Tampereen yliopisto

Pasi Kytölä

METSÄN ÄÄNIMAAILMAN ELVYTTÄVÄ VAIKUTUS KIRURGEIHIN JA VAIKUTUKSEN TUTKIMINEN LINEAARISELLA SEKAMALLILLA

Informaatioteknologian ja viestinnän tiedekunta
Tilastollisen data-analyysin kandidaattitutkielma
Huhtikuu 2021

Tiivistelmä

Pasi Kytölä: Metsän äänimaailman elvyttävä vaikutus kirurgeihin ja vaikutuksen tutkiminen lineaarisella sekamallilla
Kanditaattitutkielma
Tampereen yliopisto
Matematiikan ja tilastollisen data-analyysin tutkinto-ohjelma
Huhtikuu 2021

Työn tarkoitus on ollut tutustua korreloituneen pitkittäisaineiston tilanteessa lineaarisiin sekamalleihin ja samalla selvittää eksploratiivisen tutkimuksen tuloksena saadusta aineistosta vastauksia tutkimuksessa esiinnousseisiin kysymyksiin.

Menetelmänä käytetty lineaarinen sekamalli tarjoaa monipuoliset keinot pitkittäisaineistoon luontaisesti syntyvän korrelaation huomioon ottamiseksi. Korrelaatiota syntyy, kun saman havaintoyksikön ominaisuuksia tilastoidaan useina peräkkäisinä ajankohtina. Sekamallissa kiinteän osan taustamuuttujat voivat vaihdella satunnaisesti mallin satunnaisen osan muodostamissa ryhmissä. Ryhmittelyllä voidaa voidaan huomioida aineistossa esiintyvää korrelaatiota. Aineistossa on tilastoituna työkuormituksesta palautumista ja elpymistä mittaavan kyselytutkimuksen vastauksia, johon japanilaisen syöpäsairaalan kirurgit ovat vastanneet työpäivän aikana kolme kertaa. Aineistossa on myös kirurgien ihon sähkönjohtavuuden arvoja lepotauon ajalta. Lepotauon aikana on kuunneltu metsäluonnon ääniä tai levätty hiljaisuudessa.

Luonnonäänien kuuntelu lepotauon aikana näyttäisi parantavan koettua elpymistä, ja ihon sähkönjohtavuus näyttäisi heijastavan elpymistä osittain.

Rauhallisen tilan järjestäminen työntekijöiden käytettäväksi voisi olla edullinen tapa nostaa työhyvinvointia ja parantaa työtehoa. Puhelimen applikaatiosta kuunneltu muutaman minuutin mittainen luonnonäänimaailma tauon aikana saattaa riittää virtuaaliseksi luontokokemukseksi, joka tehostaa palautumista.

Avainsanat: pitkittäisaineisto, satunnaisvaikutus, tilastollinen tutkimus, työkuormitus, luonnonäänimaailma, elpyminen.

Tämän julkaisun alkuperäisyys on tarkastettu Turnitin OriginalityCheck -ohjelmalla.

Sisällys

1 Johdanto **4**

2 Työn tavoitteet **6**
2.1 Tavoitteet psyykkiseen mittariin liittyen 6
2.2 Tavoitteet fysiologiseen mittariin liittyen 7
2.3 Luotettavuus ja oikeellisuus 7

3 Tutkimusaineisto **8**
3.1 Kyselytutkimus 8
3.2 Ihon sähkönjohtavuus 9

4 Pitkittäisaineisto ja lineaarinen sekamalli **12**
4.1 Esitietoja ja merkintöjä 12
4.2 Havaintovektorin korrelaatio 14
4.3 Lineaarinen sekamalli 14
4.4 Multinormaalijakauma lineaarisessa sekamallissa 16
4.5 Estimointi 16
4.6 Ennustaminen 17
4.7 Testaus 17
4.8 Kovarianssirakenteen valinta 18

5 Tulokset **19**
5.1 ROS-J: Luonnon äänen vaikutus yleisesti 19
5.2 ROS-J: Luonnon äänen vaikutus kirurgiryhmään 1 20
5.3 ROS-J: Luonnon äänen vaikutus kirurgiryhmään 2 22
5.4 SCL: Luonnon äänen vaikutus kirurgiryhmään 2 23

6 Yhteenveto **26**

Lähteet **27**

Mallin sovittaminen nlme-paketin avulla **28**
Malli (5.1) 28
Malli (5.2) 28
Malli (5.3) 28
Malli (5.4) 28

1 Johdanto

Korreloituneen datan analyysiin on kehittynyt laaja joukko menetelmiä, joista jotkut varhaisemmat, kuten toistomittausten varianssianalyysi tai moniulotteinen toistomittausten varianssianalyysi, voidaan nykyisin nähdä regressiomalleihin kuuluvina erityistapauksina (Fitzmaurice ym. 2011, 76.) Työssäni tutustun pitkittäisaineiston tilanteessa lineaariseen sekamalliin, joka on uudempi menetelmä korreloitunutta dataa sisältävän aineiston analysointiin.

Pitkittäisaineistossa samalta havaintoyksiköltä on useita mittauksia peräkkäisiltä eri ajankohdilta. Saman havaintoyksikön toistuvista mittauksista aineistoon muodostuu rypäitä. Rypään sisäiset havainnot ovat usein jollain tavalla toistensa kaltaisia. Fitzmaurice (2011, 36) toteaa, että empiirisesti pitkittäisaineiston tilanteessa voidaan usein havaita riippuvuuden olevan suurempaa ajallisesti lähekkäisten kuin etäämmällä olevien mittausten kesken. Havaintojen vaihtelu keskimääräisen arvonsa ympärillä ajan kuluessa ei sekään välttämättä ole vakio, vaan kauempana alkuhetkestä olevat havainnot vaihtelevat yleensä enemmän kuin alkuhetken havainnot.

Useat tilastolliset menetelmät edellyttävät havaintojen taustalla olevien satunnaismuuttujien olevan riippumattomia. Muuttujan jo realisoitunut arvo ei saa vaikuttaa toisen muuttujan realisoituvaan arvoon. Esimerkiksi lineaarisen regressiomallin satunnaisille virhetermeille tehdään yleisesti riippumattomuusoletus. Pitkittäisaineistossa tämän ei yleisesti voi olettaa täyttyvän ja esiintyvä riippuvuus on otettava huomioon käytettävässä tilastollisessa menetelmässä. Riippuvuuden huomiotta jättäminen voi johtaa harhaisiin keskivirheisiin ja vääriin johtopäätelmiin parametreista (Kutner ym. 2005, 481). Lineaarinen sekamalli on regressiomalli, jossa rypään sisäistä riippuvuutta otetaan huomioon satunnaisvaikutusten avulla (Pinheiro ym. 2000, 58).

Lineaarisessa sekamallissa vastemuuttuja on vähintään välimatka-asteikollinen jatkuva satunnaismuuttuja. Pitkittäisaineiston tilanteessa mallin selittäviin taustamuuttujiin liittyvät regressioparametrit kuvaavat regressioyhtälön avulla, kuinka selitettävän tutkimusmuuttujan keskimääräinen muutos ajan kuluessa riippuu taustamuuttujista. Malli voidaan usein muodostaa siten, että parametrit, β:t, vastaavat suoraan tutkittavaan kysymykseen. Muutoksen mitta-asteikkona voi olla tasovaikutus kuten vastemuuttujan keskimääräinen arvo ennen käsittelyä ja käsittelyn jälkeen tai yleisempi muutoksen kehityskaari ajan kuluessa (Fitzmaurice ym. 2011, 20). Toisaalta voi myös olla niin, että parametrit joille estimaatteja halutaan, ovatkin havaintoyksiköiden välisessä riippuvuudessa, joka ilmenee pitkittäisaineiston kovarianssirakenteessa, jolloin parametrit eivät olekaan varsinaisia kiinnostuksen kohteita (Fitzmaurice ym. 2011, 73).

Työni aineisto on peräisin Japanissa tehdystä tuoreesta eksploratiivisesta tutkimuksesta (Suko ym. 2019), jossa Suko ja kumppanit tutkivat vaihtelua psyykkisessä rasitustasossa, paksusuolen syöpiä leikkaavien kirurgien joukossa, leikkausoperaatioiden ja niiden jälkeisten lepotaukojen yhteydessä. Tutkimuksen tarkoituksena oli selvittää metsäluonnon äänimaailman elvyttävää vaikutusta kirurgeihin leikkauksen jälkeisen lepotauon aikana. Rakentuneeseen pitkittäisaineistoon muodostuu rypäi-

tä luonnollisesti kirurgeittain; voisi esimerkiksi olettaa, että jokaisella kirurgilla on omanlaisensa ihon sähkönjohtavuuden taso ja vaihtelun voimakkuus lepotauon aikana.

Etsin työssäni Sukon aineistosta lineaarisella sekamallilla vastauksia esiin nousseisiin kysymyksiin metsäluonnon äänimaailman vaikutuksesta stressitasoon.

2 Työn tavoitteet

Luonnonvarakeskus tutki työkuormituksesta palautumista sisätiloihin tuotetun virtuaaliluonnon avulla. Tutkimuksessa havaittiin luontovideoiden katselun äänimaailman kanssa tehostavan palautumista hiljaisuuteen verrattuna (Ojala ym. 2019, 4). Kaupunkiympäristöissä työtiloihin tuotettu luontokokemus voi tulevaisuudessa olla varteenotettava vaihtoehto, jonka avulla tehostetaan palautumista työperäisestä stressistä (mt. 30).

Työni aineisto kerättiin lokakuun 2019 ja helmikuun 2020 välisenä aikana neljältä mieskirurgilta, jotka työskentelevät japanilaisessa National Cancer Center Hospital East -sairaalassa paksusuolen kirurgian osastolla. Aineistossa on mitattuna stressitasoa kultakin kirurgilta sekä psyykkisellä että fysiologisella mittarilla kolmessa eri vaiheessa työpäivän aikana. Psyykkistä stressitasoa mittaavaa kyselytutkimusta täytettiin päivän aikana kolmena eri ajanhetkenä: ennen leikkausta, leikkauksen jälkeen ja leikkausta seuraavan lepohetken jälkeen. Mittarin arvo nousee, kun stressitaso laskee. Fysiologisena stressitason mittana käytettyä ihon sähkönjohtavuutta kuvaavaa signaalia on aineistossa kymmenen minuutin lepohetken ajalta, mittaustaajuus on ollut 5 hertsiä. Sähkönjohtavuuden arvon ajatellaan laskevan kun stressitaso laskee.

