & Allen, J. J. B. (2008). The role of psychophysiology in forensic assessments: Deception detection, ERPs, and virtual reality mock crime scenarios. *Psychophysiology*, *45*(2), 286–298. https://doi.org/10.1111/j.1469-8986.2007.00615.x

Millen, A. E., & Hancock, P. J. B. (2019). Eye see through you! Eye tracking unmasks concealed face recognition despite countermeasures. *Cognitive Research: Principles and Implications*, *4*(1), Article 23. https://doi.org/10.1186/s41235-019-0169-0

Millen, A. E., Hope, L., & Hillstrom, A. P. (2020). Eye spy a liar: Assessing the utility of eye fixations and confidence judgments for detecting concealed recognition of faces, scenes and objects. *Cognitive Research: Principles and Implications*, *5*(1), Article 38. https://doi.org/10.1186/s41235-020-00227-4

Munoz, D. P., & Everling, S. (2004). Look away: The anti-saccade task and the voluntary control of eye movement. *Nature Reviews Neuroscience*, *5*(3), 218–228. https://doi.org/10.1038/nrn1345

Nahari, G., & Ben-Shakhar, G. (2011). Psychophysiological and behavioral measures for detecting concealed information: The role of memory for crime details. *Psychophysiology*, *48*(6), 733–744. https://doi.org/10.1111/j.1469-8986.2010.01148.x

Nahari, T., Breska, A., Elber, L., klein Selle, N., & Ben-Shakhar, G. (2017). The external validity of the Concealed Information Test: The effect of choosing to commit a mock crime. *Applied Cognitive Psychology*, *31*(1), 81–90. https://doi.org/10.1002/acp.3304

Nahari, T., Lancry-Dayan, O. C., Ben-Shakhar, G., & Pertzov, Y. (2019). Detecting concealed familiarity using eye movements: The role of task demands. *Cognitive Research: Principles and Implications*, *4*(1), Article 10. https://doi.org/10.1186/s41235-019-0162-7

National Research Council. (2003). *The polygraph and lie detection*. National Academies Press. https://doi.org/10.17226/10420

Nelson, R., Krapohl, D., & Handler, M. (2008). Brute force comparison: A Monte Carlo study of the Objective Scoring System version 3 (OSS-3) and human polygraph scorers. *Polygraph*, *37*(3), 185–215.

Nieuwenhuis, S., Forstmann, B. U., & Wagenmakers, E.-J. (2011). Erroneous analyses of interactions in neuroscience: A problem of significance. *Nature Neuroscience*, *14*(9), 1105–1107. https://doi.org/10.1038/nn.2886

Nigam, A., Hoffman, J. E., & Simons, R. F. (1992). N400 to semantically anomalous pictures and words. *Journal of Cognitive Neuroscience*, *4*(1), 15–22. https://doi.org/10.1162/jocn.1992.4.1.15

Noldy, N. E., Stelmack, R. M., & Campbell, K. B. (1990). Event-related potentials and recognition memory for pictures and words: The effects of intentional and incidental learning. *Psychophysiology*, *27*(4), 417–428. https://doi.org/10.1111/j.1469-8986.1990.tb02337.x

Osugi, A. (2011). Daily application of the Concealed Information Test: Japan. In B. Verschuere, G. Ben-Shakhar, & E. Meijer (Eds.), *Memory detection: Theory and application of the Concealed Information Test* (pp. 253–275). Cambridge University Press. https://doi.org/10.1017/CBO9780511975196.015

Osugi, A., & Ohira, H. (2018). Emotional arousal at memory encoding enhanced P300 in the concealed information test. *Frontiers in Psychology*, *8*, Article 2334. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2017.02334

Peth, J., Kim, J. S., & Gamer, M. (2013). Fixations and eye-blinks allow for detecting concealed crime related memories. *International Journal of Psychophysiology*, *88*(1), 96–103. https://doi.org/10.1016/j.ijpsycho.2013.03.003

Peth, J., Suchotzki, K., & Gamer, M. (2016). Influence of countermeasures on the validity of the Concealed Information Test. *Psychophysiology*, *53*(9), 1429–1440. https://doi.org/10.1111/psyp.12690

Pion-Tonachini, L., Kreutz-Delgado, K., & Makeig, S. (2019). ICLabel: An automated electroencephalographic independent component classifier, dataset, and website. *NeuroImage*, *198*, 181–197. https://doi.org/10.1016/j.neuroimage.2019.05.026

Poldrack, R. A., Huckins, G., & Varoquaux, G. (2020). Establishment of best practices for evidence for prediction. *JAMA Psychiatry*, *77*(5), 534–540. https://doi.org/10.1001/jamapsychiatry.2019.3671

Polich, J. (2007). Updating P300: An integrative theory of P3a and P3b. *Clinical Neurophysiology*, *118*(10), 2128–2148. https://doi.org/10.1016/j.clinph.2007.04.019

Raskin, D. C., & Honts, C. R. (2002). The comparison question test. In M. Kleiner (Ed.), *Handbook of polygraph testing* (pp. 1–47). Academic Press.

