

TARTU ÜLIKOOL  
Loodus- ja täppisteaduste valdkond  
Arvutiteaduse instituut  
Andmeteaduse õppekava

Johann Saavaste

# Varasema tervishoiuteenuste kasutamise mõju enesehinnangulisele tervisele Eestis

Magistritöö (15 EAP)

Juhendajad: Rainer Reile, PhD  
Raivo Kolde, PhD

Tartu 2025

## Varasema tervishoiuteenuste kasutamise mõju enesehinnangulisele tervisele Eestis

**Lühikokkuvõte:** Enesehinnanguline tervis on rahvatervishoiu küsitlusuuringutes laialt kasutusel olev terviseseisundi mõõdik, mille tavapärased vastusevariandid ulatuvad skaalal väga heast väga halvani. Kuigi varasemad teadustööd on kinnitanud põhjuslikku seost tervise enesehinnangu ja edaspidise haigestumuse vahel, on pööratud seose (eelneva ravikasutuse seos järgneva tervise enesehinnanguga) kohta uuringuid vähe. Magistritöö uurib, kas ja kuidas mõjutab isiku varasem tervishoiuteenuste kasutamine tema tervise enesehinnangut. Selleks kasutatakse töös 2021. aastal toimunud Eesti Rahvastiku Vaimse Tervise Uuringu küsitlus- ja registriuuringu käigus kogutud andmeid ning järjestatud probit-regressiooni. Töö tulemused näitasid, et tervise enesehinnangule mõjuvad langetavalt eelneva aasta jooksul toimunud tervishoiuteenused. Analüüsitud 15 terviseseisundist langetavad kõrgemat järku enesehinnangulise tervise raporteerimise tõenäosust kõige rohkem depressioon ning ärevushäired. Saadud tulemustest võib järeldada, et varasema tervishoiuteenuste kasutamise põhjal on võimalik prognoosida tervise enesehinnangut.

**Võtmesõnad:** enesehinnanguline tervis, tervisekäitumine, järjestatud probit-regressioon, Eesti

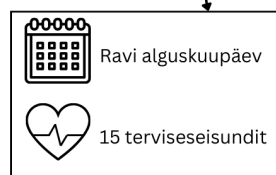
**CERCS:** P160 Statistika, operatsioonanalüüs, programmeerimine, finants- ja kindlustusmatematika; B680 Rahvatervishoid, epidemiologia

## Varasema tervishoiuteenuste kasutamise mõju enesehinnangulisele tervisele Eestis

Andmeteadus (MSc), 2025

### Uurimisküsimus

Kas varasem tervishoiuteenuste kasutamine prognoosib tervise enesehinnangut?



Raviarved  
2016–2021

registriuuring  
Andmestik  
Eesti Rahvastiku  
Vaimse Tervise Uuring  
n = 5416  
küsitlusuuring

Tervisehinnang  
Sõltuv tunnus  
2021 Q1 seisuga

Järjestatud probit-  
regressioon  
+ sugu, haridus ja vanus

### Tulemused

Kuni aasta tagasi väljastatud raviarved suurendavad **madalamate** tervisehinnangu järkude tõenäosust.

Depressioon ning ärevushäired panustavad kõige enam tervise enesehinnangu **langemisele** terviseseisundite hulgast.

Autor: Johann Saavaste  
Juhendajad: Rainer Reile (PhD), Raivo Kolde (PhD)

#UniTartuCS



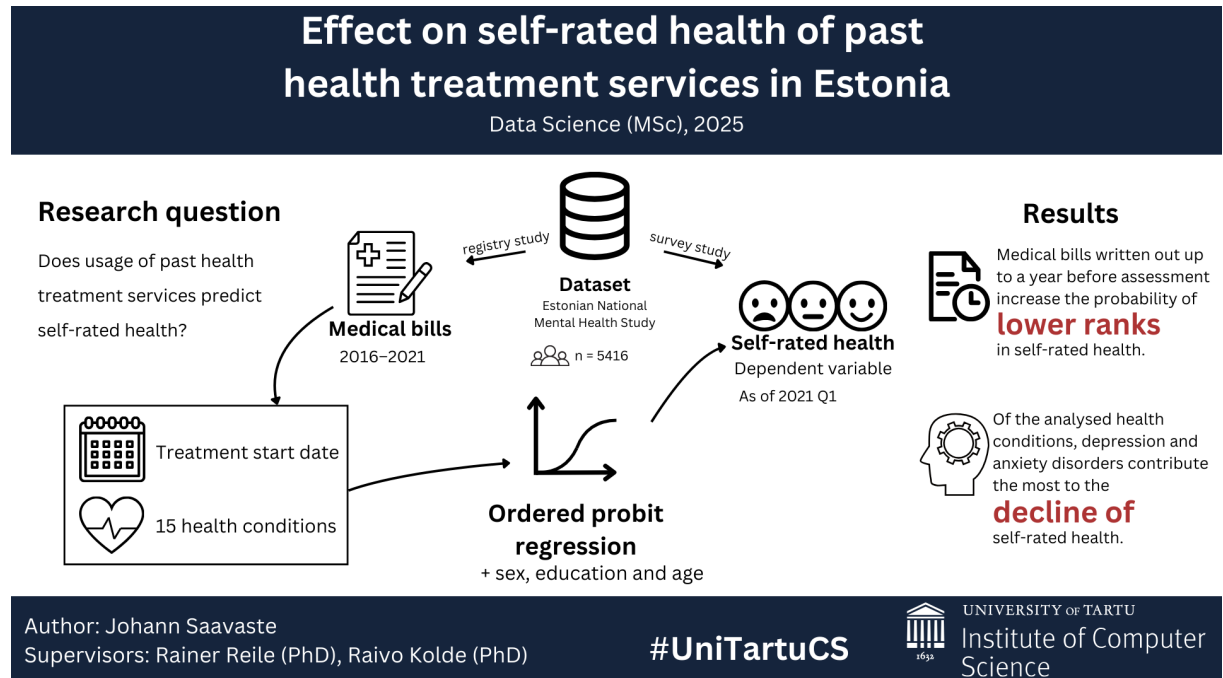
TARTU ÜLIKOOL  
arvutiteaduse instituut

# Effect on self-rated health of past health treatment services in Estonia

**Abstract:** Self-rated health is a health status indicator widely used in public health surveys, where response options are commonly scaled from very good to very bad. Although earlier studies have demonstrated causal relationships between self-rated health and subsequent morbidity, academic literature is relatively scarce on the inverse association of morbidity predicting self-rated health. The aim of the master's thesis is to study whether an individual's healthcare use predicts their self-rated health, and to analyse which parameters in medical bills data contribute to it. Previously collected survey and registry data from 2021 Estonian National Mental Health Study, and ordered probit regression are used in this study. The results showed that healthcare received up to a year before assessment have a negative effect on self-rated health. Amongst 15 analysed health conditions, depression and anxiety disorders decrease the probability of reporting higher ranks of self-rated health the most. These results demonstrate that past healthcare service use can predict individual subjective health.

**Keywords:** self-rated health, health behaviour, ordered probit regression, Estonia

**CERCS:** P160 Statistics, operation research, programming, actuarial mathematics; B680 Public health, epidemiology



Author: Johann Saavaste  
Supervisors: Rainer Reile (PhD), Raivo Kolde (PhD)

#UniTartuCS



UNIVERSITY OF TARTU  
Institute of Computer  
Science

# Sisukord

<b>1</b>	<b>Sissejuhatus</b>	<b>5</b>
<b>2</b>	<b>Lühendid</b>	<b>7</b>
<b>3</b>	<b>Enesehinnanguline tervis</b>	<b>8</b>
<b>4</b>	<b>Kasutatud andmed ja metoodika</b>	<b>10</b>
4.1	Ülevaade andmestikest ja tunnustest . . . . .	10
4.2	Meetodid . . . . .	12
4.2.1	Järjestatud probit-regressioon . . . . .	12
4.2.2	Marginaalefektid . . . . .	14
4.3	Analüüsi käik . . . . .	15
<b>5</b>	<b>Tulemused</b>	<b>17</b>
5.1	Kirjeldav analüüs . . . . .	17
5.2	Raviarvete väljastamisaja mõju enesehinnangulisele tervisele . . . . .	19
5.2.1	Raviarve olemasolu mõju kvartalite lõikes . . . . .	19
5.2.2	Raviarvete sageduse mõju kvartalite lõikes . . . . .	21
5.2.3	Kõige hilisema raviarve alguskuupäeva mõju . . . . .	23
5.2.4	Ajaperioodi mõju lähtuvalt arsti erialast . . . . .	24
5.3	Terviseseisundite mõju enesehinnangulisele tervisele . . . . .	26
5.3.1	Terviseseisundi diagnoosi olemasolu mõju . . . . .	26
5.3.2	Raviarvete sageduse mõju terviseseisundite lõikes . . . . .	27
<b>6</b>	<b>Arutelu</b>	<b>30</b>
<b>7</b>	<b>Kokkuvõte</b>	<b>32</b>
	<b>Kasutatud allikad</b>	<b>33</b>
	<b>Lisad</b>	<b>36</b>
	I. Litsents . . . . .	36

# 1 Sissejuhatus

Enesehinnanguline tervis (inglise keeles *self-rated health* või *self-assessed health*) on küsitlusuuringutes üksikküsimusena esitatav tervisliku olukorra mõõdik, milles inimesel palutakse anda hinnang oma tervisele. Enesehinnanguline tervis on subjektiivne indikaator, mille aluseks on eeldus, et inimene suudab oma (latentset) terviseseisundit mõista, tõlgendada ja hinnata kõige täpsemalt (Layes *et al.*, 2012; Jylhä, 2009). See tähendab, et inimene ise saab võtta arvesse mitmesuguseid tegureid, sh selliseid, mis ei avalduks sümptomite esinemise, kliiniliste näitajate või arstiabi kasutuse andmete uurimisel – hinnatakse tervist laias, mitte üksnes haiguse puudumise tähenduses.

Kuigi enesehinnangulist tervist saab käsitleda „tegeliku tervise“ ja vastamiskäitumise summana, siis teadusuuringutes on korduvalt leidnud kinnitust enesehinnangulise tervise seos edasise suremuse, haigestumuse jt objektiivselt mõõdetavate tervisetulemitega (Heistaro *et al.*, 2001; Jylhä, 2009). Ehkki uuringud tervise enesehinnangu ja arstiabi kasutuse seoste kohta prospektiivsetel andmetel (Tamayo-Fonseca *et al.*, 2015; Farkas *et al.*, 2010) lubavad põhjuslikke järeldusi, on tõendust seose vastupidise suuna (kas eelnev ravikasutus või -vajadus prognoosib tervise enesehinnangut) kohta vähe.

Magistritöö eesmärk on uurida, kas ja kuidas mõjutab isiku varasem tervishoiuteenuste kasutamine tema tervise enesehinnangut. Analüüs on töös jagatud kaheks osaks: esimeses osas uuritakse raviarve väljastuskuupäeva ning teises valitud terviseseisundite mõju enesehinnangulisele tervisele. Arvesse võetakse ka isiku sugu, vanust ning omandatud haridustaset. Magistritöös leitakse vastused järgnevatele uurimisküsimustele:

- Kas varasem tervishoiuteenuste kasutamine prognoosib tervise enesehinnangut?
- Kas ja mil moel mõjutavad tervise enesehinnangut raviastutuste külastussagedus ning -kuupäev?
- Kas tervise enesehinnang sõltub arsti erialast?
- Millised terviseseisundite diagnoosid raviajaloos langetavad tervise enesehinnangut?

Töös kasutatavad andmed on pärit kahest andmeallikast. Andmed enesehinnangulise tervise kohta on kogutud Eesti Rahvastiku Vaimse Tervise Uuringu (RVTU) küsitlusuuringu käigus (Laidra *et al.*, 2023). Töös analüütiline valim koosneb 5416 isikust, kuhu kuuluvad kõik 2021. aasta alguses toimunud I küsitluslaines enesehinnangulist tervist hõlmavale küsimusele vastajad. Teiseks andmestikuks on RVTU raames läbi viidud registriuring ja sisaldab analüütilisse valimisse kuulunud isikute Tervisekassa andmeid kõikide raviarvete kohta perioodil 2016–2021. Varasema tervishoiuteenuste kasutamise mõju enesehinnangulisele tervisele hindamiseks rakendatakse

töös järjestatud probit-regressiooni ning tulemusi interpreteeritakse keskmisi marginaalefekte kasutades.

Käesolev magistritöö koosneb seitsmest peatükist. Sissejuhatusele järgnev teine peatükk sisaldab loetelu töös esinevatest lühenditest. Kolmandas peatükis kirjeldatakse enesehinnangulise tervise olemust ja varem avaldatud enesehinnangulist tervist ning tervishoiuteenuste kasutamist käsitlevaid teadusuuringuid. Neljandas peatükis kirjeldatakse täpsemalt töös rakendatud andmestikke ning meetodeid. Viiendas peatükis esitletakse töö tulemusi ja kuuendas peatükis arutletakse tulemuste asjakohasuse ning töö tugevuste ja puuduste üle. Viimane peatükk võtab magistritöös tehtu kokku.

Magistritöös on praktilise osa läbiviimisel ja jooniste koostamisel kasutatud rakendustarkvara R 4.3.1. Töö on vormistatud tekstitöötlusprogrammiga  $\text{\LaTeX}$ . Visuaalse kokkuvõtte koostamisel on kasutatud graafilise disaini keskkonda Canva.