Kirurgit eivät tienneet etukäteen, tulevatko he kymmenen minuutin lepohetken aikana kuuntelemaan valitsemaansa metsäluonnon ääntä vai lepäämään hiljaisuudessa; tieto ilmoitettiin kirurgeille leikkauksen jälkeisen kyselytutkimuksen täytön jälkeen. Lepohetki vietettiin munan muotoisessa tilassa, mistä kirurgin tarvittaessa sai helposti hälytettyä kiireellisiin tehtäviin, mutta joka kuitenkin vaimensi ympäristön ääntä ja mahdollisti levon. Ne kirurgit, jotka kuuntelivat luonnon ääntä lepohetken aikana, saivat valita ja vaihtaa mieleisensä metsäluonnon äänimaiseman viidestä eri vaihtoehdosta (kovaääninen linnunlaulu, lempeä-ääninen linnunlaulu, joen solina, tuulen humina ja sateen ropina).

2.1 Tavoitteet psyykkiseen mittariin liittyen

Psyykkisen stressitason mittarina käytetty ROS-J muuttuja (Restoration Outcome Scale, japanilainen variantti, Korpela ym. 2008) on kuuden rentoutumisen tunnetta ja elpymistä selvittävän 7-portaisen Likert-tyyppiasteikollisen kysymyksen vastauksien summa. Yksittäisen kysymyksen vastauksen asteikko on symmetrinen, alkaen arvosta 1 (”strongly disagree”) ja loppuen arvoon 7 (”strongly agree”).

Psyykkiseen mittariin perustuen valistunut arvaus on ollut, että luonnon äänet kymmenen minuutin levon aikana nostavat kirurgien mielialaa riippumatta siitä, ovatko kirurgit ammatilliselta iältään vanhempia vai nuorempia. Vanhemmalla kirurgilla tarkoitetaan tässä yhteydessä sellaista kirurgia, joka voi tehdä itsenäisesti leikkauspäätöksiä.

Selvitän onko mitatussa stressitasossa merkitsevää eroa mittausajanhetkien välillä. Otan huomioon, vietettiinkö tauko hiljaisuudessa vai luonnon ääniä kuunnellen. Ryhmittelen kirurgit lisäksi kahdella eri tavalla. Ensimmäisessä tapauksessa molem-

missa ryhmissä on nuorempi ja vanhempi kirurgi ja toisessa tapauksessa ryhmät muodostuvat nuoremmista ja vanhemmista kirurgeista.

2.2 Tavoitteet fysiologiseen mittariin liittyen

Autonominen hermosto, joka toimii yleisesti tahdosta riippumatta, jaetaan parasympaattiseen ja sympaattiseen hermostoon. Parasympaattinen hermosto aktivoituu normaalisti levossa ja sympaattinen stressitilanteessa. Sympaattisen hermoston aktiivisuutta mallinnetaan aineistossa ihon sähkönjohtavuutta mittaavalla SCL (Skin Conductance Level) arvolla, yksikkönä mikrosiemens, μS. SCL on komponentti yleisemmässä ihon sähköistä aktiviteettia kuvaavassa signaalissa. Kunkin kirurgin SCL perustaso voi vaihdella päivästä päivään.

Fysiologisen stressitason mittariin perustuen valistunut arvaus on ollut, että ihon sähkönjohtavuus heijastaa luonnon äänien elvyttävää vaikutusta, mutta vain vanhemmilla kirurgeilla.

Selvitän laskeeko stressitasoa kuvaava signaali merkitsevästi lepohetken kuluessa. Kuten psyykkisen mittarin kohdalla, otan tässäkin huomioon vietettiinkö tauko hiljaisuudessa vai luonnon ääniä kuunnellen. Ryhmittelen lisäksi kirurgit siten, että toisessa ryhmässä on nuoremmat ja toisessa vanhemmat kirurgit.

2.3 Luotettavuus ja oikeellisuus

Sopivasti muodostettujen regressioyhtälöiden estimoitavat regressioparametrit β vastaavat suoraan kysymyksiin, joihin haen vastauksia. Huomioin pitkittäisaineistossa esiintyvän havaintojen korrelaation ja ei-vakioisen vaihtelun lineaarisen sekamallin kovarianssirakenteen avulla. Riippuvuus mahdollistaa tarkemmat arviot muutoksesta verrattuna riippumattomista muuttujista realisoituneisiin havaintoihin (Fitzmaurice ym. 2011, 27).

Tiedossani ei ole yksityiskohtia ihon sähkönjohtavuutta mittaavan laitteen mittavirheistä. Ne menevät mukaan rypään sisäiseen vaihteluun (Fitzmaurice ym. 2011, 30, 40). Yhden lepotauon data näyttäisi olevan poikkeuksellista, mutta pidän sen paremman tiedon puuttuessa mukana analyysissä.

Aineistossa on niukanlaisesti kirurgeja sekä myös havaintoja tietyissä tilanteissa. Esimerkiksi hiljaisuudessa vietettyjä lepotaukoja on psyykkisen mittarin aineistossa kirurgia kohden vain kahdelta työpäivältä per kirurgi. Tämä aiheuttaa hankaluuksia satunnaisvaikutusten ja jäännöstermien varianssien estimoinnissa, mikäli satunnaisvaikutukset on muodostettu sopivalla tavalla. Suurimman uskottavuuden estimaattorin asymptoottiseen normaalisuusoletukseen perustuvat luottamusvälit eivät kenties ole parhaimmat mahdolliset aineistollani.

Minulla ei ole myöskään tietoa millä menetelmällä Sukon tutkimuksen kirurgit valikoituivat mukaan aineistoon.

3 Tutkimusaineisto

Kirurgit on jaoteltu kahteen luokkaan. Vanhemmat kirurgit (”Expert”) voivat tehdä leikkauspäätöksiä itsenäisesti, nuoremmat (”Resident”) eivät. Kummassakin luokassa on kaksi kirurgia. Tunnisteet aineistossa ovat ”E1” (37-v.) ja ”E2” (45-v.) vanhemmille ja ”R1” (35-v.) ja ”R2” (33-v.) nuoremmille kirurgeille. Leikkausoperaatioita aineistossa on 23 päivältä. Tämän luvun tarkastelussa en huomioi aineistossa esiintyvää korrelaatiota.

3.1 Kyselytutkimus

Kirurgit ovat vastanneet kyselyyn työpäivän aikana kolme kertaa. Taulukossa 3.1 on ROS-J vasteiden keskiarvot kirurgiluokittain. Nuoremmat kirurgit ovat täyttäneet kyselyjä yhtenätoista päivänä ja vanhemmat kahtenatoista päivänä.

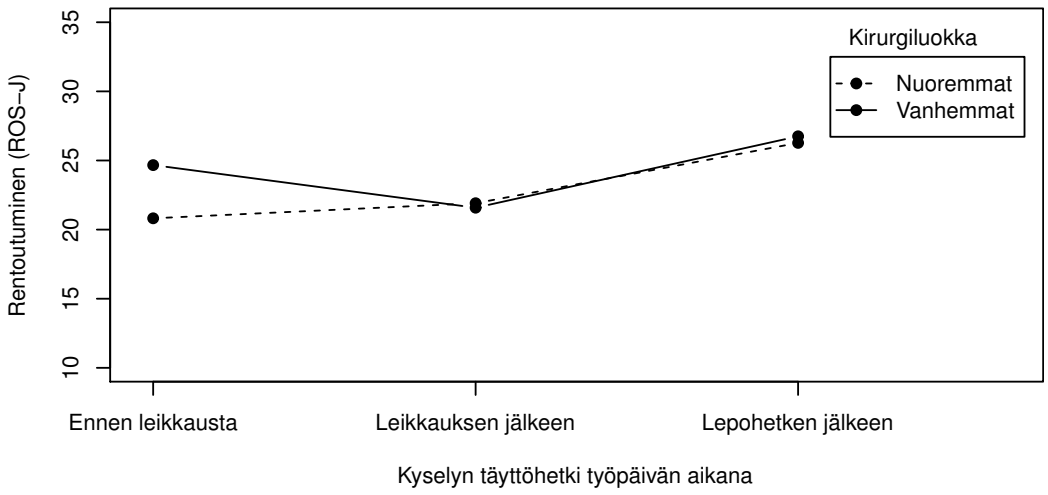
Taulukko 3.1. ROS-J-mittarin keskimääräiset arvot (keskihajonnat) kirurgiluokittain.

	Kyselyn täyttöhetki		
Kirurgiluokka	Ennen leikkausta	Leikkauksen jälkeen	Lepohetken jälkeen
Nuoremmat*	20.82 (4.07)	21.91 (4.97)	26.27 (5.10)
Vanhemmat†	24.67 (4.12)	21.58 (3.06)	26.75 (4.41)

*Työpäiviä yksitoista kappaletta.

†Työpäiviä kaksitoista kappaletta.

Kuvasta 3.1 voidaan havaita, että keskimäärin kirurgin kokemuksella ei olisi vaikutusta työrasituksesta toipumisesta tauon jälkeen.



Kuva 3.1. Keskimääräiset ROS-J tasot kirurgiluokittain.

Taulukossa 3.2 on ROS-J vasteiden keskiarvot taukotyypeittäin. Tauko on vietetty hiljaisuudessa yhteensä kahdeksana päivänä ja luonnonääniä kuunnellen viitenätoista päivänä.

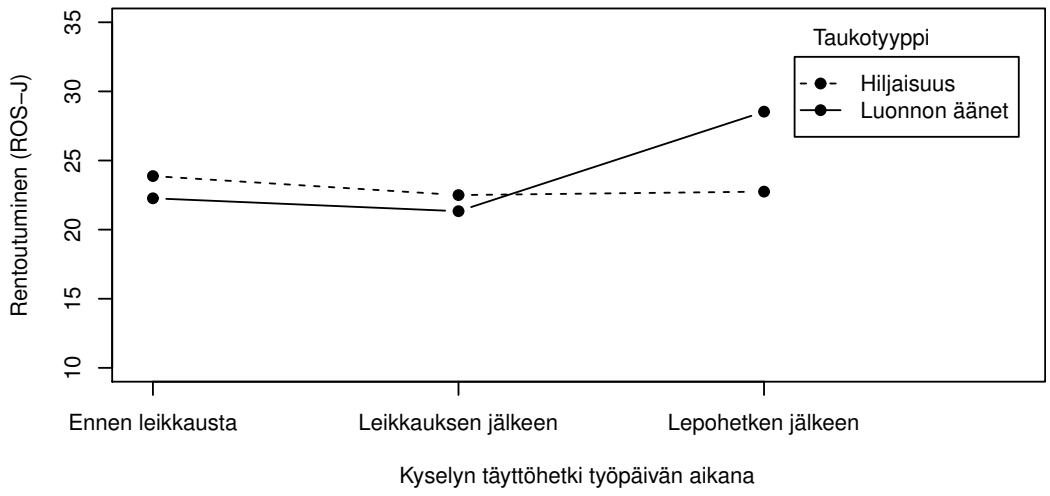
Taulukko 3.2. ROS-J-mittarin keskimääräiset arvot (keskihajonnat) taukotyypeittäin.