Rayner, K. (2009). The 35th Sir Frederick Bartlett Lecture: Eye movements and attention in reading, scene perception, and visual search. *Quarterly Journal of Experimental Psychology*, *62*(8), 1457–1506. https://doi.org/10.1080/17470210902816461

Rosenfeld, J. P. (2011). P300 in detecting concealed information. In B. Verschuere, G. Ben-Shakhar, & E. Meijer (Eds.), *Memory detection: Theory and application of the Concealed Information Test* (pp. 63–89). Cambridge University Press. https://doi.org/10.1017/CBO9780511975196.005

Rosenfeld, J. P. (2020). P300 in detecting concealed information and deception: A review. *Psychophysiology*, *57*(7), Article e13362. https://doi.org/10.1111/psyp.13362

Rosenfeld, J. P., Biroschak, J. R., & Furedy, J. J. (2006). P300-based detection of concealed autobiographical versus incidentally acquired information in target and non-target paradigms. *International Journal of Psychophysiology*, *60*(3), 251–259. https://doi.org/10.1016/j.ijpsycho.2005.06.002

Rosenfeld, J. P., Cantwell, B., Nasman, V. T., Wojdac, V., Ivanov, S., & Mazzeri, L. (1988). A modified, event-related potential-based guilty knowledge test. *International Journal of Neuroscience*, *42*(1–2), 157–161. https://doi.org/10.3109/00207458808985770

Rosenfeld, J. P., Hu, X., Labkovsky, E., Meixner, J., & Winograd, M. R. (2013). Review of recent studies and issues regarding the P300-based complex trial protocol for detection of concealed information. *International Journal of Psychophysiology*, *90*(2), 118–134. https://doi.org/10.1016/j.ijpsycho.2013.08.012

Rosenfeld, J. P., Labkovsky, E., Winograd, M., Lui, M. A., Vandenboom, C., & Chedid, E. (2008). The Complex Trial Protocol (CTP): A new, countermeasure-

resistant, accurate, P300-based method for detection of concealed information. *Psychophysiology*, *45*(6), 906–919. https://doi.org/10.1111/j.1469-8986.2008.00708.x
Rosenfeld, J. P., Ozsan, I., & Ward, A. C. (2017). P300 amplitude at Pz and N200/N300 latency at F3 differ between participants simulating suspect versus witness roles in a mock crime. *Psychophysiology*, *54*(4), 640–648. https://doi.org/10.1111/psyp.12823
Rosenfeld, J. P., Shue, E., & Singer, E. (2007). Single versus multiple probe blocks of P300-based concealed information tests for self-referring versus incidentally obtained information. *Biological Psychology*, *74*(3), 396–404. https://doi.org/10.1016/j.biopsycho.2006.10.002
Rosenfeld, J. P., Soskins, M., Bosh, G., & Ryan, A. (2004). Simple, effective countermeasures to P300-based tests of detection of concealed information. *Psychophysiology*, *41*(2), 205–219. https://doi.org/10.1111/j.1469-8986.2004.00158.x
Rosenfeld, J. P., Ward, A., Thai, M., & Labkovsky, E. (2015). Superiority of pictorial versus verbal presentation and initial exposure in the P300-based, complex trial protocol for concealed memory detection. *Applied Psychophysiology and Biofeedback*, *40*(2), 61–73. https://doi.org/10.1007/s10484-015-9275-z
Rosenzweig, G., & Bonneh, Y. S. (2020). Concealed information revealed by involuntary eye movements on the fringe of awareness in a mock terror experiment. *Scientific Reports*, *10*(1), Article 14355. https://doi.org/10.1038/s41598-020-71487-9
Rugg, M. D., & Curran, T. (2007). Event-related potentials and recognition memory. *Trends in Cognitive Sciences*, *11*(6), 251–257. https://doi.org/10.1016/j.tics.2007.04.004
Ryan, J. D., Althoff, R. R., Whitlow, S., & Cohen, N. J. (2000). Amnesia is a deficit in relational memory. *Psychological Science*, *11*(6), 454–461. https://doi.org/10.1111/1467-9280.00288
Ryan, J. D., Hannula, D. E., & Cohen, N. J. (2007). The obligatory effects of memory on eye movements. *Memory*, *15*(5), 508–525. https://doi.org/10.1080/09658210701391022
Schnuerch, R., Schmuck, J., & Gibbons, H. (2024). Cortical oscillations and event-related brain potentials during the preparation and execution of deceptive behavior. *Psychophysiology*, *61*(12), Article e14695. https://doi.org/10.1111/psyp.14695
Schwedes, C., & Wentura, D. (2012). The revealing glance: Eye gaze behavior to concealed information. *Memory & Cognition*, *40*(4), 642–651. https://doi.org/10.3758/s13421-011-0173-1
Schwedes, C., & Wentura, D. (2016). Through the eyes to memory: Fixation durations as an early indirect index of concealed knowledge. *Memory & Cognition*, *44*(8), 1244–1258. https://doi.org/10.3758/s13421-016-0630-y
Simmons, J. P., Nelson, L. D., & Simonsohn, U. (2011). False-positive psychology: Undisclosed flexibility in data collection and analysis allows presenting anything as significant. *Psychological Science*, *22*(11), 1359–1366. https://doi.org/10.1177/0956797611417632
Smith, S. M., & Nichols, T. E. (2009). Threshold-free cluster enhancement: Addressing problems of smoothing, threshold dependence and localisation