## 2 Lühendid

GBD uuring	Maailma haiguskoormuse uuring ( <i>Global Burden of Disease Study</i> )
ISH	Isheemilised südametõved
RVTU	Eesti Rahvastiku Vaimse Tervise Uuring
SKH	Südamekahjustusega hüpertooniatõbi
SSL	Suuõõne-, süljenäärme- ja lõualuuhaigused
ÜHAN	Ülemiste hingamisteede ägedad nakkused

### 3 Enesehinnanguline tervis

Enesehinnanguline tervis on psühholoogilistes, kliinilistes ning rahvastiku tervisenäitajaid hõlmavates uuringutes laialt kasutatav tervisliku olukorra hindamise mõõdik. Mõõdiku laialdane kasutus tuleneb selle lihtsusest, kuna hinnang saadakse kätte üksikküsimusele „Kuidas Te hindate oma tervist käesoleval ajal?“ antud vastuse põhjal. Küsimuse vastusevariandid on enamasti järjestatud nelja- või viiepallisel Likerti skaalal väga halvast väga heani, kuid nii küsimuse kui ka vastusevariantide sõnastus võib varieeruda (Robine *et al.*, 2003).

Subjekttiivse tervise hindamist käsitleva kirjanduse (Jylhä, 2009; McDowell, 2006) põhjal lähtub inimene tervise enesehinnangu andmisel mitmest faktorist. Hinnanguprotsess algab tervise olemuse määratlemisega, põhinedes komponentidel nagu teave ravidiaagnoosi(de) kohta, funktsionaalne seisund ehk igapäevaste toimetustega hakkamasaamine, kogetud kehaline aisting ehk enda organismis toimuvate reaktsioonide tajumine, formaalsed haigusmärgid ning tervist tulevikus mõjutavad tugevused ja riskid. Seejärel võrreldakse neid komponente faktoritega nagu varasem tervislik seisund, lähedaste ning tuttavate seisund ja ootused oma tervisele. See tähendab, et oma tervist suhestatakse mõne teise välise näitega.

Enesehinnangulise tervise teeb teiste tervisenäitajatega võrreldes eriliseks see, et selle täpsel määratlusel puudub ühene kokkulepe või definitsioon ning hinnang põhineb eelkõige inimese enda tunnetuslikul seisul, mitte välisel eksperthinnangul. Inimeste tunnetus oma tervisest varieerub aga erinevate kultuuri- või ühiskonnainormide vahel (Jylhä *et al.*, 1998), mille tulemusel kaks samaväärset subjektivist hinnangut võivad objektiivsel skaalal teineteisest väga kaugel asetada. Näiteks osutab (Choi ja Miyamoto, 2022) läbiviidud uuring, et ameeriklastega võrreldes madalam terviseenesehinnang kõrgema oodatava elueaga Jaapani keskealiste hulgas võib olla tingitud osaliselt kultuurilistest eripäradest.

Tervise enesehinnangu jaotus varieerub erinevate sotsiaaldemograafiliste näitajate vahel nagu sugu, vanus, haridus, ja sissetulek (Franks *et al.*, 2003; Pöld *et al.*, 2016). Eesti näitel hindavad nooremad vanuse-rühmad oma tervist suuresti üsna heaks või heaks, ent vanuse kasvades suurenevad nende järkude arvelt madalamate hinnangujärkude osakaalud. Sarnane on seis ka haridustasemetel lõikes, mille puhul kõrgharitud seas on üsna hea või hea tervisehinnanguga isikute osakaal suurem kui kesk- või madalama haridusega isikute hulgas. Lisaks on kuusissetuleku vähenemisel isikute seas märgata suuremat tervise enesehinnangu madalamate astmete osakaalu, mis osundab kaudselt tervise ebavõrdsusele (Reile *et al.*, 2025).

Enesehinnanguline tervis on sobivaks prediktoriks ka mitmete objektiivsete tervisetulemite prognoosimisel. Varasemad teadusuuringud on näidanud, et enesehinnanguline tervis on heaks indikaatoriks suremuse hindamisel, mille puhul madalamate hinnangutega isikutel on suremusrisk kaks korda suurem kui kõrgemate tasemetel korral (Heistaro *et al.*, 2001; DeSalvo *et al.*, 2006). Lisaks on tervise enesehinnangut seostatud ka mitmete biomarkeritega (Kananen *et al.*, 2021).

Empiirilisi uuringuid, kus analüüsiti enesehinnangulist tervist ja tervishoiuteenuste kasutamist, on

tehtud enamasti tervisehinnangu andmisele järgnenud andmetega. Nende tulemused on näidanud, et enesehinnanguline tervis sobib hästi indikaatoriks tervishoiuteenuste kasutamisele (Tamayo-Fonseca *et al.*, 2015; Farkas *et al.*, 2010). Samuti on leitud järjestatud probit-regressioonimudelit kasutades, et suurem tervishoiusüsteemi rahastamine suurendab oluliselt kõrgemate hinnangujärete raporteerimist (Rivera, 2001).

Retrospektiivses perspektiivis käsitlevaid empiirilisi uuringuid on avaldatud võrdlemisi vähe. Taani andmetega tehtud uuringu põhjal on enesehinnanguline tervis korreleeritud nii varasemate, hilisemate kui ka praeguste hospitaliseerimistega (Nielsen, 2016). Sealjuures on täheldatud raskemate haiguste nagu diabeedi, vähi, insuldi, südamehaiguste ning Alzheimeri tõve esimese diagnoosi saamise korral negatiivsest šokist tingitud tervise enesehinnangu langust. Esimese diagnoosi ajal suureneb järsult madala tervisehinnanguga isikute levimus ning sellele järgneval perioodil diagnoosieelsele tasemele tagasi ei see lange. (Falconer ja Quesnel-Vallée, 2017). Publitseeritud uuringute vähesus viitab olulisele teadmuslüngale varasema tervishoiuteenuste kasutamise mõjust tervise enesehinnangule, mida käesoleva magistritööga üritatakse vähendada.

## 4 Kasutatud andmed ja meetodika

### 4.1 Ülevaade andmestikest ja tunnustest

Magistritöös kasutatavad pseudonüümitud andmed on pärit kahest andmestikust, mis olid kogutud RVTU toimumise ajal. Esimene andmestik hõlmas RVTU küsitlusuuringu I küsitluslaines osalenud täiskasvanute vastuseid, mida koguti 2021. aasta esimeses kvartalis, ja teine paralleelselt toimunud registriuuringu käigus Tervisekassalt saadud andmeid ajavahemikus 2016–2021 tervishoiuteenuste kasutamise ehk raviarvete kohta. RVTU toimus aastatel 2021–2022 eesmärgiga saada põhjalik ülevaade rahvastiku vaimsest tervise olukorrast ning hinnata COVID-19 pandeemia mõjusid sellele. Selleks kaasati valimisse 20 000 Eesti elanikku, kes olid valimi moodustamise hetkel vähemalt 15 aastat vanad, kutsudes neid osalema kolmes küsitlusuuringu laines (Laidra *et al.*, 2023).

Kuigi töös vaadeldaval küsitluslanel loeti küsimustikule vastanuks 5636 täiskasvanut, ei olnud neist kõik vastanud enesehinnangulist tervist puudutavale küsimusele. Jättes välja tolele küsimusele mitte vastanud isikud ja lisaks kaks vastajat, kelle haridust ei olnud võimalik uuringu algsete valimiandmete põhjal määrata, moodustasid allesjäänud vastajad ( $n = 5416$ ) töö analüütilise valimi. Valimiga lingiti andmestik tervishoiuteenuste kasutuse ehk raviarvete kohta ajaperioodil 01.01.2016–01.03.2021. Analüüsist jäeti välja väike hulk raviarveid, mis olid väljastatud isiku vastamiskuupäevast hiljem, kuna analüüs hõlmas endas retrospektiivset lähenemist.

Töö prognoositavaks tunnuseks on enesehinnanguline tervis, mille algne struktuur oli määratletud viiepallise järjestusega („väga hea“, „hea“, „keskmine“, „halb“, „väga halb“). Andmed selle kohta pärinevad vastustest küsimusele „Kuidas Te hindate oma tervist käesoleval ajal?“ RVTU I laine küsimustikust. Analüüsiks kasutatud tunnuse saamiseks teisendati ümber tunnus kolmepalliseks järjestustunnuseks, kuna vaatluste hulgas oli otsmiste järkude osakaal väike.

Raviarvete andmestikus on iga kirje kohta teada selle unikaalne number, RVTU valimi andmetega linkimiseks kasutatav patsiendi kood, raviarve väljastanud arsti eriala kood, ravi algus- ja lõppkuupäevad ning haigusdiagnoosi RHK-10 kood. Andmestiku filtreerimiseks kasutati küsitlusuuringu andmestikust saadud küsitlusele vastamise kuupäeva tunnust. Igas raviarves on eraldi reana märgitud diagnoosikoodid nii põhi-, kaasuva kui ka välise põhjusega diagnooside kohta, aga kuna andmetes puudub teave haiguse olemuse täpse kirjelduse kohta, siis otsustati terviseseisundite määramisel lähtuda ainult põhidiagnoosist. Erand tehti ainult kukkumisi hõlmanud terviseseisundile, kuna andmestikus leidusid seisundile vastavad RHK-10 diagnoosikoodid vaid välise põhjusega diagnooside hulgas.

Potentsiaalsete enesehinnangulist tervist prognoosivate terviseseisundite määramiseks tugineb magistritöö osaliselt 2021. aasta Maailma haiguskoormuse uuringule (inglise keeles *Global Burden of Disease Study*; edaspidi GBD uuring), kus modelleeriti mitmeid tervisetulemeid nagu suremus ning oodatav eluiga (Ward ja Goldie, 2024). Kõige hilisema väljaandena töö kirjutamise hetkel sisaldab see ka riikide lõikes hinnanguid aastates mõõdetud tervisekaotusele (inglise

Tabel 1. Analüüsi kaasatud terviseseisundid

Terviseseisund	RHK-10 kood(id)	Omistatud DALY-d, %	Diagnoosiga isikute arv <sup>1</sup>
COVID-19	U07.1, U07.2	9,77	55
Isheemilised südametõved (ISH)	I20–I25	8,51	171
Südamekahjustusega hüpertoonia-tõbi (SKH)	I11	6,01	936
Seljavalu	M54	3,90	500
Erinevad insuldid	G45–G46.8, I60–I63.9, I65–I66.9, I67.0–I67.3, I67.5–I67.6, I68.1–I68.2, I69.0–I69.3	3,90	59
Diabeet	E10–E10.1, E10.3–E11.1, E11.3–E11.9, P70.2	2,76	217
Korduv depressiivne häire	F33	2,21	93
Kukkumised	W00–W19	2,15	222
Migreen	G43	1,41	53
Ärevushäired	F40–F41	1,38	173
Artroos	M16–M19	1,32	355
Suuõõne-, süljenäärme- ja lõualuuhaigused (SSL)	K00–K14	1,06	350
Kõik pahaloomulised kasvaja-d (vähid)	C00–C97	–	221
Ülemiste hingamisteede ägedad nakkused (ÜHÄN)	J00–J06	–	776
Kõik erinevad luumurrud	S02, S12, S22, S32, S42, S52, S62, S72, S82, S92, T08, T10, T12	–	116

keeles *Disability-adjusted life years*; DALY). Kuna seos tervisehinnangu ning sellele järgnenud edaspidise haigestumuse ja suremusega ning seega ka DALY-dega on leidnud teaduskirjanduses kinnitust, siis eelnenud haigestumusega vastupidise seose uurimiseks kaasati analüüsi terviseseisundid, mille tagajärjel suurenes DALY-de arv kõige rohkem.

Analüüsi valiti sellised soost sõltumatud terviseseisundid, mis GBD uuringu hinnangul põhjustavad Eestis vähemalt 1% kõikidest DALY-dest ning mida oli diagnoositud vähemalt 50 isikule 2020. aasta algusest kuni RVTU I laine küsimustikule vastamise kuupäevani. Neist kahest tingimusest esimese täitsid ka mitmed vähipaikmed nagu kopsu-, jämesoole- ja kõhunäärme vähk, ent vähese diagnooside arvu tõttu andmetes ei olnud neid paikmeid võimalik analüüsis eraldi käsitleda (IHME, 2024). Alternatiivse lahendusena kombineeriti need koos ülejäänud pahaloomuliste kasvajatega kokku üheks terviseseisundiks. GBD uuringust mittelähtuvalt kaasati terviseseisunditena analüüsi lisaks ka sagedasti esinevad ülemiste hingamisteede ägedad nakkused ning luumurrud. Tabelis 1 on välja toodud loetelu kõigist analüüsitavast 15 terviseseisundist. Viimast kolme terviseseisundit arvesse võtmata põhjustasid GBD uuringu põhjal ülejäänud valitud terviseseisundid hinnanguliselt ligikaudu 44% kogu DALY kaotusest Eestis.