	Kyselyn täyttöhetki		
Taukotyyppi	Ennen leikkausta	Leikkauksen jälkeen	Lepohetken jälkeen
Hiljaisuus*	23.88 (4.76)	22.50 (5.45)	22.75 (5.73)
Luonnon äänet†	22.27 (4.35)	21.33 (3.11)	28.53 (2.26)

*Työpäiviä kahdeksan kappaletta.

†Työpäiviä viisitoista kappaletta.

Kuvasta 3.2 havaitaan, että keskimäärin lepotauko olisi elvyttänyt paremmin, kun tauon aikana on kuunneltu luonnon ääntä.



Kuva 3.2. Keskimääräiset ROS-J tasot taukotyypeittäin.

3.2 Ihon sähkönjohtavuus

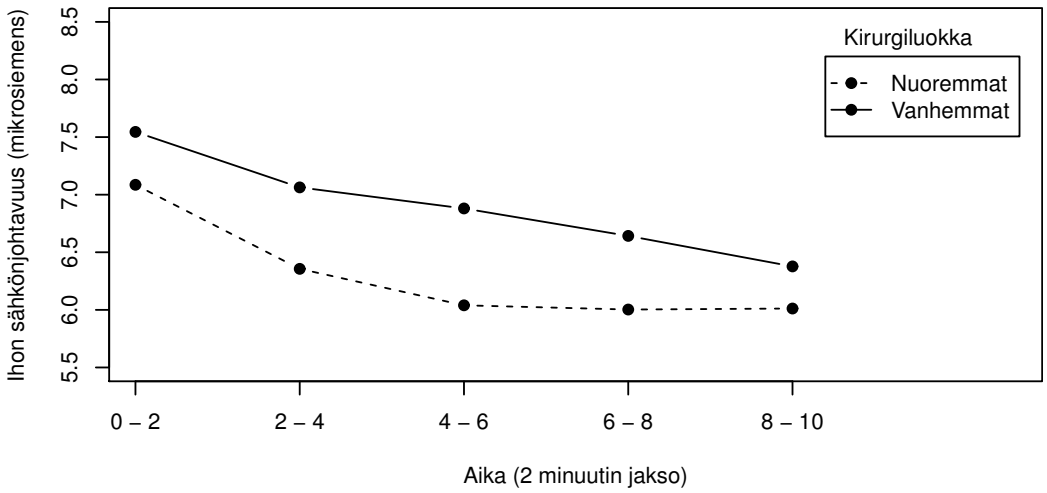
Ryhmittelen kirurgien viettämän kymmenen minuutin lepotauon kahden minuutin mittaisiin jaksoihin. Kirurgit ovat etsineet mieluisaa luonnon ääntä ensimmäisten kolmen minuutin aikana, mutta sen jälkeen ollaan pääsääntöisesti pysytty valitussa tauon loppuun saakka.

Taulukossa 3.3 on SCL-mittarin keskimääräiset arvot (keskihajonnat, μS) kultakin kahden minuutin mittaiselta jaksolta kirurgiluokittain. Lepotauon edetessä ihon sähkönjohtavuus näyttäisi keskimäärin laskevan sekä nuoremmilla että vanhemmilla kirurgeilla.

Taulukko 3.3. SCL-mittarin (μS) keskimääräiset arvot (keskihajonnat) tauon edetessä kirurgiluokittain.

	Kymmenen minuutin lepotauko				
Kirurgiluokka	0–2 min	2–4 min	4–6 min	6–8 min	8–10 min
Nuoremmat	7.09 (2.36)	6.36 (2.34)	6.04 (2.32)	6.00 (2.37)	6.01 (2.45)
Vanhemmat	7.54 (4.34)	7.06 (4.43)	6.88 (4.53)	6.64 (4.48)	6.38 (4.38)

Kuvasta 3.3 voidaan havaita, että ihon sähkönjohtavuus laskisi keskimäärin hieman eri tavalla nuoremmilla ja vanhemmilla kirurgeilla lepotauon kuluessa; nuoremmilla kirurgeilla se näyttäisi olevan jyrkempää alussa.



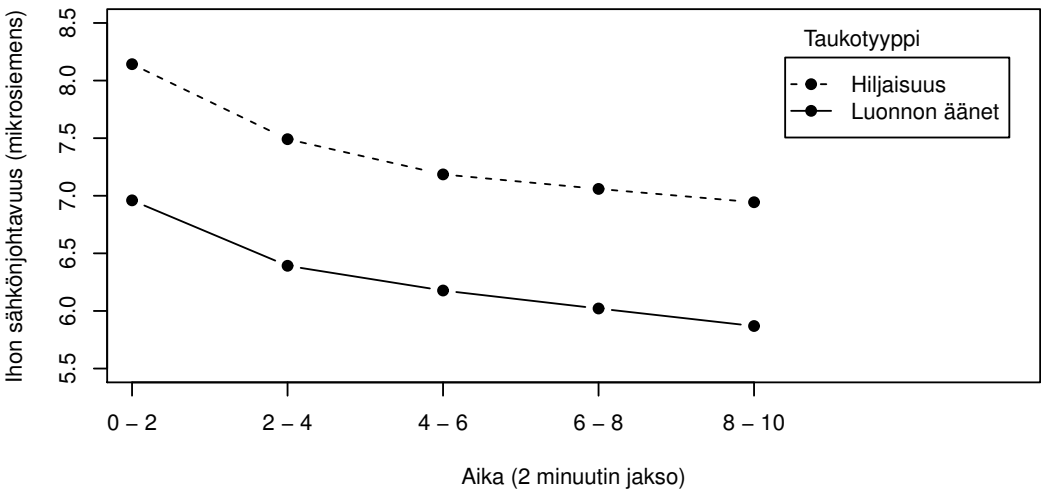
Kuva 3.3. Keskimääräiset SCL tasot kirurgiluokittain.

Taulukossa 3.4 on SCL-mittarin keskimääräiset arvot (keskihajonnat, μS) kultakin kahden minuutin mittaiselta jaksolta taukotyypeittäin. Lepotauon edetessä ihon sähkönjohtavuus keskimäärin laskisi molemmissa taukotyypeissä.

Taulukko 3.4. SCL-mittarin (μS) keskimääräiset arvot (keskihajonnat) tauon edetessä taukotyypeittäin.

	Kymmenen minuutin lepotauko				
Kirurgiluokka	0–2 min	2–4 min	4–6 min	6–8 min	8–10 min
Hiljaisuus	8.14 (4.34)	7.49 (4.50)	7.19 (4.61)	7.06 (4.64)	6.94 (4.68)
Luonnon äänet	6.96 (3.11)	6.39 (3.11)	6.18 (3.17)	6.02 (3.09)	5.87 (2.97)

Kuvasta 3.4 voidaan havaita, että ihon sähkönjohtavuus laskisi keskimäärin samalla tavalla riippumatta taukotyypistä. Sähkönjohtavuuden tasossa näyttäisi olevan keskimäärin enemmän eroa verrattuna kirurgiluokkien väliseen eroon.



Kuva 3.4. Keskimääräiset SCL tasot taukotyypeittäin.

4 Pitkittäisaineisto ja lineaarinen sekamalli

4.1 Esitietoja ja merkintöjä

Merkinnällä Y_{ij} tarkoitetaan i:nnen havaintoyksikön tilastollista tutkimusmuuttujaa j:nnellä mittaushetkellä ja $n \times 1$ havaintovektorissa $\boldsymbol{Y}_i$ on koottuna kaikki i:nnen havaintoyksikön tutkimusmuuttujat peräkkäisiltä mittaushetkiltä. Havaintovektorit voivat olla eri mittaisia ja mittaukset voivat olla eri ajanhetkinä. Oman työni tutkimusmuuttujia ovat ROS-J sekä SCL ja molempien havaintovektoreissa on kussakin yhtä monta muuttujaa samoina ajanhetkinä,

$$\boldsymbol{Y}_i = (Y_{i1}, Y_{i2}, \ldots, Y_{in})', i = 1, \ldots, N.$$

Havaintovektorissa olevat muuttujat ovat luontaisesti riippuvia; omassa aineistossani ne ovat samalta kirurgilta päivän aikana tilastoitavia tutkimusmuuttujia. Eri havaintovektorit voi ajatella toisistaan riippumattomiksi, jos havaintoyksiköltä on vain yksi havaintovektori. Aineistossani samalta kirurgilta on useita havaintovektoreita, jolloin saman kirurgin havaintovektoreiden ei voi ajatella olevan riippumattomia.

Jokaista havaintovektorin $\boldsymbol{Y}_i$ tutkimusmuuttujaa Y_{ij} kohden on $p \times 1$ taustamuuttujien vektori $\boldsymbol{X}_{ij}$,

$$\boldsymbol{X}_{ij} = (X_{ij1}, X_{ij2}, \ldots, X_{ijp})', i = 1, \ldots, N; j = 1, \ldots, n.$$

Yleisessä lineaarisessa regressiomallissa tutkimusmuuttujan keskimääräinen arvo jollain hetkellä, ehdollinen odotusarvo, joka riippuu taustamuuttujien vektorista $\boldsymbol{X}_{ij}$ mittaushetkellä j ja kiinteistä regressiokertoimista $\boldsymbol{\beta} = (\beta_1, \beta_2, \ldots, \beta_p)'$, esitään merkinnällä

$$E\left(Y_{ij} | \boldsymbol{X}_{ij}\right) = \boldsymbol{X}_{ij}'\boldsymbol{\beta}. \tag{4.1}$$

Yksittäisen havainnon poikkeamaa tästä odotusarvosta kutsutaan satunnaiseksi virhetermiksi, ϵ_{ij}. Lineaarinen regressiomalli, joka esittää havainnon hetkellä j, esitetään regressiokertoimien $\boldsymbol{\beta}$ suhteen lineaarisella regressioyhtälöllä,

$$Y_{ij} = E\left(Y_{ij} | \boldsymbol{X}_{ij}\right) + \epsilon_{ij} = \boldsymbol{X}_{ij}'\boldsymbol{\beta} + \epsilon_{ij}, j = 1, \ldots, n. \tag{4.2}$$

Aineistossani taustamuuttujien vektori $\boldsymbol{X}_{ij}$ pysyy samana läpi havaintovektorin $\boldsymbol{Y}_i$ tutkimusmuuttujien Y_{ij}, $j = 1, \ldots, n$, jolloin indeksi j voidaan jättää pois ja havaintovektorin jokaisen tutkimusmuuttujan taustamuuttujat voidaan koota $n \times p$ matriisiin $\boldsymbol{X}_i$,

$$\boldsymbol{X}_i = (\boldsymbol{X}_{i1}', \boldsymbol{X}_{i2}', \ldots, \boldsymbol{X}_{in}')', i = 1, \ldots, N,$$

jolloin mallit 4.1 ja 4.2 voidaan esittää ilman indeksiä j,

$$E\left(\boldsymbol{Y}_i | \boldsymbol{X}_i\right) = \boldsymbol{X}_i\boldsymbol{\beta} \quad \text{ja} \tag{4.3}$$

$$\boldsymbol{Y}_i = \boldsymbol{X}_i\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\epsilon}_i. \tag{4.4}$$