in cluster inference. *NeuroImage*, *44*(1), 83–98. https://doi.org/10.1016/j.neuroimage.2008.03.061
Sokolov, E. N. (1963). *Perception and the conditioned reflex* (S. W. Waydenfeld, Trans.). Pergamon Press.
Šoškić, A., Jovanović, V., Styles, S. J., Kappenman, E. S., & Ković, V. (2022). How to do better N400 studies: Reproducibility, consistency and adherence to research standards in the existing literature. *Neuropsychology Review*, *32*(3), 577–600. https://doi.org/10.1007/s11065-021-09513-4
Soskins, M., Rosenfeld, J. P., & Niendam, T. (2001). Peak-to-peak measurement of P300 recorded at 0.3 Hz high pass filter settings in intraindividual diagnosis: Complex vs. simple paradigms. *International Journal of Psychophysiology*, *40*(2), 173–180. https://doi.org/10.1016/S0167-8760(00)00154-9
Squires, N. K., Squires, K. C., & Hillyard, S. A. (1975). Two varieties of long-latency positive waves evoked by unpredictable auditory stimuli in man. *Electroencephalography and Clinical Neurophysiology*, *38*(4), 387–401. https://doi.org/10.1016/0013-4694(75)90263-1
Suchotzki, K., Crombez, G., Smulders, F. T. Y., Meijer, E., & Verschuere, B. (2015). The cognitive mechanisms underlying deception: An event-related potential study. *International Journal of Psychophysiology*, *95*(3), 395–405. https://doi.org/10.1016/j.ijpsycho.2015.01.010
Suchotzki, K., Verschuere, B., Van Bockstaele, B., Ben-Shakhar, G., & Crombez, G. (2017). Lying takes time: A meta-analysis on reaction time measures of deception. *Psychological Bulletin*, *143*(4), 428–453. https://doi.org/10.1037/bul0000087
Sutton, S., Braren, M., Zubin, J., & John, E. R. (1965). Evoked-potential correlates of stimulus uncertainty. *Science*, *150*(3700), 1187–1188. https://doi.org/10.1126/science.150.3700.1187
Szucko, J. J., & Kleinmuntz, B. (1981). Statistical versus clinical lie detection. *American Psychologist*, *36*(5), 488–496. https://doi.org/10.1037/0003-066x.36.5.488
Taha, B. N., Baykara, M., & Alaku , T. B. (2025). Neurophysiological approaches to lie detection: A systematic review. *Brain Sciences*, *15*(5), Article 519. https://doi.org/10.3390/brainsci15050519
Tanner, D., Morgan-Short, K., & Luck, S. J. (2015). How inappropriate high-pass filters can produce artifactual effects and incorrect conclusions in ERP studies of language and cognition. *Psychophysiology*, *52*(8), 997–1009. https://doi.org/10.1111/psyp.12437
Tecce, J. J. (1972). Contingent negative variation (CNV) and psychological processes in man. *Psychological Bulletin*, *77*(2), 73–108. https://doi.org/10.1037/h0032177
Turan, G., Spiertz, V., Bein, O., Shing, Y. L., & Nolden, S. (2025). Unexpected twists: Electrophysiological correlates of encoding and retrieval of events eliciting prediction error. *Psychophysiology*, *62*(1), Article e14752. https://doi.org/10.1111/psyp.14752
Van der Cruyssen, I., Ben-Shakhar, G., Pertzov, Y., & Verschuere, B. (2024). Detecting concealed familiarity using eye movements: The effect of leakage of mock crime details to innocents. *Journal of Applied Research in Memory and Cognition*, *13*(4), 516–525. https://doi.org/10.1037/mac0000140

