

TARTU ÜLIKOOL
Majandusteaduskond
Rahvamajanduse instituut
Majandusteooria õppetool

Dissertatsioon *magister artium* kraadi taotlemiseks majandusteaduses

Nr. 54

Ott Toomet

**EESTI-SISESE MIGRATSIOONIGA KAASNEV VAHETU
PALGATÕUS**

Juhendajad: prof. Jüri Sepp
lektor Raul Eamets

Tartu 2001

SISUKORD

Sissejuhatus	5
1 Migratsioon majandusteaduse uurimisobjektina	8
1.1 Migratsiooni mõiste ja liigid	8
1.2 Migratsioon kui investeering	9
1.3 Migratsioon ja heaolu	11
1.4 Empiirilised meetodid ja tulemused	14
2 Tööturg ja migratsioon Eestis	21
2.1 Eesti tööturg üleminekuperioodil	21
2.1.1 Hõive	21
2.1.2 Tööpuudus, palk ja tööturupoliitika	23
2.2 Eesti piirkondlik areng	27
2.3 Migratsiooni uurimine Eestis	31
2.3.1 Ametlik rahvastikustatistika	31
2.3.2 Sõltumatud migratsiooniuuringud	33
3 Töös kasutatud andmed ja mudelid	35
3.1 Kasutatud andmed	35

3.1.1	Eesti Tööjõu-Uuring 1995	35
3.1.2	Töös kasutatud muutujad	37
3.1.3	Kirjeldav statistika	39
3.2	Töös kasutatud mudelid	40
3.2.1	Esimese ja viimase palga modelleerimine	42
3.2.2	Palga kasvu mudel	44
3.2.3	Esimese palga mudel	45
3.3	Mudelite hindamine	51
4	Mudelite hindamise tulemused ning analüüs	53
4.1	Palga kasvu mudel	53
4.2	Esimese palga mudel	55
4.3	Mudelite võrdlus	59
4.4	Kolimisega seotud palgakasv	61
4.5	Kolimisotsus	62
4.6	Muud tulemused	63
4.7	Võimalikud töö edasiarendamise suunad	67
	Kokkuvõte	69
	Kasutatud kirjandus	72
	Lisad	77
	Lisa 1. Kirjanduses kasutatud mikroandmed	77

Lisa 2.	Andmete selekteerimine	78
Lisa 3.	Ülevaade selektsioonimudelitest	81
Lisa 4.	Tõepära funktsiooni tuletuskäik	86
Summary		94

SISSEJUHATUS

Üleminekuajal on kiiresti kasvanud regionaalsed erinevused Eestis. Uued majandus- suhted on kasu toonud eeskätt Tallinnale ja Põhja-Eestile, samas on suured raskused endistes põllumajandus- ja tööstuspiirkondades. Niisuguse arengu tulemusena on Eestis tekkinud suured erinevused palgatasemes, tööpuuduse määras ja kestuses.

Üheks võimaluseks vähendada piirkondlikke erinevusi töajõuturul on töajõu geograafiline liikumine (migratsioon ehk ränne). Töajõu lahkumine aitab vähese nõudlusega piirkonnas vähendada regionaalset tööpuudust (töötute arv väheneb) ja ühtlustada piirkondlikku palgataset. Teisest küljest vähendab väljaränne, eriti ettevõtlike inimeste lahkumine, ka regiooni majanduslikku potentsiaali ja võib nii mahajäämust süvendada. Nii võib tööpuuduse vähendamisele suunatud töajõu liikumist soodustav poliitika regionaalseid erinevusi hoopis suurendada. Väljarände soodustamise asemel peaks hoopis ettevõtlike inimesi piirkonda juurde meelitama.