Lähtudes raviarvete alguskuupäevadest, loodi andmestikku iga ajakvartali kohta kaks uut tundi, millest esimene tähistab raviarve olemasolu binaarsena ning teine raviarvete sagedust tolles kvartalis. Nendele lisandus juurde kategooriline tunnus, mis tähistab kõige hilisema raviarve algushetke ajaperioodi, mille võimalikeks väärtusteks on „puudub“, „>2 aastat varem“, „1–2

<sup>1</sup>Loendatud kokku alates 2020. aastast väljastatud raviarvete põhjal.

aastat varem“ ning eraldi kategooriatena neli kõige hilisemat kvartalit. Uued tunnused raviarvete olemasolu ning sagedusega loodi ka analüüsi kaasatud terviseseisundite kohta.

Lisaks kasutati töös tausttunnustena valimi kohta käivat lisainformatsiooni nagu sugu, vanus aastates ja kõrgeim lõpetatud haridustase. Neist tunnustest viimane oli grupeeritud järgnevasse kolme kategooriasse: alg- või põhiharidus, kutse- ja keskharidus tähistatuna „keskharidus“ ning kõrgharidus. Tervise enesehinnang on varasemate uuringute (Franks *et al.*, 2003; Põld *et al.*, 2016) põhjal nende tunnuste lõikes erinev, mistõttu vigaste järelduste vältimiseks ei saa neid analüüsist välja jätta.

## 4.2 Meetodid

Enesehinnangulist tervist käsitletakse magistritöös kategoorilise järjestustunnusena. Kuigi vastu-seid on võimalik numbriliselt kodeerida, ei ole sellise tunnuse modelleerimine multinomiaalse logistilise või probit-regressiooniga mõistlik, sest need mudelid ei arvesta sõltuva tunnuse ka-tegooriate järjestatuse omadusega. Samuti ei ole modelleerimiseks kõige sobivam lineaarne regressioon, kuna järjestustunnus on kodeeritud pingreana ning selle kategooriatevahelised var-jatud kaugused ei tarvitse olla võrdsed. Järjestustunnuste modelleerimisel kasutatakse järjestatud probit- või logit-regressioonimudelit. Erinevus kahe mudeli vahel tuleneb sõltuva latentse pideva tunnuse jaotuse eeldusest – probit-mudeli korral on selleks normaaljaotus ning logit-mudelil logistiline jaotus (Greene, 2003). Nimetatud jaotusfunktsioonid erinevad omavahel võrdlemisi vähe, mistõttu mõlema mudeli väljundid tulevad üldjoontes sarnased ning mudeli valikul ranged reeglid puuduvad (Güneri *et al.*, 2022).

### 4.2.1 Järjestatud probit-regressioon

Magistritöös otsustati enesehinnangulise tervise modelleerimiseks kasutada järjestatud probit-regressiooni. Järjestatud probit-regressiooni kohta antud ülevaade põhineb (Greene, 2003) koos-tatud raamatul.

Regressioonimudeli üldkuju saab tähistada valemiga

$$y^* = \mathbf{x}'\beta + \varepsilon,$$

kus  $y^*$  on latentne ehk varjatud pidev tunnus,  $\beta$  tähistab parameetri kordajate vektorit ja  $\varepsilon$  vealiiget. Tunnuse  $y^*$  asemel on teada sellele vastava järjestustunnuse  $y$  vaatlused, mida saab esitada kujul

$$y = \begin{cases} 0, & y^* \leq 0, \\ 1, & 0 < y^* \leq \mu_1, \\ 2, & \mu_1 < y^* \leq \mu_2, \\ \vdots & \\ J, & \mu_{J-1} \leq y^*. \end{cases}$$

Sellisel tunnusel on kokku  $J + 1$  järku ja  $\mu_i$  tähistab kõrvuti paiknevate järkude otspunkti tunnuse  $y^*$  skaalal. Suvalise otspunkti  $\mu_i$  väärtus ning parameetri kordajate vektor  $\beta$  on tundmatud ning nende hinnangud arvutatakse välja järjestatud probit-mudeli hindamise käigus. Mudeli eelduse kohaselt on vealiige kõikide vaatluste korral normaaljaotusega, mis hiljem viiakse ümber standarditud kujule keskväärtusega 0 ja dispersiooniga 1. Järjestatud probit-regressiooni väljundiks on järkude saamise ehk käesolevas töös tervise enesehinnangu kategooria raporteerimise tinglikud tõenäosused sõltumatute tunnuste vaatluste vektori  $\mathbf{x}$  korral. Need tõenäosused saab avaldada kujul

$$P(y = 0 | \mathbf{x}) = \Phi(-\mathbf{x}'\beta),$$

$$P(y = 1 | \mathbf{x}) = \Phi(\mu_1 - \mathbf{x}'\beta) - \Phi(-\mathbf{x}'\beta),$$

$$P(y = 2 | \mathbf{x}) = \Phi(\mu_2 - \mathbf{x}'\beta) - \Phi(\mu_1 - \mathbf{x}'\beta),$$

$\vdots$

$$P(y = J | \mathbf{x}) = 1 - \Phi(\mu_{J-1} - \mathbf{x}'\beta),$$

kus  $\Phi(x)$  on standardse normaaljaotuse jaotusfunktsioon. Et kõik tinglikud tõenäosused tuleksid positiivsed, peab olema täidetud järgmine tingimus

$$0 < \mu_1 < \mu_2 < \dots < \mu_{J-1}.$$

Magistritöös käsitletav enesehinnangulise tervise järjestustunmus koosneb kolmest järgust ehk  $J = 2$ . Sellisel juhul eksisteerib vaid üks tundmatu järkude otspunkt  $\mu$ . Järkude tinglikud tõenäosused avalduvad kujul

$$\begin{aligned}
P(y = 0 \mid \mathbf{x}) &= 1 - \Phi(\mathbf{x}'\beta), \\
P(y = 1 \mid \mathbf{x}) &= \Phi(\mu - \mathbf{x}'\beta) - \Phi(-\mathbf{x}'\beta), \\
P(y = 2 \mid \mathbf{x}) &= 1 - \Phi(\mu - \mathbf{x}'\beta).
\end{aligned} \tag{1}$$

Järjestatud probit-regressioonis testitakse iga sõltumatu tunnuse puhul nullhüpooteesi kehtivust, milles eeldatakse, et tunnusele vastav parameetri kordaja on võrdne nulliga. Statistika-programmid lähenevad statistilise olulisuse hindamisele erinevalt. R-is väljastatakse vaikimisi ainult tunnuse t-statistik, seevastu Stata väljund sisaldab ka p-väärtuseid. T-statistik on standardse normaaljaotusega, mistõttu selle väärtusest on võimalik tuletada vastav p-väärtus. Olulisuse nivool 0,05 peab alternatiivse hüpooteesi vastuvõtmiseks olema t-statistiku absoluutväärtus 1,96-st suurem. Tunnuste olulisuse tõlgendamisel lähtutakse töös ainult p-väärtustest.

Igas hinnatud regressioonimudelis sooritatakse korraga vähemalt 10 sõltumatut testi, mistõttu mitmese testimise probleemist tulenevalt kohandatakse valepositiivsete tulemuste vähendamiseks iga testi p-väärtust Bonferroni korrektsioonist lähtuvalt. Selleks korrutatakse testi p-väärtus läbi kõigi sõltumatute testide arvuga mudelis ning alternatiivne hüpootees (parameetri kordaja on nullist erinev) võetakse vastu, kui saadud kohandatud p-väärtus jääb alla olulisuse nivoo 0,05 (Wright, 1992).

#### 4.2.2 Marginaalefektid

Järjestatud probit-regressioonimudeli parameetrite kordajad ei ole selgesti interpreteeritavad, mistõttu nende tõlgendamiseks tuleb sooritada lisaarvutusi. Tunnuse marginaalefekt näitab, kui palju tunnuse muutmine ühe ühiku võrra või kategooria vahetamine muudab sõltuva tunnuse järgi saamise tõenäosust protsendipunktiliselt. Selle arvutamiseks on vaja leida osatuletis, näiteks valemis (1) väljatoodud tõenäosuste marginaalefektid avalduvad kujul

$$\begin{aligned}
\frac{\partial P(y = 0 \mid \mathbf{x})}{\partial \mathbf{x}} &= -\phi(\mathbf{x}'\beta)\beta, \\
\frac{\partial P(y = 1 \mid \mathbf{x})}{\partial \mathbf{x}} &= [\phi(-\mathbf{x}'\beta) - \phi(\mu - \mathbf{x}'\beta)]\beta, \\
\frac{\partial P(y = 2 \mid \mathbf{x})}{\partial \mathbf{x}} &= \phi(\mu - \mathbf{x}'\beta)\beta.
\end{aligned}$$

Siin tähistab  $\phi(x)$  standardse normaaljaotuse tihedusfunktsiooni. Sõltumatu tunnuse  $x_j$  suurenemisel järgu marginaalefektide märk sõltub parameetri kordaja  $\beta_j$  märgist ning järgu enda pingereas asetusest. Pingereas kõige kõrgemal paikneva järgu  $J$  marginaalefektide märk on alati sama mis parameetri kordajal  $\beta_j$ . Kõige madalama järgu 0 marginaalefekt on  $\beta_j$  vastandmärgiga.

Ülejäänud järkude marginaalefektide märk on muutlik ning sõltub mudeli tõenäosushinnangutest (Greene, 2003).

Tulemuste tõlgendamiseks arvutatakse igale tunnusele mudelites marginaalefektide keskväärtsed ehk keskmised marginaalefektid (inglise keeles *average marginal effects*). Selleks leitakse marginaalefektid iga vaatluse kohta ning seejärel võetakse nendest aritmeetiline keskmine (Davezies *et al.*, 2021).

### 4.3 Analüüsi käik

Tabel 2. Ülevaade hinnatud mudelite tarbeks loodud sõltumatutest tunnustest

Mudeli nr.	Tunnus(ed)	Kategooriad/väärtused	Kihitamine
1	Raviarve olemasolu	„olemas“, „puudub“	Kvartal
2	Raviarvete sagedus	0, 1, 2, . . .	Kvartal
3	Viimane raviarve	„puudub“, „> 2 aastat varem“, „1–2 aastat varem“, „2020 Q2“, „2020 Q3“, „2020 Q4“, „2021 Q1“	–
4	Raviarve olemasolu arsti eriala järgi	„puudub“, „perearst“, „muu eriarst“	„> 2 aastat varem“, „1–2 aastat varem“, „2020 Q2“, „2020 Q3“, „2020 Q4“, „2021 Q1“
5	Raviarve olemasolu	„olemas“, „puudub“	Terviseseisund
6	Raviarvete sagedus	0, 1, 2, . . .	Terviseseisund

Magistritöö praktiline osa on jaotatud kaheks, millest esimeses uuritakse ajaperioodi ning teises terviseseisundite võimalikku mõju enesehinnangulisele tervisele. Kokku hinnati töös kuus järjestatud probit-regressioonimudelit, mille jaoks kasutati R-i paketiga *MASS* imporditud funktsiooni *polr()*. Keskmiste marginaalefektide arvutamiseks kasutati paketi *marginaleffects* käsku *avg\_slopes()*. Probit-regressioonimudelis tunnuste p-väärtuste arvutamiseks ning Bonferroni korrigeerimise järgi kohandamiseks kasutati vastavalt käske *cftest()* paketist *multcomp* ning *p.adjust()*. Tunnustevahelise multikollineaarsuse puudumist kontrolliti mudelites VIF-parameetri abil, kasutades selleks käsku *vif()*.

Töö praktiline osa algas andmestikku kirjeldava analüüsiga, mille järel hinnati järjestatud probit-regressioonimudelid. Esimese mudeli hindamiseks loodi valimi andmestikule uued kihitatud

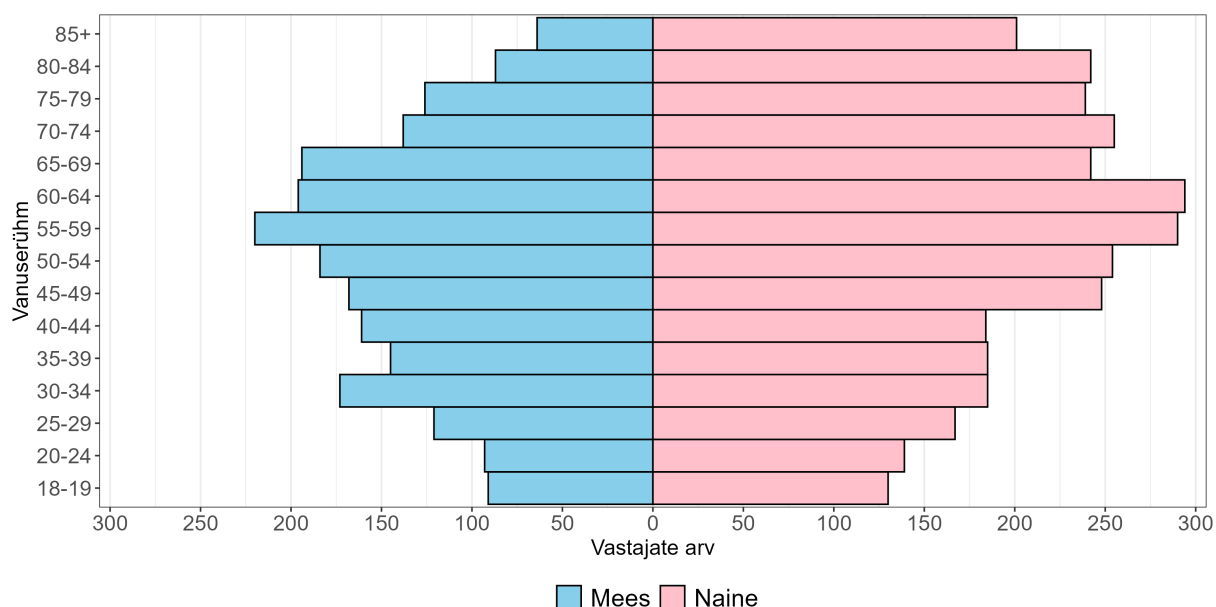
binaarsed tunnused iga ajakvartali kohta, mis näitavad raviarve olemasolu tolles kvartalis. Teise mudelisse kaasati binaarsete tunnuste asemel raviarvete sagedust kvartalite lõikes kirjeldavad diskreetsed tunnused. Kolmandas mudelis hinnati kitsendatult kõige hilisema raviarve alguskuupäeva mõju. Esialgu tekitati andmestikku tunnus, millega tähistati isiku kõige hilisema väljastatud raviarve ajakvartalit, ja selle põhjal hinnati järjestatud probit-regressioonimudel. Multikollineaarsuse esinemise tõttu antud mudelit tulemustes ei esitata. Selle asemel hinnati mudel tunnusega, milles kvartalid olid kokku grupeeritud tabelis 2 loetletud kategooriateks.