Van der Cruyssen, I., Regnath, F., Ben-Shakhar, G., Pertzov, Y., & Verschuere, B. (2021). Is a picture worth a thousand words? Congruency between encoding and testing improves detection of concealed memories. *Journal of Applied Research in Memory and Cognition*, *10*(4), 667–676. https://doi.org/10.1016/j.jarmac.2021.03.001

van Hooff, J. C., Brunia, C. H. M., & Allen, J. J. B. (1996). Event-related potentials as indirect measures of recognition memory. *International Journal of Psychophysiology*, *21*(1), 15–31. https://doi.org/10.1016/0167-8760(95)00043-7

Van Renswoude, D., Raijmakers, M. E., & Visser, I. (2020). Looking (for) patterns: Similarities and differences between infant and adult free scene-viewing patterns. *Journal of Eye Movement Research*, *13*(1), Article 2. https://doi.org/10.16910/jemr.13.1.2

Varoquaux, G. (2018). Cross-validation failure: Small sample sizes lead to large error bars. *NeuroImage*, *180*, 68–77. https://doi.org/10.1016/j.neuroimage.2017.06.061

Verschuere, B., & Ben-Shakhar, G. (2011). Theory of the Concealed Information Test. In B. Verschuere, G. Ben-Shakhar, & E. Meijer (Eds.), *Memory detection: Theory and application of the Concealed Information Test* (pp. 128–148). Cambridge University Press. https://doi.org/10.1017/CBO9780511975196.008

Verschuere, B., Ben-Shakhar, G., & Meijer, E. (Eds.). (2011). *Memory detection: Theory and application of the Concealed Information Test*. Cambridge University Press. https://doi.org/10.1017/CBO9780511975196

Verschuere, B., Rosenfeld, J. P., Winograd, M. R., Labkovsky, E., & Wiersema, J. R. (2009). The role of deception in P300 memory detection. *Legal and Criminological Psychology*, *14*(2), 253–262. https://doi.org/10.1348/135532508x384184

Volpert-Esmond, H. I., Page-Gould, E., & Bartholow, B. D. (2021). Using multilevel models for the analysis of event-related potentials. *International Journal of Psychophysiology*, *162*, 145–156. https://doi.org/10.1016/j.ijpsycho.2021.02.006

Voltz, E., Schmuck, J., Schnuerch, R., & Gibbons, H. (2026). (Don't) take it personally: EEG markers of preparing lies about autobiographical questions. *NeuroImage*, *329*, Article 121825. https://doi.org/10.1016/j.neuroimage.2026.121825

Wagner-Altendorf, T. A., van der Lugt, A. H., Banfield, J. F., Meyer, C., Rohrbach, C., Heldmann, M., & Münte, T. F. (2020). The electrocortical signature of successful and unsuccessful deception in a face-to-face social interaction. *Frontiers in Human Neuroscience*, *14*, Article 277. https://doi.org/10.3389/fnhum.2020.00277

Waid, W. M., Orne, E. C., Cook, M. R., & Orne, M. T. (1981). Meprobamate reduces accuracy of physiological detection of deception. *Science*, *212*(4490), 71–73. https://doi.org/10.1126/science.7209522

Walter, W. G., Cooper, R., Aldridge, V. J., McCallum, W. C., & Winter, A. L. (1964). Contingent negative variation: An electric sign of sensori-motor association and expectancy in the human brain. *Nature*, *203*(4943), 380–384. https://doi.org/10.1038/203380a0

Wang, S., van der Mijn, R., Karabay, A., & Akyürek, E. G. (2026). Multimodal detection of concealed information in rapid serial visual presentation using EEG and pupillometry. *Neuropsychologia*, *225*, Article 109418. https://doi.org/10.1016/j.neuropsychologia.2026.109418