Tutkimusmuuttujan vaihtelua ehdollisen odotusarvonsa ympärillä kuvaava ehdollinen varianssi esitetään merkinnällä

$$\mathrm{Var}\,(Y_{ij}|\boldsymbol{X}_{ij}) = \sigma_j^2 = E\,\{Y_{ij} - E\,(Y_{ij}|\boldsymbol{X}_{ij})\}^2.$$

Muuttujien Y_{ij} ja Y_{ik} lineaarista riippuvuutta kahden eri ajanhetken j ja k välillä kuvaa ehdollinen kovarianssi,

$$\mathrm{Cov}\,(Y_{ij}|\boldsymbol{X}_{ij}, Y_{ik}|\boldsymbol{X}_{ik}) = \sigma_{jk} = E\,\{(Y_{ij} - E\,(Y_{ij}|\boldsymbol{X}_{ij}))(Y_{ik} - E\,(Y_{ik}|\boldsymbol{X}_{ik}))\}.$$

Kun kovarianssi saa arvon nolla, ei muuttujien välillä ole lineaarista riippuvuutta. Ehdollinen korrelaatio esittää lineaarisen riippuvuuden mitta-asteikkoriippumattomasti,

$$\rho_{jk} = \frac{\sigma_{jk}}{\sqrt{\sigma_j^2}\sqrt{\sigma_k^2}}.$$

Korrelaation yhtälöstä voidaan havaita, että silloin kun kovarianssi on nolla, on myös korrelaatio nolla. Voidaan osoittaa, että kun kaksi satunnaismuuttujaa ovat tilastollisesti riippumattomia, niiden välinen kovarianssi ja korrelaatio ovat nolla. Tämä ei kuitenkaan päde yleisesti toisin päin.

Havaintovektorin kovarianssimatriisi on satunnaismuuttujan varianssin yleistys usean satunnaismuuttujan satunnaisvektorille. Havaintovektorin kovarianssimatriisiksi muodostuu matriisi, jossa diagonaaliakselilla on tutkimusmuuttujan ehdolliset varianssit jokaiselta mittaushetkeltä ja diagonaalin ulkopuolisilla paikoilla ehdolliset parittaiset kovarianssit eri ajanhetkien välillä,

$$\mathrm{Cov}\,(\boldsymbol{Y}_i|\boldsymbol{X}_i)$$

$$= \begin{pmatrix} \mathrm{Var}\,(Y_{i1}|\boldsymbol{X}_{i1}) & \mathrm{Cov}\,(Y_{i1}|\boldsymbol{X}_{i1}, Y_{i2}|\boldsymbol{X}_{i2}) & \cdots & \mathrm{Cov}\,(Y_{i1}|\boldsymbol{X}_{i1}, Y_{in}|\boldsymbol{X}_{in}) \\ \mathrm{Cov}\,(Y_{i2}|\boldsymbol{X}_{i2}, Y_{i1}|\boldsymbol{X}_{i1}) & \mathrm{Var}\,(Y_{i2}|\boldsymbol{X}_{i2}) & \cdots & \mathrm{Cov}\,(Y_{i2}|\boldsymbol{X}_{i2}, Y_{in}|\boldsymbol{X}_{in}) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathrm{Cov}\,(Y_{in}|\boldsymbol{X}_{in}, Y_{i1}|\boldsymbol{X}_{i1}) & \mathrm{Cov}\,(Y_{in}|\boldsymbol{X}_{in}, Y_{i2}|\boldsymbol{X}_{i2}) & \cdots & \mathrm{Var}\,(Y_{in}|\boldsymbol{X}_{in}) \end{pmatrix}.$$

Riippumattomilla havaintovektorin muuttujilla kovarianssimatriisin diagonaaliakselin ulkopuolella sijaitsevat parittaiset kovarianssit olisivat nollia. Mikäli havaintojen vaihtelu ajan kuluessa pysyisi samanlaisena eli havaintovektori olisi homoskedastinen, olisivat diagonaaliakselilla olevat varianssit samansuuruisia.

Yleisessä lineaarisessa regressiomallissa satunnainen vaihtelu tutkimusmuuttujaan Y_{ij} tulee satunnaisesta virhetermistä ϵ_{ij}. Virhetermien ajatellaan olevan riippumattomia ja normaalisti jakautuneita satunnaismuuttujia odotusarvolla nolla ja varianssiltaan σ^2. Tämän perusteella virhetermin ja tutkimusmuuttujan jakaumat voi mieltää samaksi; ne eroavat ainoastaan odotusarvoltaan, joka tutkimusmuuttujalle Y_{ij} on siis $E\,(Y_{ij}|\boldsymbol{X}_{ij})$. Virhetermien ominaisuuksista seuraa, että ylläoleva kovarianssimatriisi muodostuisi yleisessä lineaarisessa regressiomallissa siten, että diagonaalilla olisi vakioinen varianssi läpi ajanhetkien ja kaikki kovarianssit diagonaalin ulkopuolella olisivat nollia.

4.2 Havaintovektorin korrelaatio

Fitzmaurice ym. (2011, 36) toteavat, että pitkittäisaineiston havaintovektoriin muodostuu positiivista, ajan mittaan vaimenevaa, korrelaatiota yleensä kolmesta eri syystä: Havaintoyksiköiden välisestä erilaisuudesta, havaintoyksiköiden biologisesta sisäisestä vaihtelusta ja mittausvirheestä.

Toistuvat mittaukset samalta henkilöltä ovat luultavasti samankaltaisempia keskenään kuin mittaukset eri henkilöiltä; jollakin voi olla luontaisesti korkeampi verenpaine kuin toisella. Monet kehon elintoiminnot vaihtelevat kullakin eri rytmissä; peräkkäisinä mittaushetkinä olevat havainnot ovat yleensä enenmmän toistensa kaltaisia. Mittausvirhe voi aiheuttaa joissakin tilanteissa merkittävää vaihtelua havaintoihin ja se yleensä vaimentaa havaintovektorin korrelaatiota (Fitzmaurice ym. 2011, 40.)

Myös regressiomallilla on yhteys havaintovektorin kovarianssirakenteeseen. Ehdollinen varianssi ja kovarianssi ovat poikkeamia keskimääräisistä arvoista ja koska malli tuottaa keskimääräisen arvon, seuraa tästä regressiomallin ja kovarianssimallin yhteys (Fitzmaurice 2011, 43.)

4.3 Lineaarinen sekamalli

Lineaarisessa sekamallissa tutkimusmuuttujan muutosta mallinnetaan ottamalla yleiseen lineaariseen malliin (4.2) mukaan satunnaisen virhetermin lisäksi satunnaisvaikutuksiksi kutsuttuja satunnaismuuttujia. Mallin (4.2) deterministisiä termejä $\boldsymbol{X}_i\boldsymbol{\beta}$ kutsutaan sekamalleissa kiinteäksi osaksi ja satunnaisvaikutuksia satunnaiseksi osaksi. Satunnaisvaikutuksilla havainnot luokitellaan esimerkiksi havaintoyksikkötasolla tai jollain muulla mielekkäällä tasolla. Satunnaisvaikutuksien avulla kiinteän osan termien sallitaan vaihdella satunnaisesti omalla tavallaan luokittelun sisällä. Näin tekemällä saadaan huomioitua korrelaatiota, jota luokittelujen tasolla esiintyy. Tämä voidaan havaita yksinkertaisen sekamallin avulla. Lisätään yleiseen lineaariseen regressiomalliin (4.2) ehdollisen odotusarvon tasoon liittyvä havaintovektorikohtainen satunnaisvaikutus b_i, jolla on odotusarvo nolla. Tämän avulla annetaan odotusarvon tason vaihdella satunnaisesti havaintovektorista toiseen. Kaikkien havaintovektoreiden ehdollinen odotusarvo kuvaa edelleen keskimääräistä tasoa hetkellä j

$$E\left(Y_{ij}|\boldsymbol{X}_{ij}\right) = \boldsymbol{X}'_{ij}\boldsymbol{\beta}, j = 1, \ldots, n, \tag{4.5}$$

mutta havaintovektorikohtainen ehdollinen odotusarvo kuvaa tutkimusmuuttujan odotusarvoa hetkellä j havaintovektorissa i ja on muotoa

$$E\left(Y_{ij}|\boldsymbol{X}_{ij}, b_i\right) = \boldsymbol{X}'_{ij}\boldsymbol{\beta} + b_i, j = 1, \ldots, n. \tag{4.6}$$

Lineaarinen sekamalli, joka esittää havainnon hetkellä j, saa muodon

$$Y_{ij} = \boldsymbol{X}'_{ij}\boldsymbol{\beta} + b_i + \epsilon_{ij}, j = 1, \ldots, n. \tag{4.7}$$

Satunnaisvaikutuksen b_i varianssia kuvaa σ_b^2 ja sen oletetaan olevan riippumaton satunnaisvirheen ϵ_{ij} kanssa, jolloin tutkimusmuuttujan ehdolliseksi varianssiksi sekamallissa (4.7) muodostuu

$$\mathrm{Var}\left(Y_{ij}|\boldsymbol{X}_{ij}, b_i\right) = \mathrm{Var}\left(\boldsymbol{X}'_{ij}\boldsymbol{\beta} + b_i + \epsilon_{ij}\right) = \sigma_b^2 + \sigma^2,$$

ehdollisiksi kovariansseiksi ajanhetkien välillä

$$\text{Cov}\,(Y_{ij}|\boldsymbol{X}_{ij}, b_i\ ,\ Y_{ik}|\boldsymbol{X}_{ik}, b_i) = \text{Var}\,\{(\boldsymbol{X}'_{ij}\boldsymbol{\beta} + b_i + \epsilon_{ij}), (\boldsymbol{X}'_{ik}\boldsymbol{\beta} + b_i + \epsilon_{ik})\} = \sigma_b^2,$$

ja koko havaintovektorin kovarianssimatriisiksi muodostuu

$$\text{Cov}\,(\boldsymbol{Y}_i|\boldsymbol{X}_i, \boldsymbol{b}_i) = \begin{pmatrix} \sigma_b^2 + \sigma^2 & \sigma_b^2 & \cdots & \sigma_b^2 \\ \sigma_b^2 & \sigma_b^2 + \sigma^2 & \cdots & \sigma_b^2 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_b^2 & \sigma_b^2 & \cdots & \sigma_b^2 + \sigma^2 \end{pmatrix}.$$

Havaitaan, että lisäämällä yksi tasoon vaikuttava satunnaisvaikutus malliin, saatiin havaintovektorissa olevaa korrelaatiota otettua huomioon. Lisäämällä edelleen uusia satunnaisvaikutuksia, jotka liittyvät taustamuuttujien muodostamiin luokitteluihin, saadaan aikaan odotusarvon tasotermin lisäksi myös odotusarvon muutosnopeudelle satunnaisuutta, korrelaation parempaa huomioonottamista sekä varianssin heteroskedastisuuden huomioimista.