Neljandas mudelis eristati eristati eraldi kategooriatena perearsti ning muu erialaga arsti poolt väljakirjutatud raviarveid. Analüüsiks loodi kokku kuus uut tunnust, milles ajaperiood on jaotatud mudelisse 3 kaasatud tunnuse „Viimane raviarve“ eeskujul ning selle kolm võimalikku kategooriat on leitavad tabelis 2. Märkusena tuleb lisada, et kui isikul oli vaadeldavas ajavahemikus olemas nii perearsti kui ka mõne muu arsti poolt välja kirjutatud raviarve, siis kategoriseeriti ta „muu eriarst“ alla, sest eeldatavasti võis isik pöörduda eriarsti poole perearsti suunamise kaudu. Viienda mudeli hindamiseks arvutati iga analüüsi kaasatud terviseseisundi kohta binaarne tunnus terviseseisundile vastava diagnoosiga raviarve kohta. Kuuendasse ehk viimasesse mudelisse kaasati raviarvete arv igal terviseseisundi diagnoosiga. Kõigis kuues mudelis olid lisaks eelnevalt kirjeldatud tunnustele kaasatud sõltumatute tunnustena sugu, haridus ja vanus.

## 5 Tulemused

### 5.1 Kirjeldav analüüs

Analüütilise valimi kõigest 5416 vastajast umbes 60% olid naised ja 40% mehed. Vastamise hetkel hindasid oma tervist väga heaks või heaks vastavalt 472 (9%) ja 1709 (32%) vastajat. Kõige rohkem hinnati oma tervist keskmisele tasemele (2440 vastajat ehk umbes 45% valimist). Väga halvaks või halvaks pidasid oma tervist vastavalt 101 (2%) ja 694 (13%) vastajat. Valimis on hinnangute jaotus väga ebavõrdne, sest kõige vähem esinevat hinnangut leidub 24 korda vähem kui kõige sagedasemat, mistõttu selle vähendamiseks muudeti tunnus ümber kolmepalliseks. Uues tunnus, mida edaspidi analüüsis kasutatakse, jäi eraldi klassina alles keskmine hinnang, ülejäänud kõrvuti paiknevate klasside paarid grupeeriti kokku. Joonisel 1 on kujutatud valimi vanusepüramiidi viieaastaste vanuserühmade lõikes. See sarnaneb suuresti Eesti rahvastikupüramiidile 2021. aastal, kuigi nooremad vanuserühmad on tunduvalt vähem esindatud.



Joonis 1. Valimi vanusepüramiid

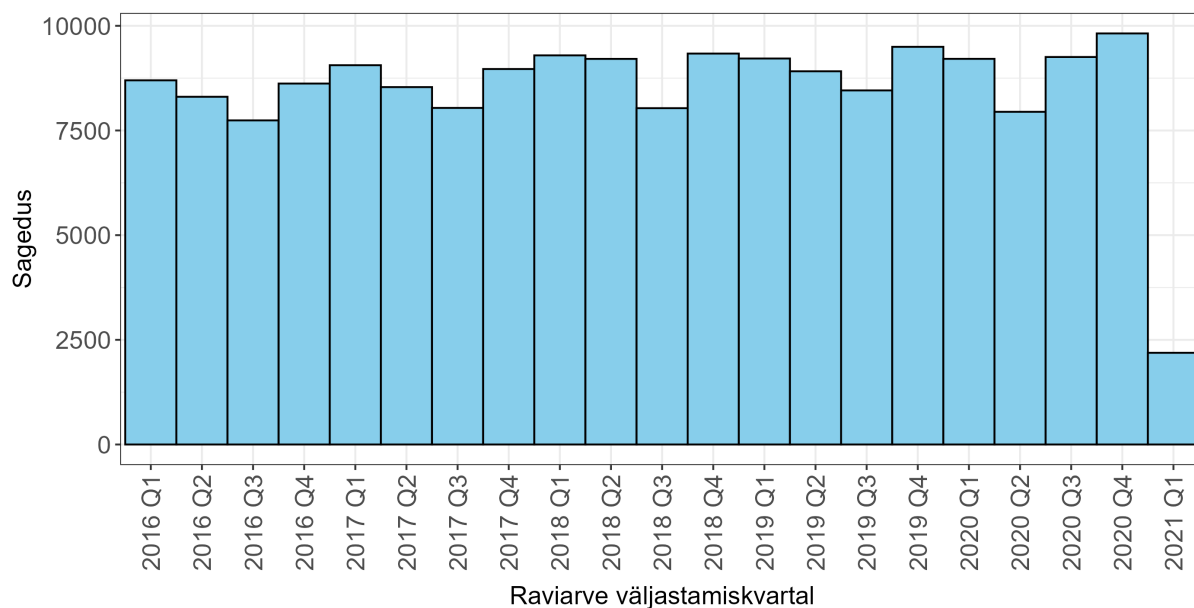
Tabelis 3 on välja toodud enesehinnangulise tervise järkude jaotused tunnuste lõikes. Tervise seisundite puhul on loetletud kokku vaid alates 2020. aasta algusest vastava diagnoosi saanud isikud. Kõikides tunnuste kategooriates on märgata ebavõrdset jaotust tervisehinnangu järkude vahel, kuid ühist kõige suurema osakaaluga järku kategooriateüleselt ei leidu.

Tabel 3. Enesehinnangulise tervise järkude arvu jaotus tunnuste lõikes

		n	Tervisehinnanguga isikute osakaal		
			Halb	Keskmine	Hea
<b>Sugu</b>	Kokku	5416	14,7%	45,1%	40,3%
	Mees	2161	15,2%	43,2%	41,6%
<b>Vanuserühm</b>	Naine	3255	14,3%	46,3%	39,4%
	18–24	453	10,2%	30,0%	59,8%
	25–34	646	6,4%	27,7%	65,9%
	35–44	675	9,5%	31,2%	58,7%
	45–54	854	8,8%	40,4%	50,8%
	55–64	1000	16,3%	49,2%	34,5%
	65–74	829	16,3%	58,5%	25,2%
	75–84	694	24,8%	63,8%	11,4%
	85+	265	37,4%	54,7%	7,9%
<b>Haridus</b>	Alg- või põhiharidus	1064	22,4%	48,4%	29,2%
	Keskharidus	2809	15,5%	47,9%	36,6%
	Kõrgharidus	1543	7,8%	37,6%	54,6%
<b>Tervises seisund</b>	COVID-19	55	9,1%	40,0%	50,9%
	ISH	171	27,5%	62,0%	10,5%
	SKH	936	26,7%	61,1%	12,2%
	Seljavalu	500	24,8%	48,2%	27,0%
	Insult	59	42,4%	45,8%	11,9%
	Diabeet	217	31,3%	57,6%	11,1%
	Depressioon	93	39,8%	52,7%	7,5%
	Kukkumised	222	25,2%	46,4%	28,4%
	Migreen	53	17,0%	41,5%	41,5%
	Ärevushäired	173	27,2%	53,8%	19,1%
	Artroos	355	29,9%	57,2%	13,0%
	SSL	350	16,9%	39,1%	44,0%
	Vähid	221	29,9%	59,3%	10,9%
	ÜHAN	776	11,9%	40,7%	47,4%
	Luumurrud	116	22,4%	41,4%	36,2%

Kui hinnangu järkude osakaale võrrelda tunnuse kategooriate vahel, siis meeste ja naiste vahel suurt erinevust ei esine. Vanuserühmade puhul on märgata, kuidas vanuse kasvades suurenevad järk-järgult ka järkude „halb“ ja „keskmine“ osakaalud. Tervises seisundite hulgas on näha, et suurem osa vastava diagnoosiga isikutest hindavad oma tervist keskmisele tasemele. Halvaks peavad oma tervist kõige suurema osakaaluga insuldi või depressiooni diagnoosiga isikud ning kõige vähem COVID-19 või ÜHAN põdenud isikud.

Magistritöö praktilises osas analüüsitavaid raviarveid on kokku umbes 178 000 unikaalset kirjet, sealjuures igale tervishoiuteenuseid kasutanud teisele isikule väljastati vaadeldud viie aasta pikkuses perioodis kokku kuni 26 raviarvet. Kõige rohkem on andmestikus ühele isikule kokku väljastatud 265 raviarvet ning samuti on valimis 151 isikut, kelle kohta andmestikus ei leidu mitte ühtegi raviarvet.



Joonis 2. Valimi summaarsed raviarvete sagedused

Joonisel 2 on näha, et väljastatud raviarvete sagedus on valimi seas väikeses kasvutrendis, kuid kvartali jooksul väljastatud raviarvete arv kõigub 7500 ja 10 000 vahel. Erandiks on ainult 2021. aasta esimene kvartal, kuna see ei hõlma terve kvartali raviarveid. Samuti on märgata raviarvete hulgas teatud sesoonsust, kus pea iga aasta lokaalne miinimum jääb kolmandasse kvartalis, välja arvatud 2020. aastal, kui kevadel koroonapandeemia tõttu plaanilist ravi edasi lükati. Kuigi raviastutuse külastamise sagedus aastate jooksul tõusis, siis iga külastaja kohta väljastatud raviarvete arv püsis kvartalite lõikes samal tasemel. Käsitleva ajaperioodi viimast kvartalit mitte arvestades oli ülejäänud kvartalite lõikes iga isik saanud meditsiinilist teenust keskmiselt 2–3 korral.

## 5.2 Raviarvete väljastamisaja mõju enesehinnangulisele tervisele

### 5.2.1 Raviarve olemasolu mõju kvartalite lõikes

Raviarvete olemasolu ajalise mõju uurimiseks tervisehinnangule kui kolmeastmelisele järjestustunnusele hinnati järjestatud probit-regressioonimudel. Lisaks uutele kvartalipõhiste tunnustele kaasati mudelisse tausttunnustena sugu, vanus aastates ja haridus. Tabelis 4 on välja toodud kõik mudelisse kaasatud tunnused koos parameetri hinnangu- kordajatega ning Bonferroni korrigeerimisega kohandatud p-väärtustega. Statistiliselt olulised tunnused on tähistatud tärniga.

Hinnatud mudelist on näha, et enesehinnangulisele tervisele statistiliselt oluline mõju on raviarve olemasolul paaris kvartalis. Nendeks kvartaliteks osutusid napilt 2020. aasta teine kvartal kohandatud p-väärtusega 0,048 ning 2021. aasta esimene kvartal. Negatiivne parameetri hinnang nendes kvartalites viitab sellele, et raviarve olemasolu suurendab madalama tervisehinnangu tõepära. Kohandamata p-väärtused olid olulisuse nivoost 0,05 väiksemad veel kvartali tunnustel

Tabel 4. Mudel 1 parameetrite hinnangud koos kohandatud p-väärtustega

Tunnus	Parameetri hinnang	Standardviga	Kohandatud p-väärtus
Raviarve 2016 Q1 — olemas vs. puudub	-0,016	0,040	1
Raviarve 2016 Q2 — olemas vs. puudub	-0,061	0,039	1
Raviarve 2016 Q3 — olemas vs. puudub	-0,005	0,040	1
Raviarve 2016 Q4 — olemas vs. puudub	-0,051	0,040	1
Raviarve 2017 Q1 — olemas vs. puudub	0,009	0,041	1
Raviarve 2017 Q2 — olemas vs. puudub	-0,047	0,040	1
Raviarve 2017 Q3 — olemas vs. puudub	-0,059	0,040	1
Raviarve 2017 Q4 — olemas vs. puudub	-0,075	0,041	1
Raviarve 2018 Q1 — olemas vs. puudub	-0,059	0,040	1
Raviarve 2018 Q2 — olemas vs. puudub	-0,050	0,041	1
Raviarve 2018 Q3 — olemas vs. puudub	-0,115	0,040	0,090
Raviarve 2018 Q4 — olemas vs. puudub	-0,023	0,042	1
Raviarve 2019 Q1 — olemas vs. puudub	-0,038	0,041	1
Raviarve 2019 Q2 — olemas vs. puudub	-0,053	0,041	1
Raviarve 2019 Q3 — olemas vs. puudub	-0,005	0,040	1
Raviarve 2019 Q4 — olemas vs. puudub	-0,074	0,041	1
Raviarve 2020 Q1 — olemas vs. puudub	-0,121	0,041	0,085
Raviarve 2020 Q2 — olemas vs. puudub	-0,121	0,039	0,048 *
Raviarve 2020 Q3 — olemas vs. puudub	-0,051	0,041	1
Raviarve 2020 Q4 — olemas vs. puudub	-0,123	0,041	0,060
Raviarve 2021 Q1 — olemas vs. puudub	-0,159	0,038	$5,9 \cdot 10^{-4}$ *
Sugu — naine vs. mees	0,152	0,034	$1,7 \cdot 10^{-4}$ *
Haridus — keskharidus vs. alg- või põhiharidus	0,212	0,042	$9,3 \cdot 10^{-6}$ *
Haridus — kõrgharidus vs. alg- või põhiharidus	0,599	0,048	$< 2 \cdot 10^{-16}$ *
Vanus	-0,018	0,001	$< 2 \cdot 10^{-16}$ *

2018 Q3, 2020 Q1 ja 2020 Q4, kuid Bonferroni korrektsioon ei võimalda käsitleda käsitleda neid tunnuseid statistiliselt olulisena. Olulisuse nivoost väiksemaid p-väärtusteid omavad ka kõik kolm mudelisse lisatud tausttunnust. Nende parameetri hinnangute märgi põhjal saab järeelda, et naised hindavad oma tervist meestega võrreldes pigem paremaks ning sama teevad ka kõrgema haridusega isikud. Vanuse suurenemisel tervise enesehinnang seevastu langeb. Mitme muutujaga regressiooni tõttu kontrolliti ka VIF-parameetrit kasutades mudeli tunnuste vahel multikollineaarsuse esinemist. Selle väärtused kõigi tunnuste kohta tulid kahest väiksemad ehk multikollineaarsus puudus.