Webb, A. K., Honts, C. R., Kircher, J. C., Bernhardt, P., & Cook, A. E. (2009). Effectiveness of pupil diameter in a probable-lie comparison question test for deception. *Legal and Criminological Psychology*, *14*(2), 279–292. https://doi.org/10.1348/135532508X398602

Widmann, A., Schröger, E., & Maess, B. (2015). Digital filter design for electrophysiological data — A practical approach. *Journal of Neuroscience Methods*, *250*, 34–46. https://doi.org/10.1016/j.jneumeth.2014.08.002

Winkler, I., Debener, S., Müller, K.-R., & Tangermann, M. (2015). On the influence of high-pass filtering on ICA-based artifact reduction in EEG-ERP. In *2015 37th Annual International Conference of the IEEE Engineering in Medicine and Biology Society (EMBC)* (pp. 4101–4105). IEEE. https://doi.org/10.1109/EMBC.2015.7319296

Winograd, M. R., & Rosenfeld, J. P. (2011). Mock crime application of the Complex Trial Protocol (CTP) P300-based concealed information test. *Psychophysiology*, *48*(2), 155–161. https://doi.org/10.1111/j.1469-8986.2010.01054.x

Winograd, M. R., & Rosenfeld, J. P. (2014). The impact of prior knowledge from participant instructions in a mock crime P300 Concealed Information Test. *International Journal of Psychophysiology*, *94*(3), 473–481. https://doi.org/10.1016/j.ijpsycho.2014.08.002

Zhang, X., Sun, J., Shu, D., Yin, M., Zheng, J., Li, M., & Wu, J. (2025). Unveiling the efficacy of subdividing the P300 in distinguishing perpetrator identity in the concealed information test. *Personality and Individual Differences*, *237*, Article 113071. https://doi.org/10.1016/j.paid.2025.113071

12. ПРИЛОЗИ

Прилог А. Сценарио са контекстом и инструкцијама за групу кривих испитаника

После много сати учења, напорног рада и жртвовања, као и више покушаја, напокон су Вас примили на постдипломске студије на жељеном факултету у Великој Британији. Ваш сан се напокон остварио. Сада све има смисла и имате велике планове. Још само да добијете стипендију фондације „професор Борислав Лоренц“ која ће Вам покрити високу школарину и трошкове живота, али сте сигурни да ћете је добити, јер имате веома висок просек и један сте од најбољих студената. Међутим, не добијате стипендију и без ње све што сте желели и за шта сте живели пада у воду. Стипендију су добили други студенти који је по Вашем мишљењу не заслужују. Сматрате да није поштено, да је конкурс био намештен и да много више заслужујете тај новац.

Знате да професорка Вања Ковић печат и чекове фондације чува у фиоци у свом кабинету, јер сте једном приликом то чули док је причала са неким. Дали сте новац теткици која ради на факултету да Вам у одређено време остави откључана врата кабинета 251 и да Вам набави кључеве од фиоке где се налазе чекови и печат фондације. Испланирали сте да **1)** узмете кључеве и рукавице (због отисака прстију) које Вам је по договору оставила теткица у црном отвору на апарату за гашење пожара у ходнику ка читаоници на другом спрату факултета. **2)** Затим одете до ходника где су професорски кабинети на другом спрату и нађете кабинет 251, **3)** ставите рукавице на руке пре него што уђете унутра, **4)** пронађете фиоку коју можете да откључате кључевима које имате. **5)** Пронађете и узмете печат и чекове због којих сте дошли и **6)** понесете са собом печат, чекове и кључеве, остало вратите како је било, да бисте себи купили што више времена док професорка не примети. **8)** Када изађете из кабинета са Ваше леве стране у ходнику видећете корпу за отпатке у ћошку код степеница, скините рукавице и баците их у корпу за отпатке и идите код фотеља на другом спрату. Од тренутка узимања кључева и рукавица, имате 6 минута да извршите крађу, треба да будете што бржи, јер дуже време задржавања повећава вероватноћу да ће Вас неко ухватити.

Срећно!

Прилог Б. Лажни чланак у новинама за групу невиних испитаника

(ФОТО) Крађа на Филозофском факултету, студенти остали без стипендија! Пронађене само плаве рукавице!