Satunnaisvaikutukset merkitään sekamalliyhtälöön yleensä latinalaisin kirjaimin erotuksena kreikkalaisilla merkityistä estimoitavista parametreista. Satunnaisvaikutuksia ei varsinaisesti estimoida, vaan niille estimoidaan vaihtelu. Mallin avulla voidaan muodostaa ennusteita satunnaisvaikutusten määrittämien ryhmittelyiden tasolla sen lisäksi, että tehdään päättelyä populaation tasolla (Fitzmaurice 2011, 190).

Kuten kiinteän osan taustamuuttujien vektori $\boldsymbol{X}_{ij}$, muodostetaan tutkimusmuuttujan Y_{ij} kaikille satunnaisvaikutuksille $\boldsymbol{b}_i = (b_{i1}, b_{i2}, \ldots, b_{iq})$ $q \times 1$ taustamuuttujien vektori $\boldsymbol{Z}_{ij}$,

$$\boldsymbol{Z}_{ij} = (Z_{ij1}, X_{ij2}, \ldots, X_{ijq})', i = 1, \ldots, N; j = 1, \ldots, n,$$

ja koko havaintovektorin $\boldsymbol{Y}_i$ satunnaisvaikutuksille $n \times q$ taustamuuttujien matriisi

$$\boldsymbol{Z}_i = (\boldsymbol{Z}'_{i1}, \boldsymbol{Z}'_{i2}, \ldots, \boldsymbol{Z}'_{in})', i = 1, \ldots, N.$$

Matriisi $\boldsymbol{Z}_i$ on yleensä $\boldsymbol{X}_i$ matriisin alimatriisi; osa matriisin $\boldsymbol{X}_i$ sarakkeista ei ole mukana $\boldsymbol{Z}_i$ matriisissa.

Mallit (4.5), (4.6) ja (4.7) voidaan esittää ilman indeksiä j,

$$E\,(\boldsymbol{Y}_i|\boldsymbol{X}_i) = \boldsymbol{X}_i\boldsymbol{\beta} \quad \text{ja} \tag{4.8}$$

$$E\,(\boldsymbol{Y}_i|\boldsymbol{X}_i, \boldsymbol{b}_i) = \boldsymbol{X}_i\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{Z}_i\boldsymbol{b}_i \quad \text{ja} \tag{4.9}$$

$$\boldsymbol{Y}_i = \boldsymbol{X}_i\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{Z}_i\boldsymbol{b}_i + \boldsymbol{\epsilon}_i. \tag{4.10}$$

Satunnaisvirheiden ϵ_{ij} tulkinta on erilainen sekamallissa (4.10) kuin yleisessä regressiomallissa (4.4). Yleisessä regressiomallissa satunnaisvirhe kuvaa Y_{ij}:n vaihtelua keskimääräisen arvonsa ympärillä, kun taas sekamallissa se kuvaa Y_{ij}:n vaihtelua satunnaisvaikutuksen määrittämän ryhmittelyn keskimääräisen arvon ympärillä.

4.4 Multinormaalijakauma lineaarisessa sekamallissa

Lineaarisen sekamallin yhteydessä estimoinnissa yleisesti käytetyt uskottavuuspohjaiset menetelmät edellyttävät tutkimusmuuttujan $\boldsymbol{Y}_i$ jakauman tietämistä. Jatkuvaarvoisen muuttujan ja korreloituneen pitkittäisaineiston tilanteessa kyseeseen tulee multinormaalijakauma.

Satunnaisvirheiden vektorille $\boldsymbol{\epsilon}_i$ ajatellaan yleisesti multinormaalijakauma odotusarvoilla nolla ja ne ajatellaan toisistaan sekä satunnaisvaikutuksista riippumattomiksi. Satunnaisvirheiden ehdollista kovarianssimatriisia $\mathrm{Cov}\,(\boldsymbol{\epsilon}_i|\boldsymbol{X}_i, \boldsymbol{b}_i)$ merkitään yleensä kirjaimella $\boldsymbol{R}_i$ ja se kuvaa vaihtelua mallin (4.9) esittämän keskimääräisen arvon ympärillä. Näistä oletuksista kovarianssimatriisiksi $\boldsymbol{R}_i$ muodostuu diagonaalimatriisi, jonka diagonaalilla on vakioiset varianssit. Mikäli satunnaisvirheille ajatellaan monimutkaisempi kovarianssirakenne, voi se vaikeuttaa satunnaisvirheen tulkintaa (Fitzmaurice ym. 2011, 197). Käyttämäni R-ohjelmiston `nlme` paketti (Pinheiro ym. 2020) tarjoaa kuitenkin monipuoliset keinot havaintovektorin korrelaation ja varianssin heteroskedastisuuden huomioonottamiseksi $\boldsymbol{R}_i$ matriisissa, mikäli niitä ei satunnaisvaikutusten avulla saada riittävän hyvin mallinnetuiksi.

Satunnaisvaikutusten vektorille $\boldsymbol{b}_i$ ajatellaan yleisesti multinormaalijakauma odotusarvoilla nolla. Satunnaisvaikutukset ajatellaan myös riippumattomiksi taustamuuttujista ja satunnaisvirheistä. Satunnaisvaikutusten kovarianssimatriisia $\mathrm{Cov}\,(\boldsymbol{b}_i)$ merkitään kirjaimella $\boldsymbol{D}$.

Näillä merkinnöillä sekamallin ehdollisen kovarianssimatriisin voi esittää merkinnällä

$$
\begin{aligned}
\mathrm{Cov}\,(\boldsymbol{Y}_i|\boldsymbol{X}_i) &= \mathrm{Var}\,(\boldsymbol{X}_i\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{Z}_i\boldsymbol{b}_i + \boldsymbol{\epsilon}_i) \\
&= \mathrm{Cov}\,(\boldsymbol{Z}_i\boldsymbol{b}_i) + \mathrm{Cov}\,(\boldsymbol{\epsilon}_i|\boldsymbol{X}_i, \boldsymbol{b}_i) \\
&= \boldsymbol{Z}_i\boldsymbol{D}\boldsymbol{Z}_i' + \boldsymbol{R}_i.
\end{aligned} \tag{4.11}
$$

Fitzmaurice (2011, 61) mainitsee, että multinormaaliuden vahvistaminen datasta on hankalampaa kuin yksiulotteisen normaalijakauman tilanteessa ja poikkeamat multinormaaliudesta, mikäli ne eivät ole äärimmäisiä, kuten hyvin vino jakauma, eivät ole välttämättä kriittisiä estimoinnin kannalta.

4.5 Estimointi

Uskottavuuspohjaisissa estimointimenetelmissä maksimoidaan sekamallin jakaumaoletukseen perustuva uskottavuusfunktio parametrien suhteen. Lineaarisen sekamallin estimoitavat parametrit ovat kiinteät vaikutukset $\boldsymbol{\beta}$ sekä kovarianssimatriisi, $\mathrm{Cov}\,(\boldsymbol{Y}_i|\boldsymbol{X}_i)$. Satunnaisvaikutukset $\boldsymbol{b}_i$ eivät ole estimoitavia parametereja, mutta niille voidaan muodostaa ennusteet.

Kun havaintovektoreiden oletetaan noudattavan multinormaalijakaumaa, saadaan kiinteän osan parametreille $\boldsymbol{\beta}$ muodostettua paras lineaarinen harhaton estimaattori

$$
\widehat{\boldsymbol{\beta}} = \left(\sum_{i=1}^{N}(\boldsymbol{X}_i'\,\mathrm{Cov}\,(\boldsymbol{Y}_i|\boldsymbol{X}_i)^{-1}\boldsymbol{X}_i)\right)^{-1}\sum_{i=1}^{N}(\boldsymbol{X}_i'\,\mathrm{Cov}\,(\boldsymbol{Y}_i|\boldsymbol{X}_i)^{-1}\boldsymbol{y}_i),
$$

jolla on hyvät ominaisuudet edellyttäen, että kovarianssimatriisi Cov $(\boldsymbol{Y}_i|\boldsymbol{X}_i)$ on tunnettu. Muodostamalla kovarianssimatriisin parametreille suurimman uskottavuuden estimaatit $\widehat{\mathrm{Cov}}(\boldsymbol{Y}_i|\boldsymbol{X}_i)$ ja sijoittamalla se yllä olevaan estimaattorin yhtälöön, saadaan kiinteän osan estimaattorista $\widehat{\boldsymbol{\beta}}$ suurimman uskottavuuden estimaattori. Voidaan osoittaa (Fitzmaurice ym. 2011, 93), että suurella otoskoolla $\widehat{\boldsymbol{\beta}}$ on $\boldsymbol{\beta}$:n konsistentti estimaattori.

4.6 Ennustaminen

Sekamallin avulla voidaan muodostaa ennusteita satunnaisvaikutusten perusteella muodostettujen ryhmittelyjen tasolla, koska sekamallissa on sekä yleiset populaatioon liittyvät kiinteät vaikutukset $\boldsymbol{\beta}$ että satunnaisvaikutusten ryhmittelyihin liittyvät satunnaiset vaikutukset $\boldsymbol{b}_i$.

Kun kovarianssimatriisin Cov $(\boldsymbol{Y}_i|\boldsymbol{X}_i)$ parametrit on estimoitu suurimman uskottavuuden menetelmällä ja muodostettu suurimman uskottavuuden estimaatit kiinteille kertoimille, sijoitetaan molemmat parhaan lineaarisen harhattoman ennusteen estimaattoriin, jolloin saadaan empiirinen paras lineaarinen harhaton ennustin

$$\widehat{\boldsymbol{b}}_i = \widehat{\boldsymbol{D}}\boldsymbol{Z}_i'\widehat{\mathrm{Cov}}(\boldsymbol{Y}_i|\boldsymbol{X}_i)^{-1}(\boldsymbol{Y}_i - \boldsymbol{X}_i\widehat{\boldsymbol{\beta}}).$$

Havaintoyksikön tutkimusmuuttujan ennustettu kehityskaari ajan kuluessa saadaan muodostettua yhtälöstä

$$\widehat{\boldsymbol{Y}}_i = \boldsymbol{X}_i\widehat{\boldsymbol{\beta}} + \boldsymbol{X}_i\widehat{\boldsymbol{b}}_i.$$

Omassa aineistossani olen kiinnostunut yhden mallin osalta kunkin kirurgin ihon sähkönjohtavuuden kehityksen ennusteesta lepotauon ajalla.