Tabelis 5 on välja toodud keskmised marginaalefektid kõikide statistiliselt oluliste tunnuste kohta. Märkimist väärib marginaalefektide omadus, et iga tervisehinnangu järgu tõenäosuse muutus toimub mõne teise järgu tõenäosuse arvelt, s.t. marginaalefektide summad on ridahaaval võrdsed nulliga. Antud juhul on näha, et iga tunnuse puhul jäävad tervisehinnangu järgud „halb“ ja „keskmine“ nullist ühele poole ning järk „hea“ teisele poole.

Tabel 5. Mudel 1 keskmised marginaalefektid statistiliselt olulistel tunnustel

Tunnus	Tervisehinnangu järk		
	Halb	Keskmine	Hea
Raviarve 2020 Q2 — olemas vs. puudub	0,023	0,017	−0,040
Raviarve 2021 Q1 — olemas vs. puudub	0,032	0,020	−0,052
Sugu — naine vs. mees	−0,030	−0,019	0,049
Haridus — kesklaridus vs. alg- või põhiharidus	−0,048	−0,020	0,067
Haridus — kõrgharidus vs. alg- või põhiharidus	−0,115	−0,084	0,199
Vanus	0,0034	0,0023	−0,0057

Mudeli marginaalefektidest selgub, et raviarve olemasolu valitud kvartalites vähendab tervisehinnangu järgu „hea“ tõenäosust umbes 4–5 protsendipunkti võrra. Kahest statistiliselt olulisest kvartali tunnusest on absoluutväärtuselt suurema marginaalefektiga kõige hilisem kvartal, milles raviarve olemasolu suurendab järkude „halb“ ja „keskmine“ vastavalt 3,2 ning 2,0 protsendipunkti võrra. Erinevus kahe kvartali vahel tuleneb peamiselt järgust „halb“, milles 2020. aasta teise kvartali tunnuse marginaalefekt on viimasest kvartali tunnuse omast umbes 0,9 protsendipunkti ühiku võrra väiksem, samas kui vahe järgus „keskmine“ on sellest kolm korda väiksem. Kuigi vahepealsete kvartalite tunnused ei osutunud statistiliselt oluliseks, võib tabelist 5 järeldada, et hiljutisem raviasutuse külastus mõjutab tervisehinnangu järgu tõenäosust absoluutväärtuselt märgatavalt rohkem.

Negatiivne mõju tervisehinnangule on ka vanusel, kus aasta võrra vanemaks saamine vähendab hea tervisehinnangu tõenäosust ümardatult 0,6 protsendipunkti võrra. Sugude võrdluses on naistel näha meestega võrreldes keskmiselt 4,9 protsendipunkti võrra suuremat tõenäosust heale tervisehinnangule. Tervisehinnangule tõusvalt mõjub ka kõrgem haridustase – nii kesk- kui ka kõrgharidus suurendavad kõrgema hinnangu järgu tõenäosust, võrreldes alg- ja põhihariduse korral. Ühtlasi on kõrgharidusel vaadeldud tunnustest kõige suurem marginaalefekt, suurendades hea tervisehinnangu tõenäosust 19,9 protsendipunkti võrra.

### 5.2.2 Raviarvete sageduse mõju kvartalite lõikes

Kuigi analüüs näitas, et enesehinnangulisele tervisele mõjub oluliselt vaid raviarvete olemasolu hinnangu andmise hetkega kattuv kvartal ning teine kvartal sellele eelnenud aastal, otsustati uurida, kas ja kui suur oleks mõju siis, kui sõltuvateks tunnusteks oleksid alguskuupäeva järgi kvartalite lõikes diskreetse tunnusena väljastatud raviarvete sagedused koos tausttunnustega. Hinnatud järjestatud probit-regressioonimudel (vt tabelit 6) osutusid statistiliselt oluliseks vaid 2020. aasta neljas kvartal Bonferroni korrigeerimisega kohandatud p-väärtusega 0,005 ning kõik kolm tausttunnust. Sarnaselt eelmise mudeliga on mõju tollel tunnusel negatiivne ehk sagedamini raviasutusi külastavad isikud on tõenäolisemalt madalama tervisehinnanguga. Samuti kinnitab mudel, et raviasutuste külastused kaugemas minevikus sagedusest hoolimata ei oma olulist mõju enesehinnangulisele tervisele. Lisaks osutusid kõikide tunnuste VIF-kordajad kahest väiksemaks, mis osutab multikollineaarsuse puudumisele tunnuste vahel.

Tabel 6. Mudel 2 parameetrite hinnangud koos kohandatud p-väärtustega

<b>Tunnus</b>	<b>Parameetri hinnang</b>	<b>Standardviga</b>	<b>Kohandatud p-väärtus</b>
Raviarvete sagedus 2016 Q1	-0,013	0,010	1
Raviarvete sagedus 2016 Q2	-0,003	0,011	1
Raviarvete sagedus 2016 Q3	0,008	0,011	1
Raviarvete sagedus 2016 Q4	-0,011	0,011	1
Raviarvete sagedus 2017 Q1	-0,012	0,010	1
Raviarvete sagedus 2017 Q2	-0,008	0,011	1
Raviarvete sagedus 2017 Q3	-0,012	0,011	1
Raviarvete sagedus 2017 Q4	-0,021	0,011	1
Raviarvete sagedus 2018 Q1	-0,006	0,010	1
Raviarvete sagedus 2018 Q2	-0,017	0,011	1
Raviarvete sagedus 2018 Q3	-0,023	0,012	1
Raviarvete sagedus 2018 Q4	-0,004	0,011	1
Raviarvete sagedus 2019 Q1	-0,018	0,010	1
Raviarvete sagedus 2019 Q2	$-5,6 \cdot 10^{-5}$	0,011	1
Raviarvete sagedus 2019 Q3	-0,012	0,011	1
Raviarvete sagedus 2019 Q4	-0,013	0,011	1
Raviarvete sagedus 2020 Q1	-0,023	0,011	0,846
Raviarvete sagedus 2020 Q2	-0,031	0,011	0,113
Raviarvete sagedus 2020 Q3	-0,030	0,011	0,108
Raviarvete sagedus 2020 Q4	-0,037	0,009	0,005 *
Raviarvete sagedus 2021 Q1	-0,063	0,021	0,068
Sugu — naine vs. mees	0,135	0,033	0,001 *
Haridus — keskharidus vs. alg- või põhiharidus	0,216	0,042	$6,7 \cdot 10^{-6}$ *
Haridus — kõrgharidus vs. alg- või põhiharidus	0,600	0,048	$< 2 \cdot 10^{-16}$ *
Vanus	-0,018	0,001	$< 2 \cdot 10^{-16}$ *

Tabel 7. Mudel 2 keskmised marginaalefektid statistiliselt olulistel tunnustel

<b>Tunnus</b>	<b>Tervisehinnangu järk</b>		
	<b>Halb</b>	<b>Keskmine</b>	<b>Hea</b>
Raviarvete sagedus 2020 Q4	0,0067	0,0053	-0,012
Sugu — naine vs. mees	-0,025	-0,019	0,044
Haridus — keskharidus vs. alg- või põhiharidus	-0,046	-0,023	0,069
Haridus — kõrgharidus vs. alg- või põhiharidus	-0,108	-0,091	0,200
Vanus	0,0033	0,0025	-0,0058

Ainsa statistiliselt olulise kvartali tunnuse keskmised marginaalefektid (vt tabelit 7) osutuvad väiksemaks kui tabelis 5 leitavad oluliste kvartalite marginaalefektid. See tähendab, et iga 2020. aasta lõpus väljastatud raviarve suurendab hinnangute „halb“ ja „keskmine“ andmise tõenäosust vastavalt 0,7 ja 0,5 protsendipunkti võrra ning vähendab hinnangu „hea“ tõenäosust 1,2 protsendipunkti võrra. Hoolimata sellest, et tegemist on ainult ühe raviarve mõjuga, ületaksid

tervisehinnangu järkude tõenäosuste muudud viie raviarve korral eelmises mudelis osutunud oluliste kvartalite marginaalefekte.

Kuigi seni töös välja toodud kaks regressioonimudelit erinevad vaid selle poolest, et esimeses on raviarvetega seotud tunnused binaarsed ja teises diskreetsed, siis tausttunnuste marginaalefekte mõlema mudeli vahel võrreldes jääb vahe väikeseks. Kõige suurema marginaalefektiga püsib jätkuvalt hariduse tunnus, milles kõrghariduse olemasolu soodustab hea tervise raporteerimise tõenäosust 20,0 ning keskhariduse puhul 6,9 protsendipunkti võrra, võrreldes alg- või põhiharidusega.

### 5.2.3 Kõige hilisema raviarve alguskuupäeva mõju

Seni olid analüüsis arvesse võetud kõik raviarved sõltumata alguskuupäevast. Järgneva hinnatud mudeli tarbeks loodud sõltumatu tunnus põhineb vaid isikute kõige hilisema alguskuupäevaga raviarvetel. Eesmärk oli uurida, kas ja kui palju mõjutab enesehinnangulist tervist aeg viimasest arstikülastusest. Tabelis 8 on leitavad hinnatud mudeli parameetrite kordajad koos Bonferroni korrektsiooniga kohandatud p-väärtustega.

Tabel 8. Mudel 3 parameetrite hinnangud koos kohandatud p-väärtustega

Tunnus	Parameetri hinnang	Standardviga	Kohandatud p-väärtus
Viimane raviarve — >2 aastat varem vs. puudub	0,203	0,129	1
Viimane raviarve — 1–2 aastat varem vs. puudub	0,155	0,116	1
Viimane raviarve — 2020 Q2 vs. puudub	−0,030	0,126	1
Viimane raviarve — 2020 Q3 vs. puudub	0,048	0,109	1
Viimane raviarve — 2020 Q4 vs. puudub	−0,286	0,099	0,038 *
Viimane raviarve — 2021 Q1 vs. puudub	−0,512	0,100	$3,4 \cdot 10^{-6}$ *
Sugu — naine vs. mees	0,065	0,033	0,474
Haridus — keskharidus vs. alg- või põhiharidus	0,219	0,041	$1,3 \cdot 10^{-6}$ *
Haridus — kõrgharidus vs. alg- või põhiharidus	0,611	0,047	$< 2 \cdot 10^{-16}$ *
Vanus	−0,020	0,001	$< 2 \cdot 10^{-16}$ *

Mudeli näitajatest selgub, et võrreldes ilma raviarveta isikutega, erines tervise enesehinnang üksnes uuringu perioodi viimases kahes kvartalis kõige hilisemalt tervishoiuteenust saanud isikutel. Olgugi et 2020. aasta teine kvartal osutus mudelis 1 olulisteks, siis tõenäoliselt selle ebaolulisus mudelis 3 on tingitud sellest, et nimetatud kvartalis raviasutust külastanud isikutel võis olla veel üks raviarve väljastatud hilisemas kvartalis. Tausttunnustest osutusid selles mudelis oluliseks vaid vanus ja haridus.