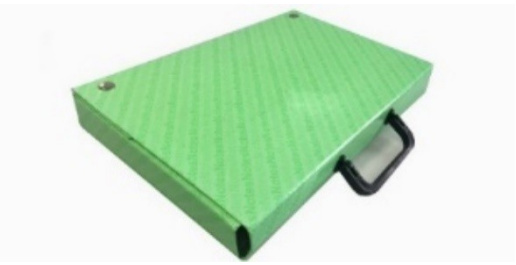


У полицијској станици Стари град, професорка Вања Ковић, ванредни професор на Филозофском факултету, пријавила је крађу чекова фондације “професор Борислав Лоренц“ из свог кабинета 251. Након полицијског увиђаја пронађене су само бачене плаве хируршке рукавице које је починилац користио током крађе. Занимљиво је да иако је професорка закључала врата кабинета 251 када се вратила, врата кабинета су била откључана што наводи да је ово „посао изнутра“. Наш извор из полиције је ексклузивно само за наше новине незванично изјавио да је све спроведено потпуно испланирано и да верују да иза ње стоји професионалац коме ово вероватно није прва крађа. На Филозофском факултету влада потпуна неверица да се ово стварно догодило као и велики жал да ће због овог немилог догађаја многи студенти остати без стипендије и могућности за даље школовање. Основна сврха фондације „професор Борислав Лоренц“ је да подржи најуспешније студенте пружајући им средства за боравак на иностраним факултетима и бржи улазак у међународне научне кругове. Узевши у обзир да фондација “професор Борислав Лоренц“ сваке године додељује више стипендија у износу од 1000 до 1500 евра месечно, спекулише се да је починилац украо чекове у вредности од око 40 000 евра. У току је полицијска истрага.

Прилог В. Лажни чланак у новинама за групу информисаних невиних испитаника

(ФОТО) Крађа на Филозофском факултету, студенти остали без стипендија! Украден печат и розе коверта са чековима







У полицијској станици Стари град, професорка Вања Ковић, ванредни професор на Филозофском факултету, пријавила је крађу чекова фондације "професор Борислав Лоренц" из свог кабинета број 251. Занимљиво је да иако је професорка закључавала врата кабинета 251 када се вратила, врата кабинета су била откључана што наводи да је ово „посао изнутра". Након детаљне полицијске истраге откривено је да је саучесник била теткица запослена на факултету, и да је за новац, откључавала врата кабинета и починиоцу оставила црне кључеве у отвору на апарату за гашење пожара који се налазио у ходнику. Нађене су и бачене плаве хируршке рукавице које је починилац користио током крађе. Наш извор из полиције је ексклузивно само за наше новине открио да су украдени бели дрвени печат и розе коверта са чековима који су се налазили у фиоци испод зелене фасцикле. На Филозофском факултету влада потпуна неверица да се ово стварно догодило као и велики жал да ће због овог немилог догађаја многи студенти остати без стипендије и могућности за даље школовање. Основна сврха фондације „професор Борислав Лоренц" да подржи најуспешније студенте пружајући им средства за боравак на иностраним факултетима и бржи улазак у међународне научне кругове. Узевши у обзир да фондација "професор Борислав Лоренц" сваке године додељује више стипендија у износу од 1000 до 1500 евра месечно, спекулише се да је починилац украо чекове у вредности од око 40 000 евра. У току је полицијска истрага.

Прилог Г. Информисана сагласност за учешће у експерименту

Информисана сагласност

Ја, _____, добровољно пристајем да учествујем у истраживању које се ради под покровитељством Лабораторије за неурокогницију и примењену когницију, чији је циљ емпиријска провера успешности тестова заснованих на потенцијалу у вези са догађајем и теста заснованог на покретима очију у детекцији прикривеног знања.

Потпуно ми је јасно да могу одустати од учешћа у сваком тренутку, уколико проценим да ме експеримент на било који начин угрожава. Разумем да ће моји подаци бити коришћени искључиво у научне сврхе и да нико са стране неће моћи да успостави везу између мене лично и мог постигнућа у експерименту. Разумем да ћу на крају истраживања добити детаљан дебрифинг о томе шта је била сврха истраживања, које су методе коришћене и који су добијени резултати, као и да ћу имати прилику да поставим питања у вези са тим.