Teine põhjus, miks töajõu liikumine on päevakorral, on Euroopa integratsioon. Euroopa Liidu (EL) liikmesriigid ei saa praegu enam kasutada iseseisvat kaubandus- ja rahapoliitikat, millega tasandada asümmeerilisi šokke. Juhul, kui tulevikus hakatakse ellu viima ühist eelarve- ja maksupoliitikat, vähenevad valitsuste võimalused majandust mõjutada veelgi. Nii muutub muutub töajõu liikumine tihedamini integreerunud majanduste vahel olulisemaks piirkondlike erinevuste tasandajaks.

Kolmandaks on töajõu liikumine oluline seoses Eestis kavandatava haldusreformiga. Üheks võimalikuks haldusreformi eesmärgiks on omavalitsuste vahelise konkurentsi õhutamise, niisuguse olukorra loomine, kus omavalitsused püüaksid soodsama keskkonna abil paremat töajõudu endale saada. Konkurentsi tegelik toimimine oleks siis otseselt sõltuv töajõu liikuvusest.

Käesolev töö käsitleb Eesti-sisest tööjõu liikumist ja selle seost palga kasvuga. Töö eesmärgiks on selgitada, kas kolimine seostub Eestis vahetu palgakasvuga, s.o. kas kolijad teenivad uude piirkonda asudes kohe alguses rohkem või vähem kui samade tunnustega inimesed sihtregioonis, kes kolinud ei ole. Niisugune eesmärgipüstitus võimaldab paremini mõista eestlase kolimiskäitumist ja kolimisega seotud motiive. Teiseks on ETU 1995 andmebaasis olemas töökoha vahetusele vahetult eelneva ja järgneva palga informatsioon. Teised autorid, kes on sama küsimust käsitlenud (Borjas *et al.*, 1992; Yankow, 1999; Hu, 2000) on kasutanud kaudseid andmeid. Töös testitav hüpotees on:

H0: Kolijate esimene palk uuel töökohal on peale kolimist suurem kui mitte-kolijate esimene palk uuel töökohal peale töökoha vahetamist.

Käsitletud on ka teemat, et kuidas võiksid praegused tulemused ennustada tööjõu rännet Eesti võimalikul ühinemisel EL-ga. Töö laiem eesmärk on selgitada palga poliitika ja rände vahekorda – kuidas on võimalik näiteks regionaalsete palga- või maksusoodustustega mõjutada regioonidevahelist rännet.

Lisaks otsesele palga ja kolimise seosele on välja toodud ka muid palga kasvu ja palga suurusega seostuvaid tegureid. Peale palga empiirilise hindamise on töös arendatud ja kompaktselt esitatud ka metoodika, mis on vajalik nn. viiendat tüüpi tobit-mudelite hindamiseks.

Töö on empiiriline ega käsitle kolimise ja palgatõusu teoreetilist külge. Teoreetiline osa tugineb Sjaastadi (1962) käsitlusel migratsioonist kui investeeringust, empiiriline osa põhineb osalt lihtsal ökonomeetrial ja osalt Heckmani (1976) selektsioonimudelitel. Andmetest on kasutatud ETU 1995. aasta andmebaasi.

Töö on jaotatud nelja ossa. Esimene osa käsitleb tööjõu rännet majandusteooria vaatepunktist ning esitab ülevaate varasematest teoreetilistest käsitlustest ja empiirilistest tulemustest. Teine osa kirjeldab Eesti tööjõuturgu ning annab ülevaate senisest rände uurimisest Eestis. Kolmandas osas arendatakse välja töös hinnatavad mudelid ning kirjeldatakse kasutatavaid andmeid ja muutujaid. Viimane, neljas

osa, on pühendatud tulemustele, mudelite võrdlusele ja analüüsile. Esitatakse mõned majanduspoliitilised soovitused ja antakse soovitused edaspidiseks uurimistööks.