Vaadeldava mudeli keskmistest marginaalefektidest (vt tabelit 9) on taas võimalik järeldada, et tervisehinnangu raporteerimise kvartalil viimati raviasutust külastanud isikutel on märgatavalt suurem tõenäosus halvale või keskmisele tervisehinnangule kui 2020. aasta neljandal kvartalil külastanud isikutel. Märkimist väärib ka see, et kuigi jätkuvalt püsib haridus absoluutväärtuselt

Tabel 9. Mudel 3 keskmised marginaalefektid statistiliselt olulistel tunnustel

Tunnus	Tervisehinnangu järk		
	Halb	Keskmine	Hea
Viimane raviarve — 2020 Q4 vs. puudub	0,052	0,050	-0,101
Viimane raviarve — 2021 Q1 vs. puudub	0,103	0,073	-0,177
Sugu — naine vs. mees	-0,013	-0,009	0,022
Haridus — keskharidus vs. alg- või põhiharidus	-0,052	-0,020	0,072
Haridus — kõrgharidus vs. alg- või põhiharidus	-0,121	-0,088	0,209
Vanus	0,0041	0,0027	-0,0068

kõige suurema marginaalefektiga 20,9 protsendipunkti juures, siis üsna lähedal sellele on ka 2021. aasta esimese kvartali marginaalefekt 17,7 protsendipunktiga.

Raviarvete väljastamisaja analüüs näitab raviarvete selget ajalist mõju enesehinnangulisele tervisele. Hinnatud regressioonimudelid viitavad üheselt sellele, et lühikest aega tagasi toimunud raviasutuse külastus on oluliseks mõjuriks madalamale tervisehinnangule. Samuti ei oma rohkem kui 2 aastat tagasi välja kirjutatud raviarved tervisehinnangu järgule olulist mõju.

#### 5.2.4 Ajaperioodi mõju lähtuvalt arsti erialast

Töös kasutada olnud andmetes saab ravivajadust ja -käsitluse tõsidust hinnata üksnes kaudselt, tuginedes selleks arve väljastanud arsti eriala koodile. Umbes 88 000 kirjel ehk pea pooltel kõikidest analüüsitavatest raviarvetest on väljastaja eriala koodiks märgitud „E300“, millega tähistatakse perearste. Kuna perearstil on haiguste ravil peamiselt roll haiguse avastamisel ja vastava eriarsti juurde suunamisel, siis otsustati täiendava analüüsina uurida, kas ja milline mõju on raviarve olemasolul enesehinnangulisele tervisele, kui eraldi käsitleda perearsti ning ülejäänud arstide väljastatud raviarveid.

Hinnatud järjestatud probit-regressioonimudeli näitajatest (vt tabelit 10) on näha, et statistiliselt olulised tunnused on uuritava ajaperioodi viimased kolm kvartalit nii perearsti kui ka muu erialaga arsti võrdluses raviarve puudumisega. Veel osutus oluliseks ka muu erialaga arsti väljastatud raviarve olemasolu 2020. aasta teises kvartalis. Taas on kõik olulised ajavahemiku tunnused negatiivse parameetri kordajaga, mis näitab enesehinnangulist tervist langetavat mõju raviarve olemasolul. Võrreldes mudeliga 1 (vt tabelit 4), on vaadeldavas mudelis seekord statistiliselt olulised ka 2020. aasta kolmas ja neljas kvartal nii perearsti kui ka muu eriarsti kategooria võrdluses. Samas tuleb arvesse võtta, et mudelis 4 on korraga tehtud vähem statistilisi teste, mistõttu Bonferroni korrigeerimisega saadud olulisuse nivoo on mudeli 1 olulisuse nivoost suurem ja seega ka alternatiivsele hüpoteesile rohkem vastuvõtlikum.

Kui võrrelda omavahel perearsti ning muu eriarsti kategooriate parameetri hinnanguid viimaste kvartalite kaupa, siis absoluutväärtuselt suurt erinevust ei paista esinevat. Samuti ei oma kumbki kategooria kõige suuremat parameetri hinnangut kõikides viimaste kvartalite tunnustes – 2020.

Tabel 10. Mudel 4 parameetrite hinnangud koos kohandatud p-väärtustega

Tunnus	Parameetri hinnang	Standardviga	Kohandatud p-väärtus
Raviarve >2 aastat varem — perearst vs. puudub	0,224	0,104	0,507
Raviarve >2 aastat varem — muu eriarst vs. puudub	0,103	0,091	1
Raviarve 1–2 aastat varem — perearst vs. puudub	0,075	0,069	1
Raviarve 1–2 aastat varem — muu eriarst vs. puudub	−0,041	0,063	1
Raviarve 2020 Q2 — perearst vs. puudub	−0,002	0,065	1
Raviarve 2020 Q2 — muu eriarst vs. puudub	−0,201	0,049	$7,7 \cdot 10^{-4}$ *
Raviarve 2020 Q3 — perearst vs. puudub	−0,166	0,043	0,006 *
Raviarve 2020 Q3 — muu eriarst vs. puudub	−0,204	0,109	$3,7 \cdot 10^{-5}$ *
Raviarve 2020 Q4 — perearst vs. puudub	−0,247	0,047	$2,7 \cdot 10^{-6}$ *
Raviarve 2020 Q4 — muu eriarst vs. puudub	−0,222	0,043	$5,1 \cdot 10^{-6}$ *
Raviarve 2021 Q1 — perearst vs. puudub	−0,235	0,055	$3,6 \cdot 10^{-4}$ *
Raviarve 2021 Q1 — muu eriarst vs. puudub	−0,261	0,054	$2,5 \cdot 10^{-5}$ *
Sugu — naine vs. mees	0,109	0,033	0,018 *
Haridus — keskharidus vs. alg- või põhiharidus	0,213	0,041	$4,6 \cdot 10^{-6}$ *
Haridus — kõrgharidus vs. alg- või põhiharidus	0,618	0,047	$< 2 \cdot 10^{-16}$ *
Vanus	−0,019	0,001	$< 2 \cdot 10^{-16}$ *

aasta neljandal kvartalil on suurim parameetri hinnang perearstil ning ülejäänutel muu eriarst. VIF-kordajad püsivad mudelis 4 viiest väiksemad, mille põhjal saab eeldada, et tunnuste vahel multikollineaarsust ei esine.

Tabel 11. Mudel 4 keskmised marginaalefektid statistiliselt olulistel tunnustel

Tunnus	Tervisehinnangu järk		
	Halb	Keskmine	Hea
Raviarve 2020 Q2 — muu eriarst vs. puudub	0,041	0,026	−0,067
Raviarve 2020 Q3 — perearst vs. puudub puudub	0,031	0,025	−0,056
Raviarve 2020 Q3 — muu eriarst vs. puudub puudub	0,039	0,029	−0,069
Raviarve 2020 Q4 — perearst vs. puudub puudub	0,047	0,037	−0,084
Raviarve 2020 Q4 — muu eriarst vs. puudub puudub	0,042	0,034	−0,075
Raviarve 2021 Q1 — perearst vs. puudub puudub	0,046	0,033	−0,079
Raviarve 2021 Q1 — muu eriarst vs. puudub puudub	0,052	0,036	−0,088
Sugu — naine vs. mees	−0,022	−0,014	0,036
Haridus — keskharidus vs. alg- või põhiharidus	−0,049	−0,019	0,069
Haridus — kõrgharidus vs. alg- või põhiharidus	−0,120	−0,089	0,208
Vanus	0,0038	0,0026	−0,0064

Mudeli 4 statistiliselt oluliste tunnuste kohta arvatud keskmised marginaalefektid on leitavad tabelis 11. Sarnaselt parameetri kordaja hinnangutega on erinevus perearsti ja muu eriarsti kategooriate vahel võrdlemisi väike ning kummalgi kategoorial ei ole marginaalefektid teisest suuremaid kõikide kvartalite vältel. Kõige rohkem vähendavad tervisehinnangu järgu „hea“

tõenäosust perearsti puhul 2020. aasta neljas kvartal ( $-8,4$  protsendipunkti) ning muu eriarsti puhul kõige viimane kvartal ( $-8,8$  protsendipunkti).

### 5.3 Tervise seisundite mõju enesehinnangulisele tervisele

#### 5.3.1 Tervise seisundi diagnoosi olemasolu mõju

Eelmises alapeatükis selgus, et enesehinnangulise tervise raporteerimise hetke ning sellele eelnenud raviarvete alguskuupäevade ajavahel on oluline mõju tervisehinnangu järgu esinemistõenäosusele. Kuigi mudelites osutusid statistiliselt oluliseks peamiselt 2020. aasta teine ja neljas ning 2021. aasta esimene kvartal, otsustati edasises analüüsis käsitleda ainult raviarveteid alguskuupäevaga alates 01.01.2020. Käsitletud ajaperioodi valikus lähtuti eelmistes mudelites arvatud kvartali tunnuste kohandamata p-väärtustest, mis valikusse jäänud kvartalitel olid valdavalt 0,05-st väiksemad.

Hinnatud järjestatud probit-mudel is võeti sõltuvate tunnustena arvesse nii vastloodud tunnused kui ka sugu, vanus ja haridus. Tunnuste parameetri hinnangud koos Bonferroni korrektsiooniga kohandatud p-väärtustega on leitavad tabelis 12. Täpniga on tähistatud statistiliselt olulised tunnused.

Tabel 12. Mudel 5 parameetrite hinnangud koos kohandatud p-väärtustega

Tunnus	Parameetri hinnang	Standardviga	Kohandatud p-väärtus	
COVID-19 — diagnoositud vs. puudub	0,005	0,162	1	
ISH — diagnoositud vs. puudub	-0,169	0,091	1	
SKH — diagnoositud vs. puudub	-0,307	0,462	$5,7 \cdot 10^{-10}$	*
Seljavalu — diagnoositud vs. puudub	-0,362	0,054	$4,4 \cdot 10^{-10}$	*
Insult — diagnoositud vs. puudub	-0,455	0,154	0,060	
Diabeet — diagnoositud vs. puudub	-0,432	0,080	$1,4 \cdot 10^{-6}$	*
Depressioon — diagnoositud vs. puudub	-0,872	0,122	$1,5 \cdot 10^{-11}$	*
Kukkumine — diagnoositud vs. puudub	-0,277	0,090	0,041	*
Migreen — diagnoositud vs. puudub	-0,316	0,162	0,972	
Ärevushäired — diagnoositud vs. puudub	-0,663	0,089	$1,7 \cdot 10^{-12}$	*
Artroos — diagnoositud vs. puudub	-0,379	0,064	$5,8 \cdot 10^{-8}$	*
SSL — diagnoositud vs. puudub	-0,125	0,066	1	
Vähk — diagnoositud vs. puudub	-0,427	0,080	$1,6 \cdot 10^{-6}$	*
ÜHÄN — diagnoositud vs. puudub	-0,090	0,047	1	
Luumurd — diagnoositud vs. puudub	-0,027	0,125	1	
Sugu — naine vs. mees	0,038	0,033	1	
Haridus — keskharidus vs. alg- või põhiharidus	0,226	0,042	$1,2 \cdot 10^{-6}$	*
Haridus — kõrgharidus vs. alg- või põhiharidus	0,591	0,048	$< 2 \cdot 10^{-16}$	*
Vanus	-0,018	0,001	$< 2 \cdot 10^{-16}$	*

Mudelist 5 on näha, et 15 tervise seisundist kaheksal viitab diagnoosi olemasolu statistiliselt olulisele mõjule. Sealjuures on kõigil olulistel seisunditel parameetri hinnangud negatiivsed,

mis viitab enesehinnangulist tervist langetavale mõjule. Olulisteks tervise seisunditeks osutusid SKH, seljavalu, diabeet, depressioon, kukkumine, ärevushäired, artroos ning vähk. Napilt jäi kohandatud p-väärtusega 0,06 oluliste tunnuste hulgast välja insuldi tunnus. Tausttunnustest osutusid statistiliselt oluliseks vanus ja haridus, ent tervisehinnangu erinevust meeste ja naiste vahel mudeli põhjal ei esine.

Tabel 13. Mudel 5 keskmised marginaalefektid statistiliselt olulistel tunnustel

Tunnus	Tervisehinnangu järk		
	Halb	Keskmine	Hea
SKH — diagnoositud vs. puudub	0,065	0,037	-0,101
Seljavalu — diagnoositud vs. puudub	0,079	0,038	-0,116
Diabeet — diagnoositud vs. puudub	0,098	0,039	-0,137
Depressioon — diagnoositud vs. puudub	0,228	0,020	-0,248
Kukkumine — diagnoositud vs. puudub	0,059	0,030	-0,089
Ärevushäired — diagnoositud vs. puudub	0,162	0,037	-0,199
Artroos — diagnoositud vs. puudub	0,084	0,038	-0,122
Vähk — diagnoositud vs. puudub	0,097	0,038	-0,135
Haridus — keskhariidus vs. alg- või põhiharidus	-0,050	-0,023	0,074
Haridus — kõrghariidus vs. alg- või põhiharidus	-0,113	-0,087	0,200
Vanus	0,0036	0,0026	-0,0062

Mudeli interpreteerimiseks arvatati taas välja keskmised marginaalefektid, mis statistiliselt oluliste tunnuste kohta on välja toodud tabelis 13. Kõige suuremat mõju enesehinnangulise tervise langusele omavad vaimset tervist hõlmavad seisundid ehk depressioon ja ärevushäired. Nendel tervise seisundite diagnoosi olemasolu vähendab tervisehinnangu „hea“ tõenäosust vastavalt 24,8 ning 19,9 protsendipunkti võrra. Märkimist väärib ka tähelepanek, et valdav osa kategooria „hea“ tõenäosuse muutust on kantud üle hinnangule „halb“. Sellest saab järeldada, et vaimsel tervisel on madala tervise enesehinnangu määramisel üsna suur roll.