Свестан/на сам да је могуће да од мене буде затражено да прикријем одређену информацију од експериментатора и пошто ми је објашњена сврха и начин испитивања, као и да не постоји могућност било каквог штетног утицаја на моје здравље, добровољно пристајем да учествујем у експерименту са регистровањем можданих таласа и покрета очију. За било каква додатна питања у вези са експериментом ако будем имао/ла знам да се могу увек обратити докторанду Николи Милосављевићу који спроводи ово истраживање на nikola.milosavljevic@f.bg.ac.rs

Потписом се обавезујем и да нећу износити детаље о учешћу у овом експерименту другим људима до завршетка истраживања како не бих тиме евентуално утицао на валидност резултата истраживања.

Потпис испитаника:

Датум: _____ _____

Прилог D. Вредности хиперпараметара за примењене класификаторе: метода k најближих суседа (KNN), метода случајне шуме (RF), логистичка регресија (LR) и метода потпорних вектора (SVM)

Класификатор	Хиперпараметар	Вредност
KNN	leaf_size	30
	metric	minkowski
	n_neighbors	5
	weights	uniform
RF	max_depth	9
	n_estimators	33
	random_state	None
	verbose	0
	warm_start	FALSE
LR	C	0.1
	l1_ratio	None
	max_iter	100
	penalty	l2
	random_state	None
	solver	saga
	tol	0.0001
	verbose	0
	warm_start	FALSE
SVM	C	1
	gamma	scale
	kernel	rbf
	max_iter	-1
	probability	TRUE
	random_state	None
	tol	0.001
	verbose	FALSE

Биографија

Никола Милосављевић је рођен 28. фебруара 1992. године, детињство је провео у селу Плажане код Деспотовца. Основне академске студије психологије завршио је 2015. године на Филозофском факултету Универзитета у Београду. Мастер академске студије на истом студијском програму завршио је 2016. године, одбранивши мастер рад под насловом „Утицај интелигенције и когнитивног оптерећења на уверљивост при лагању“, за који му је фондација „Катарина Марић“ доделила награду за најбољи мастер рад из области психологије.

У периоду од 2015. до 2018. године био је ангажован као демонстратор у Лабораторији за експерименталну психологију Филозофског факултета Универзитета у Београду, а од 2019. године је и члан Лабораторије за неурокогницију и примењену когницију и Лабораторије за истраживање индивидуалних разлика. Током школске 2019/2020. и 2020/2021. године био је ангажован као сарадник у настави на предмету Психологија индивидуалних разлика на истом факултету. Потом је школске 2021/2022. године изабран за сарадника у звању асистента на Факултету за специјалну едукацију и рехабилитацију Универзитета у Београду, где је ангажован на предметима Психолошке основе поремећаја понашања, Психологија криминала, Психопатологија зависности и Саветодавни рад са малолетним преступницима.

Од 2018. године до 2021. године је у својству истраживача-приправника био укључен у реализацију научноистраживачког пројекта Института за психологију Универзитета у Београду „Идентификација, мерење и развој когнитивних и емоционалних компетенција важних друштву оријентисаном на европске интеграције“. Док је у периоду од 2019. до 2021. године као истраживач био ангажован на међународном пројекту финансираном од стране Европске Уније, у склопу програма “Internal Security Fund – Police (ISFP)”, који је имао за циљ развој метода за спречавање секундарне виктимизације деце са искуством сексуалног злостављања, као и побољшање ефикасности откривања и процесуирања преступника.

Са практичном применом академских знања из области форензичке психологије упознаје се 2016. године током обављања стручне праксе у Националном криминалистичко-техничком центру МУП-а, а потом и кроз већи број обука за детекцију лагања које је успешно завршио. Стечена знања примењује и усавршава кроз професионални ангажман као форензички психолог у приватном сектору. У својству предавача је учествовао у реализацији програма обуке из области форензичке анализе веродостојности изјава намењене јавним тужиоцима Србије, у организацији Европске агенције за форензику.

Никола Милосављевић је до сада објавио 17 коауторских научних радова и то у категоријама: М21а (један рад), М21 (један рад), М23 (један рад), М33 (четири рада), М34 (четири рада), М51 (један рад), М63 (два рада) и М64 (три рада).

Изјава о ауторству

Име и презиме аутора Никола Милосављевић

Број индекса ЧП17/09

Изјављујем

да је докторска дисертација под насловом

Примена потенцијала у вези са догађајем у детекцији прикривеног знања

- резултат сопственог истраживачког рада;
- да дисертација у целини ни у деловима није била предложена за стицање друге дипломе према студијским програмима других високошколских установа;
- да су резултати коректно наведени и
- да нисам кршио/ла ауторска права и користио/ла интелектуалну својину других лица.