4.7 Testaus

Lineaarisen sekamallin kiinteän osan parametrien testaus voidaan perustaa rajoitetun suurimman uskottavuuden estimaattorin asymptoottisen normaalisuusoletuksen perusteella muodostettuun t tai F testisuureeseen. R-ohjelmiston `nlme` paketin `lme` funktiolla muodostetusta mallista saadaan `summary` komennolla yksittäisten estimoitujen parametrien, $\widehat{\beta}$, t testisuureiden arvot (Pinheiro, 2000, 90). Kerroinmatriisin $\boldsymbol{H}$ avulla muodostettavan yleisen lineaarisen hypoteesin F testisuure saadaan lausekkeesta

$$F = \frac{(\boldsymbol{H}'\widehat{\boldsymbol{\beta}})'(\boldsymbol{H}'(\boldsymbol{X}'\widehat{\mathrm{Cov}}(\boldsymbol{Y}_i|\boldsymbol{X}_i)^{-1}\boldsymbol{X})^{-1}\boldsymbol{H})^{-1}(\boldsymbol{H}'\widehat{\boldsymbol{\beta}})}{\boldsymbol{H}\text{:n aste}},$$

ja se noudattaa suurinpiirtein F-jakaumaa (Fox, 2016, 737.)

Estimoiduille parametreille voidaan muodostaa luottamusvälit, jotka perustuvat rajoitetun suurimman uskottavuuden estimaattorin asymptoottiseen normaalisuusoletukseen. Luottamuskertoimet saadaan normaalijakaumasta tai t-jakaumasta (Pinheiro 2000, 92.)

4.8 Kovarianssirakenteen valinta

Pinheiro ym. (2000, 44, 83) mainitsee mallin kovarianssirakenteen valintaan hierarkisille malleille uskottavuusosamäärätestin sekä myös yleisemmin käytettävät Akaike ja Bayes-informaatiokriteerit. Fitzmaurice ym. (2011, 179) huomauttaa, että Bayes-informaatiokriteeri voi suosia liian suppeaa kovarianssirakennetta, koska kriteeri rankaisee enemmän jokaisesta uudesta parametrista, eikä hän suosittele sen käyttöä kovarianssirakenteen valinnassa. Fitzmaurice ym. (2011, 208) toisaalta toteaa, että useisiin sovelluksiin kovarianssimatriisin mallintamiseksi riitää kaksi satunnaisvaikutusta, joista toinen liitetään keskimääräisen arvon tasoon ja toinen muutoksen nopeuteen. Joissakin sovelluksissa on kuitenkin tarpeellista määrätä monimutkaisempi rakenne.

Kiinteitä vaikutuksia muutettaessa mallien tulee olla estimoitu suurimman uskottavuuden menetelmällä. Rajoitetulla suurimman uskottavuuden menetelmällä uskottavuusfunktio muuttuu kiinteää osaa muutettaessa ja siksi vertailu ei onnistu.

Omaa aineistoa analysoidessa käytin hyväksi mainittuja menetelmiä (ks. myös luku 4.7) sekä lisäksi diagnostisia residuaali- ja kvantiili-kvantiili-kuvioita. En katsonut tarpeelliseksi liittää niitä mukaan työhöni. Histogrammit ROS-J summista ovat lähinnä yksihuippuisia eivätkä myöskään kovin vinoja. Oletan tässä työssä, että sekä ROS-J että SCL muuttujien havaintovektorit ovat suurinpiirtein multinormaalisti jakautuneet.

5 Tulokset

Kolmessa psyykkisen mittarin mallissa luokitteluasteikollinen muuttuja $STAGE$ kuvaa kolmea elpymistä selvittävän kyselyn täyttöhetkeä työpäivän aikana. Kirurgin suorittaman leikkausoperaation jälkeinen hetki on valittu perustasoksi, $STAGE1$ viittaa kyselylomakkeen täyttöön ennen leikkausta ja muuttuja $STAGE3$ viittaa lepohetken jälkeiseen kyselylomakkeen täyttöön. $STAGE1$ ja $STAGE3$ muuttujien regressiokertoimien estimaatit tuloksissa edustavat muutosta perustasoon nähden. Muuttuja NS on dikotominen, ja se saa arvon 1 silloin, kun lepotauko on vietetty luonnon ääntä kuunnellen, ja 0 silloin kun lepotauko on vietetty hiljaisuudessa. Muuttujan NS kerroin β_3 tulkitaan samoin kaikissa malleissa; se on luonnon äänen päävaikutus, kun tauko on vietetty luonnon ääntä kuunnellen, mutta se ei ole kysymysten vastausten suhteen oleellinen muuttuja. Regressiokerroin β_0 tulkitaan kaikissa malleissa keskimääräiseksi *ROS-J* muuttujan arvoksi perustasossa, kun lepotauko on vietetty hiljaisuudessa.

Fysiologisen mittarin mallissa jatkuva-arvoinen muuttuja $AIKA$ kuvaa kymmenen minuutin lepohetken etenemistä viiden sekunnin välein. Yhtä lepotaukoa kohden aineistossa on 120 ihon sähkönjohtavuutta kuvaavan SCL muuttujan mitattua arvoa. Kerroin β_0 tulkitaan fysiologisen mittarin mallissa nuoremman kirurgin keskimääräiseksi SCL muuttujan alkuarvoksi, kun lepotauko on vietetty hiljaisuudessa. Muuttuja NS on vastaava kuten psyykkisen mittarin malleissa.

5.1 ROS-J: Luonnon äänen vaikutus yleisesti

Psyykkisen mittarin mallissa (5.1) kerroin β_1 kuvaa keskimääräistä eroa *ROS-J* muuttujan arvossa ”ennen leikkausta” ja perustason (”leikkauksen jälkeen”) välillä silloin, kun lepotauko on vietetty hiljaisuudessa. Kerroin β_2 kuvaa keskimääräistä eroa *ROS-J* muuttujan arvossa ”lepotauon jälkeen” ja perustason välillä silloin, kun lepotauko on vietetty hiljaisuudessa. Yhdysvaikutusten $STAGE1 \times NS$ sekä $STAGE3 \times NS$ kertoimet β_4 ja β_5 ovat vastaavia keskimääräisiä eroja perustasoon nähden silloin, kun tauko on vietetty luonnon ääniä kuunnellen. Mallin (5.1) suhteen minua kiinnostaa erityisesti lepotauon jälkeinen mittaushetki eli kertoimet β_2 ja β_5; ovatko erot *ROS-J* muuttujan arvoissa merkitsevästi erilaiset silloin, kun lepotauko on vietetty hiljaisuudessa ja luonnon ääntä kuunnellen.

$$
\begin{aligned}
(5.1) \quad ROS\text{-}J_{ijk} = {} & \beta_0 + \beta_1 \times STAGE1_i + \beta_2 \times STAGE3_i + \beta_3 \times NS_i \\
& + \beta_4 \times STAGE1_i \times NS_i + \beta_5 \times STAGE3_i \times NS_i + b_{1ij} + \epsilon_{ijk}.
\end{aligned}
$$

Mallissa (5.1) on satunnaisvaikutus lomakkeen täyttöhetkelle kirurgien tasolla. Vaihtelu on mallinnettu samaksi joka hetkelle. Indeksillä i viitataan kirurgiin, j:llä kyselyn täyttöhetkeen ja k viittaa toistomittaukseen tietyllä lomakkeen täyttöhetkellä.

Taulukossa 5.1 on mallin (5.1) parametriestimaatit. Lepotauon jälkeen on kirurgin kokemassa rentoutumisen tunteessa merkitsevä ero perustasoon verrattuna, kun

lepotauko on vietetty ääntä kuunnellen. Ääntä kuunnellen *ROS-J* summan arvo on ollut 6.96 korkeampi lepotauon jälkeen verrattuna perustasoon hiljaisuudessa. Äänen elvyttävä vaikutus *ROS-J* summaan vaihtelee välillä (1.94, 11.98) eli ei voida sulkea pois, että vaikutus olisi heikompikin. Kirurgien kesken ei ole suurta vaihtelua; keskimäärin vaihtelua on ollut keskihajonnalla mitattuna 0.81, mutta 95%:n luottamusväli tälle vaihtelulle on laaja (0.07, 9.31).

Kun tauko on vietetty hiljaisuudessa, ei merkitsevää eroa *ROS-J* summan arvossa ”lepohetken jälkeen” ja perustason välillä ole.

Hetkien ”ennen leikkausta” ja perustason välillä ei ole merkitsevää eroa *ROS-J* summan arvossa.

Taulukko 5.1. Mallin (5.1) tulokset

	Kiinteä osa
	Parametriestimaatti ja 95%:n luottamusväli
$\widehat{\beta}_0$	22.500^{***} (19.522, 25.478)
$\widehat{\beta}_1 \times STAGE1$	1.375 (−2.836, 5.586)
$\widehat{\beta}_2 \times STAGE3$	0.250 (−3.961, 4.461)
$\widehat{\beta}_3 \times NS1$	−1.169 (−4.719, 2.381)
$\widehat{\beta}_4 \times STAGE1 \times NS1$	−0.465 (−5.485, 4.555)
$\widehat{\beta}_5 \times STAGE3 \times NS1$	6.961^{***} (1.941, 11.981)
	Satunnaisosa
	Parametriestimaatti ja 95%:n luottamusväli
$\sqrt{\text{Var}\,(b_{1ij})} = \widehat{\sigma_{b_{1ij}}}$	0.809 (0.070, 9.305)
$\sqrt{\text{Var}\,(\epsilon_{ijk})} = \widehat{\sigma}$	4.052 (3.361, 4.887)
Havaintojen lkm.	69
Huom:	*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

5.2 ROS-J: Luonnon äänen vaikutus kirurgiryhmään 1

Psyykkisen mittarin mallissa (5.2) kirurgit on ryhmitelty kahteen ryhmään dikotomisen muuttujan $E1R1$ avulla siten, että toisessa ryhmässä ovat kirurgit E1 ja R1 ja toisessa E2 ja R2.

$$
\begin{aligned}
(5.2)\quad \textit{ROS-J}_{ijk} = {} & \beta_0 + \beta_1 \times STAGE1_i + \beta_2 \times STAGE3_i + \beta_3 \times NS_i + \beta_4 \times E1R1_i \\
& + \beta_5 \times STAGE1_i \times NS_i + \beta_6 \times STAGE3_i \times NS_i \\
& + \beta_7 \times STAGE1_i \times E1R1_i + \beta_8 \times STAGE3_i \times E1R1_i \\
& + \beta_9 \times NS_i \times E1R1_i \\
& + \beta_{10} \times STAGE1_i \times NS_i \times E1R1_i \\
& + \beta_{11} \times STAGE3_i \times NS \times E1R1_i + b_{1ij} + \epsilon_{ijk}.
\end{aligned}
$$

Mallissa (5.2) on satunnaisvaikutus on asetettu vastaavasti kuten mallissa (5.1) ja indeksit viittaavat samalla tavalla.