Peale kukkumise on ka ülejäänud olulistel tervise seisunditel vähemalt 10-protsendipunktiline negatiivne „hea“ kategooria tõenäosust langetav mõju. Kuigi vähk oleks selle põdemise ja ravi olemuse poolest võinud sobida kõige suuremaks tervisehinnangu langetajaks, jääb see ikkagi alla sellistele krooniliselt põetavatele tervise seisunditele nagu diabeet, ärevushäired ning depressioon. Tausttunnuste puhul on mudeli 5 ning varasemate mudelite marginaalefektide vaheline erinevus pigem väike. Olgugi et analüüs hõlmab varasemast väiksemat alamhulka raviarveid, siis analüütiline valim ise püsib koos tausttunnustega muutumatuna, mistõttu ka tausttunnuste marginaalefektid mudel-mudelilt oluliselt ei muutu.

### 5.3.2 Raviarvete sageduse mõju tervise seisundite lõikes

Kuuenda ehk viimase järjestatud probit-regressioonimudeli hindamiseks kaasati kõigi tervise seisundite diagnoosidega raviarvete sagedust tähistavad tunnused. Tabelis 14 on välja toodud selle mudeli parameetrite hinnangud koos kohandatud p-väärtustega.

Tabel 14. Mudel 6 parameetrite hinnangud koos kohandatud p-väärtustega

Tunnus	Parameetri hinnang	Standardviga	Kohandatud p-väärtus	
COVID-19 — raviarvete sagedus	0,029	0,159	1	
ISH — raviarvete sagedus	-0,099	0,037	0,134	
SKH — raviarvete sagedus	-0,108	0,016	$2,1 \cdot 10^{-10}$	*
Seljavalu — raviarvete sagedus	-0,216	0,027	$3,8 \cdot 10^{-14}$	*
Insult — raviarvete sagedus	-0,115	0,048	0,307	
Diabeet — raviarvete sagedus	-0,090	0,023	0,0016	*
Depressioon — raviarvete sagedus	-0,176	0,029	$1,3 \cdot 10^{-8}$	*
Kukkumine — raviarvete sagedus	-0,102	0,038	0,140	
Migreen — raviarvete sagedus	-0,109	0,049	0,513	
Ärevushäired — raviarvete sagedus	-0,129	0,020	$1,1 \cdot 10^{-9}$	*
Artroos — raviarvete sagedus	-0,106	0,020	$2,7 \cdot 10^{-6}$	*
SSL — raviarvete sagedus	-0,060	0,022	0,117	
Vähk — raviarvete sagedus	-0,070	0,013	$5 \cdot 10^{-7}$	*
ÜHÄN — raviarvete sagedus	-0,086	0,032	0,152	
Luumurd — raviarvete sagedus	0,029	0,0433	1	
Sugu — naine vs. mees	0,044	0,033	1	
Haridus — keskhariidus vs. alg- või põhihariidus	0,228	0,042	$9,2 \cdot 10^{-7}$	*
Haridus — kõrghariidus vs. alg- või põhihariidus	0,605	0,048	$< 2 \cdot 10^{-16}$	*
Vanus	-0,020	0,001	$< 2 \cdot 10^{-16}$	*

Võrreldes sellele eelneva mudeliga (vt tabelit 12), on mudelis 6 ühe tunnuse võrra vähem statistilisi olulisi tunnuseid. Statistiliselt olulisena püsivad peaaegu samad terviseseisundid, välja arvatud kukkumine, mille kohandatud p-väärtus 0,14 asetseb üle olulisuse nivoo. Taas on näha kõikidel olulistel terviseseisunditel negatiivseid parameetri hinnanguid, mille põhjal saab järeldada, et sagedasem arsti poole pöördumine suurendab madalamat järku enesehinnangulise tervise tõenäosust.

Tabelis 15 välja toodud mudeli keskmised marginaalefektid tulevad terviseseisundite tunnustel absoluutväärtuse järgi väiksemad. Kui binaarsete tunnuste terviseseisundi tunnuste puhul (vt tabelit 13) mõjutasid kõige rohkem hea tervisehinnangu tõenäosust vaimse tervise seisundid, siis raviarvete sagedust hõlmates omab absoluutväärtuselt kõige suuremat mõju hoopis seljavalu, mille diagnoosiga raviarve vähendab hinnangu järgu „hea“ andmise tõenäosust 7,3 protsendipunkti võrra. Depressioon ja ärevushäired paiknevad vastavalt marginaalefekti suuruse poolest teisel ning kolmandal kohal.

Antud olukorras tuleks arvesse võtta terviseseisundite vahel varieeruvat raviarvete sageduse jaotust diagnoositute hulgas. Kuigi vähidiagnoosi puhul on ühe raviarve mõju terviseseisunditest kõige madalam ehk iga väljastatud raviarvega väheneb järgu „hea“ tõenäosus 2,4 protsendipunkti haaval, siis keskmiselt oli igal vähidiagnoosiga isikul alates 2020. aasta algusest ümardatult umbes 4 vastava põhidiagnoosiga raviarvet. Vastukaaluks oli seljavaluga isikul keskmiselt umbes

Tabel 15. Mudel 6 keskmised marginaalefektid statistiliselt olulistel tunnustel

Tunnus	Tervisehinnangu järk		
	Halb	Keskmine	Hea
SKH — raviarvete sagedus	0,021	0,015	−0,036
Seljavalu — raviarvete sagedus	0,042	0,031	−0,073
Diabeet — raviarvete sagedus	0,017	0,013	−0,030
Depressioon — raviarvete sagedus	0,034	0,025	−0,059
Ärevushäired — raviarvete sagedus	0,025	0,018	−0,043
Artroos — raviarvete sagedus	0,021	0,015	−0,036
Vähk — raviarvete sagedus	0,014	0,010	−0,024
Haridus — keskharidus vs. alg- või põhiharidus	−0,051	−0,023	0,075
Haridus — kõrgharidus vs. alg- või põhiharidus	−0,115	−0,091	0,206
Vanus	0,0038	0,0028	−0,0067

2 vastava diagnoosiga raviarvet. Selle põhjal võib järeldada, et kuigi suurem raviarvete sagedus mõjub tervise enesehinnangule langetavalt, siis mõju suurus oleneb rohkem tervises seisundist endast kui sellega arsti poole pöördumise sagedusest.

## 6 Arutelu

Magistritöö tulemused näitavad, et varasem tervishoiuteenuste kasutamine mõjub enesehinnangulisele tervisele langetavalt. Tulemustest selgub, et madalama tervisehinnangu tõenäosust suurendavad kvartalist sõltuvalt 2–10 protsendipunktivõrra eelkõige kuni aasta eest toimunud raviasutuste külastused ning hinnangu tõenäosuse muutuse suurus sõltub ka raviarve sagedusest. Kaugemasse minevikku jäävad raviarved tervisehinnangule enam statistiliselt olulist mõju ei avalda. Sealjuures ei oma tähtsust ka raviarve väljastanud arsti eriala koodi järgi perearstide eristamine muust tervishoiutöötajast. Kuigi analüüs näitas, et nii perearsti kui ka muu tervishoiu töötaja poolt väljastatud raviarved mõjuvad enesehinnangulisele tervisele negatiivselt, ei näidanud marginaalefektid kummagi arsti mõju teisest oluliselt suuremana. Lisaks näitasid hinnatud järjestatud probit-regressioonimudelid, et tervise enesehinnangut langetavad analüüsitud tervise seisunditest SKH, seljavalu, diabeet, depressioon, kukkumised, ärevushäired, artroos ning vähid. Teema vähene käsitlus teaduskirjanduses ei võimalda saadud ravi toimumisajaga seotud tulemusi kõrvutada mõne sarnase uuringuga.

Analüüsi kaasatud tervise seisundite hulgast osutusid kõige rohkem negatiivses suunas mõjutajateks vaimset tervist hõlmavad depressioon ning ärevushäired. Tulemused näitasid, et depressiooni diagnoosi olemasolu vähendab tervisehinnangu skaala kõrgemate järkude „hea“ ja „väga hea“ andmise tõenäosust, võrreldes ülejäänud tervise seisunditega, 25 ning ärevushäirete puhul 20 protsendipunkti võrra. Sarnast seost on varasemalt täheldatud vanemate kui 64-aastaste seas, kelle puhul depressiooni sümptomite olemasolu viib madala tervise enesehinnanguni (Peleg ja Nudelman, 2021). Samuti osutavad uuringud vastupidise seose kehtimisele, mille korral enesehinnanguline tervis sobib indikaatoriks hinnangujärgsel perioodil nii depressiooni kui ka ärevushäirete sümptomite prognoosimiseks. Ka sellisel juhul on madalama tervise enesehinnanguga isikute seas mõlema tervise seisundi sümptomite esinemine tõenäolisem kui oma tervist heaks hinnanud isikutel (Ambresin *et al.*, 2014; Östberg ja Nordin, 2022).

2021. aastal toimus Eestis kaks suuremat koroonaviirusesse nakatumislainet, millest esimene möödus umbes samal perioodil, kui vastati RVTU I laine küsimustikule. Kuigi GBD uuringu hinnangul põhjustas COVID-19 samal aastal kõige suurema osakaalu DALY-dest Eestis (IHME, 2024) ning sellest lähtuvalt oleks võinud sobida heaks indikaatoriks ka enesehinnangulise tervise prognoosimisel, ei osutunud see analüüsis oluliseks mõjuriks. Osaliselt võis see olla tingitud töös kasutatava andmestiku piiritletusest – raviarvete andmed olid saadaval 01.03.2021 seisuga, mil nakatumislaine oli lähenemas haripunktile, ning magistritöö jaoks lisapäringut Tervisekassale ei esitatud. 2020. aasta vältel olid nakatumisnäidud oluliselt madalamad kui järgnenud aastal (Worldometer, 2024), millest tulenevalt sattus töö analüütilisse valimisse teiste tervise seisunditega võrreldes vähe vastava diagnoosiga isikuid. COVID-19 põdesid enamik nakatunutest kergete sümptomitega ning selle tõsisemalt põdemise risk sõltub suuresti ka vanusest ning muudest varasemalt põetud tervise seisunditest nagu südametõved ja diabeet (Stein, 2020), mis töö tulemuste põhjal mõjuvad enesehinnangulisele tervisele negatiivselt.

Magistritöö tugevusteks on suur küsitlusuuringule vastanutega valim (ca 0,5% kogu Eesti täis-

kasvanud rahvastikust 2021. aastal) ja isikupõhiste registriandmete kasutamine. Valimi käest terviseseisundite kohta otse küsimine võib teema tundlikkusest või vastaja puudulikust mälust tulenevalt kaasa tuua vastamisnihet, mistõttu tegelikkusele vastavate tulemusteni jõudmiseks sobivad registriandmed paremini. Samas ei pruugi töös kasutatavad andmed valimi isikute terviseajalugu täielikult ära katta, kuna puudub teave vastuvõttude kohta erameditsiini või välismaa sektorites. Kuigi nende puudumise mõju ei ole võimalik täpselt hinnata, ei saa sellegipoolest välistada stsenaariumit, kus taolised raviarved oleksid mõnele kvartalile lisanud juurde raviarvega isikuid või mõnele vähemsagedasele terviseseisundile diagnoosituid.

Koroonapandeemia ajal mõjutasid nakatumislained ka plaanilise ravi saadavust Eesti raviasutustes. Ära jäeti või lükati edasi hulgaliselt plaanilise ravi protseduure ja operatsioone, mille tulemusel vähenes 2020. aastal haiglaravi juhtude arv umbes 12% võrra, seda hoolimata madalast haiglaravi vajavate nakatunute arvust (Tervise Arengu Instituut, 2022). Kuna plaanilist ravi pakuti eelistatult kriitilise vajadusega patsientidele ning ülejäänutele anti valik oodata pikemat aega ravijärjekorras või ravist loobuda, siis võib see segava faktorina mõjutada hiliste kvartalite kohta leitud seost. Seega oleks saadud tulemuste valideerimiseks tarvilik teha kordusuuring andmetega pandemiajärgsest perioodist, kuna vähene teemakäsitus teaduskirjanduses ei võimalda tulemusi mõne muu valimiga võrrelda.

Tulevikus saaks teha tööks kasutatud andmestikuga lisaanalüüse. Näiteks võimaldab RVTU valimi andmestik täpsustavalt uurida hospitaliseerimiste ning kõrvaldiagnooside põhjal komorbiidsuse ehk mitme terviseseisundi samaaegse koosinemise mõju enesehinnangulisele tervisele. Peale selle koguti RVTU-s andmeid enesehinnangulisest tervisest valimi kohta kokku kolmel ajahetkel, millele tuginedes saaks käsitleda hinnangu muutumist ajas.

## 7 Kokkuvõte

Käesoleva magistritöö eesmärk oli uurida, kas varasem tervishoiuteenuste kasutamine prognoosib tervise enesehinnangut. Teaduskirjandust, mis seda varasemalt on käsitletud, leidub töö kirjutamise hetkel võrdlemisi vähe. Uurimus jagunes kaheks osaks, millest esimeses analüüsiti ravi alguskuupäeva ning teises valitud 15 terviseseisundi mõju hinnangule. Töös kasutatud andmed olid pärit RVTU küsitlusuuringust ning Tervisekassalt. Enesehinnangulise tervise kui järjestustunnuse prognoosimiseks kasutati järjestatud probit-regressioonimudelit. Lisaks ravi alguskuupäevaga ning terviseseisunditega seotud tunnustele kaasati tausttunnustena mudelisse ka sugu, haridus ja vanus. Tulemuste tõlgendamiseks arvatati mudelites iga statistiliselt olulise tunnuse keskmised marginaaleffektid.