Потпис аутора

У Београду, 7.9.2026.

Н. Милосављевић

Изјава о истоветности штампане и електронске верзије докторског рада

Име и презиме аутора Никола Милосављевић

Број индекса 4П17/09

Студијски програм Психологија

Наслов рада Примена потенцијала у вези са догађајем у детекцији прикривеног знања

Ментор проф. др Вања Ковић

Изјављујем да је штампана верзија мог докторског рада истоветна електронској верзији коју сам предао/ла ради похрањивања у **Дигиталном репозиторијуму Универзитета у Београду.**

Дозвољавам да се објаве моји лични подаци везани за добијање академског назива доктора наука, као што су име и презиме, година и место рођења и датум одбране рада.

Ови лични подаци могу се објавити на мрежним страницама дигиталне библиотеке, у електронском каталогу и у публикацијама Универзитета у Београду.

Потпис аутора

У Београду, 7.9.2026.

Н. Милосављевић

образац изјаве о коришћењу

Изјава о коришћењу

Овлашћујем Универзитетску библиотеку „Светозар Марковић" да у Дигитални репозиторијум Универзитета у Београду унесе моју докторску дисертацију под насловом:

ПРИМЕНА ПОТЕНЦИЈАЛА У ВЕЗИ СА ДОГАЂАЈЕМ У ДЕТЕКЦИЈИ ПРИКРИВЕНОГ ЗНАЊА

која је моје ауторско дело.

Дисертацију са свим прилозима предао/ла сам у електронском формату погодном за трајно архивирање.

Моју докторску дисертацију похрањену у Дигиталном репозиторијуму Универзитета у Београду и доступну у отвореном приступу могу да користе сви који поштују одредбе садржане у одабраном типу лиценце Креативне заједнице (Creative Commons) за коју сам се одлучио/ла.

1. Ауторство (CC BY)

2. Ауторство – некомерцијално (CC BY-NC)

3. Ауторство – некомерцијално – без прерада (CC BY-NC-ND)

4. Ауторство – некомерцијално – делити под истим условима (CC BY-NC-SA)

5. Ауторство – без прерада (CC BY-ND)

6. Ауторство – делити под истим условима (CC BY-SA)

(Молимо да заокружите само једну од шест понуђених лиценци.
Кратак опис лиценци је саставни део ове изјаве).

Потпис аутора

У Београду, 7.9.2026.

Н. Милосављевић

1. **Ауторство**. Дозвољавате умножавање, дистрибуцију и јавно саопштавање дела, и прераде, ако се наведе име аутора на начин одређен од стране аутора или даваоца лиценце, чак и у комерцијалне сврхе. Ово је најслободнија од свих лиценци.

2. **Ауторство – некомерцијално**. Дозвољавате умножавање, дистрибуцију и јавно саопштавање дела, и прераде, ако се наведе име аутора на начин одређен од стране аутора или даваоца лиценце. Ова лиценца не дозвољава комерцијалну употребу дела.

3. **Ауторство – некомерцијално – без прерада**. Дозвољавате умножавање, дистрибуцију и јавно саопштавање дела, без промена, преобликовања или употребе дела у свом делу, ако се наведе име аутора на начин одређен од стране аутора или даваоца лиценце. Ова лиценца не дозвољава комерцијалну употребу дела. У односу на све остале лиценце, овом лиценцом се ограничава највећи обим права коришћења дела.

4. **Ауторство – некомерцијално – делити под истим условима**. Дозвољавате умножавање, дистрибуцију и јавно саопштавање дела, и прераде, ако се наведе име аутора на начин одређен од стране аутора или даваоца лиценце и ако се прерада дистрибуира под истом или сличном лиценцом. Ова лиценца не дозвољава комерцијалну употребу дела и прерада.

5. **Ауторство – без прерада**. Дозвољавате умножавање, дистрибуцију и јавно саопштавање дела, без промена, преобликовања или употребе дела у свом делу, ако се наведе име аутора на начин одређен од стране аутора или даваоца лиценце. Ова лиценца дозвољава комерцијалну употребу дела.

6. **Ауторство – делити под истим условима**. Дозвољавате умножавање, дистрибуцију и јавно саопштавање дела, и прераде, ако се наведе име аутора на начин одређен од стране аутора или даваоца лиценце и ако се прерада дистрибуира под истом или сличном лиценцом. Ова лиценца дозвољава комерцијалну употребу дела и прерада. Слична је софтверским лиценцама, односно лиценцама отвореног кода.