Taulukossa 5.2 on mallin (5.2) parametriestimaatit. Ryhmän E1R1 kirurgeilla on perustason ja ”lepohetken jälkeen” välillä merkitsevä ero kirurgien kokemassa elpymisessä, kun lepotauko on vietetty ääntä kuunnellen. Ääntä kuunnellen *ROS-J* summan arvo on ryhmässä ollut keskimäärin 12.48 korkeampi lepotauon jälkeen verrattuna ääntä kuuntelevien perustasoon. Äänen elvyttävä vaikutus *ROS-J* summaan vaihtelee välillä (2.86, 22.10) eli ei voida sulkea pois, että vaikutus olisi heikompikin. Kirurgien kesken vaihtelua keskimäärin on ollut 1.26. 95%:n luottamusväli tälle vaihtelulle on (0.28, 5.66). Toisella ryhmällä tällaista merkitsevää vaikusta vaiheiden perustason ja ”lepotauon jälkeen” välillä ei ole ääntä kuunnellen.

Kun tauko on vietetty hiljaisuudessa, on ryhmä E1R1 kokenut olevansa melkein merkitsevästi (p-arvo 0.0510) vähemmän levollinen ”lepohetken jälkeen” verrattuna perustasoon, estimaatti *ROS-J* summan erossa perustasoon verrattuna on -8.50. Hiljaisuuden ei-elvyttävä vaikutus *ROS-J* summaan vaihtelee välillä (-17.04, 0.04) eli ei voida sulkea pois, että hiljaisuus olisikin stressiä lieventävä tai ei ainakaan lisäisi sitä. Toisella ryhmällä tällaista vaikusta vaiheiden perustason ja ”lepohetken jälkeen” välillä ei ole hiljaisuudessa.

Hetkien ”ennen leikkausta” ja perustason välillä ei ole merkitsevää eroa *ROS-J* summan arvossa.

Taulukko 5.2. Mallin (5.2) tulokset

	Kiinteä osa
	Parametriestimaatti ja 95%:n luottamusväli
$\widehat{\beta}_0$	19.750^{***} (15.480, 24.020)
$\widehat{\beta}_1 \times STAGE1$	4.250 (−1.789, 10.289)
$\widehat{\beta}_2 \times STAGE3$	4.500 (−1.539, 10.539)
$\widehat{\beta}_3 \times NS$	2.375 (−2.375, 7.125)
$\widehat{\beta}_4 \times E1R1$	5.500 (−7.465, 18.465)
$\widehat{\beta}_5 \times STAGE1 \times NS$	−2.375 (−9.093, 4.343)
$\widehat{\beta}_6 \times STAGE3 \times NS$	0.875 (−5.843, 7.593)
$\widehat{\beta}_7 \times STAGE1 \times E1R1$	−5.750 (−14.290, 2.790)
$\widehat{\beta}_8 \times STAGE3 \times E1R1$	-8.500^{*} (−17.040, 0.040)
$\widehat{\beta}_9 \times NS \times E1R1$	-7.233^{**} (−14.033, −0.432)
$\widehat{\beta_{10}} \times STAGE1 \times NS \times E1R1$	3.717 (−5.900, 13.335)
$\widehat{\beta_{11}} \times STAGE3 \times NS \times E1R1$	12.479^{**} (2.862, 22.097)
	Satunnaisosa
	Parametriestimaatti ja 95%:n luottamusväli
$\sqrt{\mathrm{Var}\,(b_{1ij})} = \widehat{\sigma_{b_{1ij}}}$	1.260 (0.280, 5.663)
$\sqrt{\mathrm{Var}\,(\epsilon_{ijk})} = \widehat{\sigma}$	3.871 (3.189, 4.698)
Havaintojen lkm.	69
Huom:	*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

5.3 ROS-J: Luonnon äänen vaikutus kirurgiryhmään 2

Psyykkisen mittarin mallissa (5.3) kirurgit on ryhmitelty kahteen ryhmään dikotomisen muuttujan SC avulla siten, että toisessa ryhmässä ovat vanhemmat kirurgit E1 ja E2 ja toisessa nuoremmat R1 ja R2.

$$
\begin{aligned}
(5.3)\quad ROS\text{-}J_{ijk} = {} & \beta_0 + \beta_1 \times STAGE1_{+}\beta_2 \times STAGE3_{+}\beta_3 \times NS_{+}\beta_4 \times SC_i \\
& + \beta_5 \times STAGE1_i \times NS_i + \beta_6 \times STAGE3 \times NS_i \\
& + \beta_7 \times STAGE1 \times SC_i + \beta_8 \times STAGE3 \times SC_i + \beta_9 \times NS_i \times SC_i \\
& + \beta_{10} \times STAGE1_i \times NS_i \times SC_i + \beta_{11} \times STAGE3_i \times NS_i \times SC_i + b_{1ij} + \epsilon_{ijk}.
\end{aligned}
$$

Mallissa (5.3) on satunnaisvaikutus on asetettu vastaavasti kuten mallissa (5.1) ja indeksit viittaavat samalla tavalla. Tässä mallissa olen lisäksi antanut rakennetta satunnaisvirheiden ϵ_{ijk} matriisille; varianssit saavat vaihdella kirurgien tasolla.

Taulukossa 5.3 on mallin (5.3) parametriestimaatit. Havaitaan, että sillä seikalla onko kirurgi vanhempi vai nuorempi, ei näyttäisi olevan merkitsevää vaikutusta kirurgin kokemaan elpymiseen stressistä huolimatta siitä, vietettiinkö tauko hiljaisuudessa tai ääntä kuunnellen.

Taulukko 5.3. Mallin (5.3) tulokset

	Kiinteä osa
	Parametriestimaatti ja 95%:n luottamusväli
$\widehat{\beta}_0$	22.427*** (17.866, 26.989)
$\widehat{\beta}_1 \times STAGE1$	0.084 (−6.367, 6.535)
$\widehat{\beta}_2 \times STAGE3$	−0.446 (−6.897, 6.005)
$\widehat{\beta}_3 \times NS$	−0.893 (−6.487, 4.701)
$\widehat{\beta}_4 \times SC$	2.465 (−9.284, 14.214)
$\widehat{\beta}_5 \times STAGE1 \times NS$	−1.840 (−9.751, 6.071)
$\widehat{\beta}_6 \times STAGE3 \times NS$	7.863* (−0.049, 15.774)
$\widehat{\beta}_7 \times STAGE1 \times SC$	−1.132 (−8.871, 6.607)
$\widehat{\beta}_8 \times STAGE3 \times SC$	−2.920 (−10.659, 4.819)
$\widehat{\beta}_9 \times NS \times SC$	−3.174 (−9.718, 3.371)
$\widehat{\beta_{10}} \times STAGE1 \times NS \times SC$	5.210 (−4.045, 14.465)
$\widehat{\beta_{11}} \times STAGE3 \times NS \times SC$	3.696 (−5.559, 12.951)
	Satunnaisosa
	Parametriestimaatti ja 95%:n luottamusväli
$\sqrt{\mathrm{Var}\,(b_{1ij})} = \widehat{\sigma_{b_{1ij}}}$	0.725 (0.016, 32.976)
$\sqrt{\mathrm{Var}\,(\epsilon_{ijk})} = \widehat{\sigma}$	2.138 (1.410, 3.243)
Havaintojen lkm.	69
Huom:	*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

5.4 SCL: Luonnon äänen vaikutus kirurgiryhmään 2

Fysiologisen mittarin mallissa (5.4) kirurgit on ryhmitelty kahteen ryhmään dikotomisen muuttujan SC avulla siten, että toisessa ryhmässä ovat vanhemmat kirurgit E1 ja E2 ja toisessa nuoremmat R1 ja R2. $AIKA$ muuttujan yksikkö on viisi sekuntia.

$$
\begin{aligned}
(5.4)\quad SCL_{ikj} = \beta_0 + \beta_1 \times NS_i + \beta_2 \times SC_i + \beta_3 \times AIKA_i \\
+ \beta_4 \times NS_i \times AIKA_i + \beta_5 \times SC_i \times AIKA_i \\
+ \beta_6 \times NS_i \times SC_i \times AIKA_i + b_{1i} + b_{2ij} + \epsilon_{ijk}.
\end{aligned}
$$

Mallissa on kaksi tason satunnaisvaikutusta; b_{1i} on ryhmiteltynä kirurgin tasolla ja b_{2ij} kunkin kirurgin työpäivän j tasolla. Indeksillä i viitataan kirurgiin, j:llä työpäivään ja k viittaa toistomittaukseen tietyn työpäivän lepohetken mittaushetkellä.

Taulukossa 5.4 on mallin (5.4) parametriestimaatit. Havaitaan, että lepohetken ajankululla on tilastollisesti merkitsevä vaikutus ihon sähkönjohtavuutta kuvaavan SCL muuttujan arvoon. β_3 on lineaarikerroin nuoremmalle kirurgille, joka viettää lepotaukoansa hiljaisuudessa. Paras arvio on, että jokainen viiden sekunnin lisäys lepohetken pituuteen pienentää SCL arvoa keskimäärin -0.025 mikrosiemensiä. Viiden sekunnin mittaisen ajan vaikutus SCL arvoon vaihtelee välillä (-0.026, -0.024) eli vähentävä vaikutus voi olla hieman suurempikin tai hieman pienempi.

Ajan ja äänen kuuntelun yhdysvaikutus on tilastollisesti merkitsevä; β_4 on lineaarikerroin nuoremmalle kirurgille, joka viettää lepotaukoansa kuunnellen ääntä. Paras arvio on, että ajan SCL arvoa laskeva vaikutus ääntä kuunnellen on 0.021 mikrosiemensiä pienempi kutakin viiden sekunnin mittaista lepohetken jaksoa kohden verrattuna hiljaisuudessa taukonsa viettävään nuorempaan kirurgiin. Tämä vaikutus vaihtelee välillä (0.019, 0.022), joten äänen kuuntelun käänteinen vaikutus nuorempiin kirurgeihin voi olla suurempikin. Paras arvio lepotauolla ääntä kuuntelevalle, nuoremman kirurgin SCL arvoa laskevalle lineaarikertoimelle on $(-)0.025 + 0.021 = -0.004$ mikrosiemensiä jokaista viiden sekunnin lepohetken jaksoa kohden.

Ajan ja kirurgiryhmän yhdysvaikutus on tilastollisesti merkitsevä; β_5 on lineaarikerroin vanhemmalle kirurgille, joka viettää lepotaukonsa hiljaisuudessa. Paras arvio on, että ajan SCL arvoa laskeva vaikutus hiljaisuudessa taukonsa viettävällä vanhemmalla kirurgilla on 0.023 mikrosiemensiä pienempi kutakin viiden sekunnin mittaista lepohetken jaksoa kohden verrattuna hiljaisuudessa taukonsa viettävään nuorempaan kirurgiin. Tämä vaikutus vaihtelee välillä (0.021, 0.025), joten käänteinen vaikutus voi olla suurempikin. Paras arvio hiljaisuudessa lepotaukoa viettävälle, vanhemman kirurgin SCL arvoa laskevalle lineaarikertoimelle, on $(-)0.025+ 0.023 = -0.002$ mikrosiemensiä jokaista viiden sekunnin lepohetken jaksoa kohden.