Töö tulemused näitasid, et rohkem kui aasta eest toimunud raviasutuse külastused ei mõjuta enesehinnangulist tervist oluliselt. Seevastu kuni aasta eest väljastatud raviarvete eksistents avaldab tervise enesehinnangule negatiivset mõju, suurendades eelkõige madalamate järkude raporteerimise tõenäosust kvartalist sõltuvalt 2–10 protsendipunkti võrra. Terviseseisundite hulgast panustavad tervise enesehinnangu langemisele kõige enam depressioon ning ärevushäired. Analüüsist selgus, et naised hindavad oma tervist heaks suurema tõenäosusega kui mehed. Samuti lisab kõrgemat järku hinnangute andmise tõenäosusele juurde kõrgem haridustase.

Magistritöös saadud tulemused on oluliseks panuseks enesehinnangulise tervise ning tervishoiuteenuste kasutamise teemal hõredalt käsitletud teaduskirjandusse. Kuna tervise enesehinnang on oluline indikaator suremuse hindamisel, siis edasine analüüs võiks uurida saadud tulemuste rakendamise kasulikkust suremuse prognoosimisel. Lisaks võimaldavad töös kasutatud andmed uurida täpsustavalt hospitaliseerimiste mõju tervise enesehinnangule. Võrreldavate uuringute puudumise tõttu oleks tarvilik tulemuste valideerimiseks viia läbi mõne muu valimiga kordusuuring.

## Kasutatud allikad

- Ambresin, G., Chondros, P., Dowrick, C., Herrman, H. ja Gunn, J. M. (2014). „Self-rated health and long-term prognosis of depression“. *The Annals of Family Medicine* 12.1, lk. 57–65. DOI: <https://doi.org/10.1370/afm.1562>.
- Choi, J. H. ja Miyamoto, Y. (2022). „Cultural differences in self-rated health: The role of influence and adjustment“. *Japanese Psychological Research* 64.2, lk. 156–169. DOI: <https://doi.org/10.1111/jpr.12405>.
- Davezies, L., D’Haultfoeuille, X. ja Laage, L. (2021). „Identification and estimation of average marginal effects in fixed effects logit models“. *arXiv preprint arXiv:2105.00879*. DOI: <https://doi.org/10.48550/arXiv.2105.00879>.
- DeSalvo, K. B., Bloser, N., Reynolds, K., He, J. ja Muntner, P. (2006). „Mortality prediction with a single general self-rated health question: a meta-analysis“. *Journal of general internal medicine* 21, lk. 267–275. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1525-1497.2005.00291.x>.
- Falconer, J. ja Quesnel-Vallée, A. (2017). „Pathway from poor self-rated health to mortality: Explanatory power of disease diagnosis“. *Social Science & Medicine* 190, lk. 227–236. ISSN: 0277-9536. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2017.08.008>. URL: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S027795361730480X>.
- Farkas, J., Kosnik, M., Flezar, M., Suskovic, S. ja Lainscak, M. (2010). „Self-Rated Health Predicts Acute Exacerbations and Hospitalizations in Patients With COPD“. *Chest* 138.2, lk. 323–330. ISSN: 0012-3692. DOI: <https://doi.org/10.1378/chest.09-2459>. URL: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0012369210604138>.
- Franks, P., Gold, M. R. ja Fiscella, K. (2003). „Sociodemographics, self-rated health, and mortality in the US“. *Social Science & Medicine* 56.12, lk. 2505–2514. ISSN: 0277-9536. DOI: [https://doi.org/10.1016/S0277-9536\(02\)00281-2](https://doi.org/10.1016/S0277-9536(02)00281-2). URL: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0277953602002812>.
- Greene, H. W. (2003). *Econometric analysis fifth edition*. New York University, lk. 51, 736–740.
- Güneri, Ö. İ., Durmuş, B. ja İncekırık, A. (2022). „Ordered choice models: Ordinal logit and ordinal probit“. *Journal of Interdisciplinary Sciences* 6.2.
- Heistaro, S., Jousilahti, P., Lahelma, E., Vartiainen, E. ja Puska, P. (2001). „Self rated health and mortality: a long term prospective study in eastern Finland“. *Journal of Epidemiology & Community Health* 55.4, lk. 227–232. ISSN: 0143-005X. DOI: 10.1136/jech.55.4.227. eprint: <https://jech.bmj.com/content/55/4/227.full.pdf>. URL: <https://jech.bmj.com/content/55/4/227>.
- Institute for Health Metrics and Evaluation (2024). *GBD Compare Data Visualization*. URL: <http://vizhub.healthdata.org/gbd-compare> (vaadatud 07.04.2025).
- Jylhä, M. (2009). „What is self-rated health and why does it predict mortality? Towards a unified conceptual model“. *Social Science & Medicine* 69.3, lk. 307–316. ISSN: 0277-9536. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2009.05.013>. URL: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0277953609002925>.
- Jylhä, M., Guralnik, J. M., Ferrucci, L., Jokela, J. ja Heikkinen, E. (mai 1998). „Is Self-Rated Health Comparable across Cultures and Genders?“ *The Journals of Gerontology: Series B* 53B.3, S144–S152. ISSN: 1079-5014. DOI: 10.1093/geronb/53B.3.S144. eprint: <https://doi.org/10.1093/geronb/53B.3.S144>.

- //academic.oup.com/psychsocgerontology/article-pdf/53B/3/S144/1449342/53B-3-S144.pdf. URL: <https://doi.org/10.1093/geronb/53B.3.S144>.
- Kananen, L., Enroth, L., Raitanen, J., Jylhävä, J., Bürkle, A., Moreno-Villanueva, M., Bernhardt, J., Toussaint, O., Grubeck-Loebenstein, B., Malavolta, M. *et al.* (2021). „Self-rated health in individuals with and without disease is associated with multiple biomarkers representing multiple biological domains“. *Scientific reports* 11.1, lk. 6139. URL: <https://www.nature.com/articles/s41598-021-85668-7> (vaadatud 13.05.2025).
- Laidra, K., Reile, R., Havik, M., Leinsalu, M., Murd, C., Tulviste, J., Tamson, M., Akkermann, K., Kreegipuu, K., Sultson, H., Ainsaar, M., Uusberg, A., Rahno, J., Panov, L., Leetmaa, K., Aasa, A., Veidebaum, T., Lehto, K. ja Konstabel, K. (2023). „Estonian National Mental Health Study: Design and methods for a registry-linked longitudinal survey“. *Brain and Behavior* 13.8, e3106. DOI: <https://doi.org/10.1002/brb3.3106>. eprint: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/pdf/10.1002/brb3.3106>. URL: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1002/brb3.3106>.
- Layes, A., Asada, Y. ja Kephart, G. (2012). „Whiners and deniers – What does self-rated health measure?“ *Social Science & Medicine* 75.1, lk. 1–9. ISSN: 0277-9536. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2011.10.030>. URL: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0277953611006745>.
- McDowell, I. (2006). *Measuring health: a guide to rating scales and questionnaires*. Oxford university press.
- Nielsen, T. H. (2016). „The Relationship Between Self-Rated Health and Hospital Records“. *Health Economics* 25.4, lk. 497–512. DOI: <https://doi.org/10.1002/hec.3167>. eprint: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/pdf/10.1002/hec.3167>. URL: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1002/hec.3167>.
- Peleg, S. ja Nudelman, G. (2021). „Associations between self-rated health and depressive symptoms among older adults: Does age matter?“ *Social Science & Medicine* 280, lk. 114024. ISSN: 0277-9536. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2021.114024>. URL: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0277953621003567>.
- Pöld, M., Pärna, K. ja Ringmets, I. (2016). „Trends in self-rated health and association with socioeconomic position in Estonia: data from cross-sectional studies in 1996–2014“. *International Journal for Equity in Health* 15, lk. 1–9. DOI: <https://doi.org/10.1186/s12939-016-0491-9>.
- Reile, R., Põlajev, A. ja Saavaste, J. (2025). *Eesti täiskasvanud rahvastiku tervisekäitumise uuring 2024. Metoodika ja standardtabelite kogumik*. Tervise Arengu Instituut. ISBN: 978-9949-666-68-3 (pdf). URL: [https://www.tai.ee/sites/default/files/2025-04/tku2024\\_kogumik\\_29apr2025\\_final.pdf](https://www.tai.ee/sites/default/files/2025-04/tku2024_kogumik_29apr2025_final.pdf) (vaadatud 11.05.2025).
- Rivera, B. (2001). „The effects of public health spending on self-assessed health status: an ordered probit model“. *Applied Economics* 33.10, lk. 1313–1319. DOI: 10.1080/00036840010007146. eprint: <https://doi.org/10.1080/00036840010007146>. URL: <https://doi.org/10.1080/00036840010007146>.
- Robine, J.-M., Jagger, C. ja Group, T. E.-R. (september 2003). „Creating a coherent set of indicators to monitor health across Europe: the Euro-REVES 2 project“. *European Journal of Public Health* 13.suppl\_3, lk. 6–14. ISSN: 1101-1262. DOI: 10.1093/eurpub/13.suppl\_3.6.

- eprint: <https://academic.oup.com/eurpub/article-pdf/13/suppl\3/6/1192558/13-suppl\3-6.pdf>. URL: [https://doi.org/10.1093/eurpub/13.suppl%5C\\_3\\_6](https://doi.org/10.1093/eurpub/13.suppl%5C_3_6).
- Stein, R. A. (2020). „COVID-19: Risk groups, mechanistic insights and challenges“. *International Journal of Clinical Practice* 74.8, e13512. DOI: <https://doi.org/10.1111/ijcp.13512>. eprint: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/pdf/10.1111/ijcp.13512>. URL: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/ijcp.13512>.
- Tamayo-Fonseca, N., Nolasco, A., Quesada, J. A., Pereyra-Zamora, P., Melchor, I., Moncho, J., Calabuig, J. ja Barona, C. (2015). „Self-rated health and hospital services use in the Spanish National Health System: a longitudinal study“. *BMC health services research* 15, lk. 1–9. DOI: <https://doi.org/10.1186/s12913-015-1158-8>.
- Tervise Arengu Instituut (2022). *2021. aastal oli haiglaravi juhtude arv samas suurusjärgus 2020. aastaga*. URL: <https://www.tai.ee/et/uudised/2021-aastal-oli-haiglaravi-juhtude-arv-samas-suurusjargus-2020-aastaga> (vaadatud 29.04.2025).
- Ward, Z. J. ja Goldie, S. J. (2024). „Global Burden of Disease Study 2021 estimates: implications for health policy and research“. *The Lancet* 403.10440, lk. 1958–1959. DOI: [https://doi.org/10.1016/s0140-6736\(24\)00812-2](https://doi.org/10.1016/s0140-6736(24)00812-2).
- Worldometer (2024). *Estonia COVID - Coronavirus Statistics*. URL: <https://www.worldometers.info/coronavirus/country/estonia/> (vaadatud 29.04.2025).
- Wright, S. P. (1992). „Adjusted P-Values for Simultaneous Inference“. *Biometrics* 48.4, lk. 1005–1013. ISSN: 0006341X, 15410420. URL: <http://www.jstor.org/stable/2532694> (vaadatud 10.05.2025).
- Östberg, D. ja Nordin, S. (2022). „Three-year prediction of depression and anxiety with a single self-rated health item“. *Journal of Mental Health* 31.3. PMID: 35272543, lk. 402–409. DOI: 10.1080/09638237.2021.2022610. eprint: <https://doi.org/10.1080/09638237.2021.2022610>. URL: <https://doi.org/10.1080/09638237.2021.2022610>.

# Lisad

## I. Litsents

### **Lihtlitsents lõputöö reprodutseerimiseks ja üldsusele kättesaadavaks tege- miseks**

Mina, **Johann Saavaste**,

1. annan Tartu Ülikoolile tasuta loa (lihtlitsentsi) minu loodud teose

**Varasema tervishoiuteenuste kasutamise mõju enesehinnangulisele tervisele Eestis,**

mille juhendajad on Rainer Reile ja Raivo Kolde,

reprodutseerimiseks eesmärgiga seda säilitada, sealhulgas lisada digitaalarhiivi DSpace kuni autoriõiguse kehtivuse lõppemiseni.

2. Annan Tartu Ülikoolile loa teha punktis 1 nimetatud teos üldsusele kättesaadavaks Tartu Ülikooli veebikeskkonna, sealhulgas digitaalarhiivi DSpace kaudu Creative Commons'i litsentsiga CC BY NC ND 3.0, mis lubab autorile viidates teost reprodutseerida, levitada ja üldsusele suunata ning keelab luua tuletatud teost ja kasutada teost ärieesmärgil, kuni autoriõiguse kehtivuse lõppemiseni.
3. Olen teadlik, et punktides 1 ja 2 nimetatud õigused jäävad alles ka autorile.
4. Kinnitan, et lihtlitsentsi andmisega ei riku ma teiste isikute intellektuaalomandi ega isikuandmete kaitse õigusaktidest tulenevaid õigusi.

Johann Saavaste

**15.05.2025**