Ajan, kirurgiryhmän ja äänen kuuntelun yhdysvaikutus on tilastollisesti merkitsevä; β_6 on lineaarikerroin vanhemmalle kirurgille, joka viettää lepotaukoansa kuunnellen ääntä. Paras arvio on, että SCL arvoa laskeva vaikutus on -0.035 mikrosiemensiä suurempi kutakin viiden sekunnin mittaista lepohetken jaksoa kohden verrattuna nuorempaan kirurgiin, joka viettää taukoa hiljaisuudessa. Tämä vaikutus vaihtelee välillä (-0.037, -0.033), joten vähentävä vaikutus voi olla suurempikin. Paras arvio

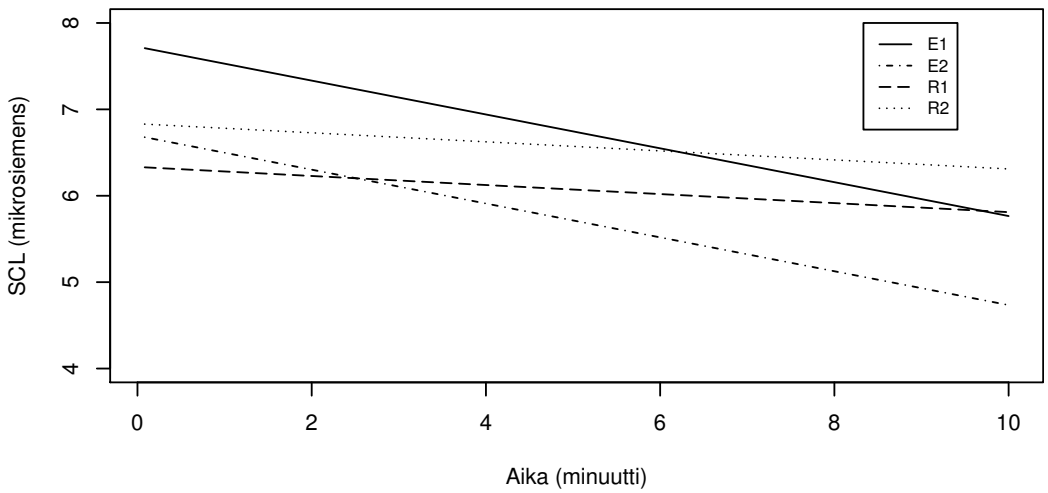
lepotauolla ääntä kuuntelevalle, kokeneen kirurgin SCL arvoa laskevalle lineaarikertoimelle on $(-)0.025 + 0.021 + 0.023 + (-)0.035 = -0.016$ mikrosiemensiä jokaista viiden sekunnin lepohetken jaksoa kohden. Se on suhteessa neljä kertaa vahvempi vaikutus verrattuna nuorempaan ääntä kuuntelevaan kirurgiin.

Kirurgien välillä vaihtelua on keskimäärin ollut 1.035 mikrosiemensia, ja 95%:n luottamusväli tälle vaihtelulle on (0.667, 1.608) mikrosiemensiä. Saman kirurgin suorittamien leikkausten kesken vaihtelua on ollut 3.634 mikrosiemensiä. Vaihteluväli tälle vaihtelulle on (2.620, 5.036) mikrosiemensiä.

Taulukko 5.4. Mallin (5.4) tulokset

	Kiinteä osa
	Parametriestimaatti ja 95%:n luottamusväli
$\widehat{\beta}_0$	7.758^{***} (4.238, 11.278)
$\widehat{\beta}_1 \times NS$	-1.175 (-4.697, 2.347)
$\widehat{\beta}_2 \times SC$	0.626 (-7.419, 8.671)
$\widehat{\beta}_3 \times AIKA$	-0.025^{***} (-0.026, -0.024)
$\widehat{\beta}_4 \times NS \times AIKA$	0.021^{***} (0.019, 0.022)
$\widehat{\beta}_5 \times SC \times AIKA$	0.023^{***} (0.021, 0.025)
$\widehat{\beta}_6 \times NS \times SC \times AIKA$	-0.035^{***} (-0.037, -0.033)
	Satunnaisosa
	Parametriestimaatti ja 95%:n luottamusväli
$\sqrt{\mathrm{Var}\,(b_{1i})} = \widehat{\sigma_{b_{1i}}}$	1.035 (0.667, 1.608)
$\sqrt{\mathrm{Var}\,(b_{2ij})} = \widehat{\sigma_{b_{2ij}}}$	3.634 (2.620, 5.036)
$\sqrt{\mathrm{Var}\,(\epsilon_{ijk})} = \widehat{\sigma}$	0.431 (0.420, 0.443)
Havaintojen lkm.	2640
Huom:	*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Kuvassa 5.1 on mallin (5.4) antama ennuste ihon sähkönjohtavuuden muutoksesta tutkimuksen kirurgeille, jos tauon aikana kuunneltaisiin luonnon ääntä. Voidaan havaita, että ihon sähkönjohtavuus heijastaisi rentoutumista kokeneilla kirurgeilla ”E1” ja ”E2”, mutta ei niinkään nuoremmilla ”R1” ja ”R2”.



Kuva 5.1. Ennuste sähkönjohtavuuden tason muutoksesta äänen kanssa.

6 Yhteenveto

Sukon ym. (2019) tutkimuksesta noussut oletus, että luonnon äänien kuuntelu kymmenen minuutin levon aikana parantaa kirurgien mielialaa, olivat he sitten ammatillisesti nuorempia tai vanhempia, näyttäisi pitävän paikkansa. Mallin (5.1) tulosten perusteella luonnon äänet edesauttaisivat työrasituksesta elpymistä yleisesti ja mallin (5.3) perusteella eroa ei olisi nuorempien eikä vanhempien kirurgien välillä.

Sukon ym. (2019) tutkimuksessa esiin nousi toinen ryhmä, jonka kirurgit kokivat merkitsevästi luonnon äänien elvyttävän työrasituksesta paremmin, kun lepotauko saatiin viettää luonnon ääniä kuunnellen. Mallin (5.2) perusteella tämä sama ryhmä koki melkein merkitsevästi olleensä vähemmän elpynyt lepohetken jälkeen, kun lepotauko vietettiin hiljaisuudessa.

Mallin (5.4) perusteella voidaan havaita, että työn toinen tutkimusmuuttuja, ihon sähkönjohtavuutta kuvaava SCL, heijastaa myös nuorempien kirurgien osalta luonnon äänien kuuntelun vaikutusta elpymiseen. Sen vaikutus on vanhemmilla kirurgeilla nelinkertainen nuorempiin verrattuna. Mallin antaman ennusteen perusteella voisi kuitenkin ajatella, että ihon sähkönjohtavuus heijastaa luonnon äänien palauttavaa vaikutusta vain kokeneemmilla kirurgeilla "E1"ja "E2", kuten Sukon tutkimuksessa oletettiin.

Mikäli virtuaalinen luontokokemus, tässä tapauksessa pelkkä luonnon äänien kuuntelu, osoittautuisi toimivaksi katalyytiksi työrasituksesta elpymisessä, voisi ajatella rauhallisen tilan järjestämisen työntekijöiden käytettäväksi olevan järkevä ja halpakin keino parantaa työhyvinvointia ja lisätä työtehoa. Pelkästään puhelimeen asennettava applikaatio, joka toistaisi luonnon ääntä, muutaman minuutin ajan käytettynä, voisi toimia virtuaalisena luontokokemuksena, kun sen ottaisi käyttöön toimistoissa jo yleisesti käytössä olevissa modulaarisissa tiloissa, kuten toimiston puhelinkopeissa ja muissa keskittymisrauhaa tarjovaissa ratkaisuissa.

Lähteet

[1] Fitzmaurice, G., Laird, N., & Ware, J. (2011). *Applied Longitudinal Analysis*. John Wiley & Sons, Incorporated. Hoboken, New Jersey.

[2] Fox, J. & Fox, J. (2016) *Applied regression analysis and generalized linear models. Third edition*. Los Angeles: SAGE.

[3] Korpela, K., Ylén, M., Tyrväinen, L., & Silvennoinen, H. (2008). *Determinants of restorative experiences in everyday favorite places*. Health & Place, 14(4), 636–652. https://doi.org/10.1016/j.healthplace.2007.10.008

[4] Kutner, M., Nachtsheim, C., Neter, J., Li, W. (2005). *Applied Linear Statistical Models (5th ed.)*. McGraw-Hill Irwin. Boston.

[5] Ojala, A., Neuvonen, M., Leinikka, M., Huotilainen, M., Yli-Viikari, A. & Tyrväinen, L. (2019). *Virtuaaliluontoympäristöt työhyvinvoinnin voimavarana: Virtunature-tutkimushankkeen loppuraportti.* Luonnonvara- ja biotalouden tutkimus 51/2019. Luonnonvarakeskus. Helsinki.

[6] Pinheiro, J., & Bates, D. (2000). *Mixed-effects models in S and S-plus*. Springer. New York.

[7] Pinheiro J., Bates D., DebRoy S., Sarkar D., R Core Team (2020). *nlme: Linear and Nonlinear Mixed Effects Models*. R package version 3.1-149, https://CRAN.R-project.org/package=nlme.

[8] Suko, Y., Shindo, T., Saito, K., Takayama, N., Warisawa, S., Sakuma, T., & Ito, M. (submitted). *Restorative Effect of Natural Sounds on Surgeons' Mood States and Stress After Surgery: A Hypotheses Generating Study*.

Mallin sovittaminen nlme-paketin avulla

Käytetty versio 3.1.149.

```
library(nlme)
```

Malli (5.1)

```
lme(fixed = ROS.J.Total ~ Stage*NS,
    data = SukoROS.J,
    random = list(Surgeon = pdIdent(~Stage-1)))
```

Malli (5.2)

```
lme(fixed = ROS.J.Total ~ Stage*NS*E1R1,
    data = SukoROS.J,
    random = list(Surgeon = pdIdent(~Stage-1)))
```

Malli (5.3)

```
lme(fixed = ROS.J.Total ~ Stage*NS*SC,
    data = SukoROS.J,
    weights = varIdent(form = ~ 1 | Surgeon),
    random = list(Surgeon = pdIdent(~Stage-1)))
```

Malli (5.4)

```
lme(SCL ~ NS + SC + time + NS:time + SC:time + NS:SC:time,
    data = SukoSCL,
    random = ~ 1 | Surgeon/Id)
```