1 MIGRATSIOON MAJANDUSTEADUSE UURIMISOBJEKTINA

1.1 Migratsiooni mõiste ja liigid

Migratsiooni (ränne) all mõeldakse inimeste elu- või töökoha (geograafilises mõttes) vahetamist, mõnikord ka liikumist elukoha ja töökoha vahel (pendelränne). Majandusteaduses vaadeldakse enamasti tööjõu (töötavate või töötada soovivate inimeste) liikumist, harvem mitteaktiivse elanikkonna liikumist (pensionärid, lapsed, mitteaktiivsed perekonnaliikmed), kelle mõju majandusele on kaudsem.

Migratsiooni võib jaotada rahvusvaheliseks (immigratsioon/emigratsioon) ja riigisiseks liikumiseks. Rahvusvahelise rände teoreetilisel uurimisel on esmaseks huviobjektiks olnud rände mõju riikide healolule ja maksukoormusele, siserände puhul on püütud otsida seost majanduslike tegurite ja rände vahel.

Rännet on jaotatud piirkonnasiseseks ja piirkondadevaheliseks rändeks. Tavaliselt vaadeldakse mingeid kindlaid administratiivseid üksuseid, nagu maakondi. Erinev rändekaugus võib olla seotud erinevate põhjusega.

Eraldi võib vaadelda töökoha- ja elukohaliikumist. Tõsi, piirkondadevahelise rände korral liiguvad üldiselt elu- ja töökoht koos. Töö- ja elukoha rännet on vaadeldud ka ühtsena, ühtse elu- ja töökoha optimaalse paigutamise ülesandena.

Tööjõu liikumine on majanduses oluline mitmes mõttes. Tööjõud, eriti kõrgelt kvalifitseeritud tööjõud, on oluline tootmistegur, tööjõu ümberpaiknemisega muutub nii piirkondlik elatustase kui ka arengupotentsiaal. Teisest küljest võib madala kvalifikatsiooni või kultuuriliselt väga erinevate inimeste sisseränne nõuda märkimisväärset

sotsiaalsete kulude kasvu, põhjustada kultuurilisi konflikte ja nii elatustaset hoopis alla viia. Mitteaktiivse elanikkonna sisseränne võib mõjutada piirkonna tarbimispotentsiaali ja nii soodustada teenindussfääri arengut.

Varasematel aegadel on rände uurijad püüdnud eeskätt rännet kirjeldada ja selgitada välja tema mõju majandusele. Viimastel aastakümnetel on huviobjektiks muutunud rände seletamine ja ennustamine.

1.2 Migratsioon kui investeering

Alates Larry Sjaastadi klassikalisest tööst (Sjaastad, 1962) on migratsiooni tavaks käsitleda investeeringuna. Nagu ka muudel investeeringutel, on kolimisel kulu, mis tuleb kanda kohe, oodatav tulu jaotub aga pikema perioodi peale. Otseseks kuluks on esiteks töökoha kaotamine endises elukohas ja tollega seotud alternatiivkulu, ja siis veel otsene kolimiskulu, kulu uues keskkonnas kohanemiseks, uue töö leidmiseks ja õppimiseks. Tuluks on eeldatav tulevane parem palk ja paremad elamistingimused.

Niisugune lihtne vaatepunkt seletab loomuliku nähtusena, et miks kolitakse kõrge- ma palgaga piirkondadesse (oodatav tulu on suurem), miks noored on aktiivsemad kolijad (noorte oodatav tulu on suurem, sest nemad on kauem tööturul) ja miks lah- kutakse kõrge tööpuudusega piirkondadest (väike töö saamise tõenäosus vähendab oodatavat tulu kohapeal). Need faktid klapiivad üldjoontes netomigratsiooni voo- gudega (regioonide sisse-väljarände vahega). Tunduvalt halvemini seletab Sjaastadi vaatepunkt brutomigratsiooni, asjaolu et enamasti on netomigratsiooni vood tundu- valt väiksemad kui piirkondadevaheline koguliikumine. Sjaastad (1962) püüab kor- raga toimuvat suurt sisse- ja väljarännet seletada asjaoluga, et oodatav tulu võib erinevate oskuste ja isikutunnustega inimeste tarvis olla samas piirkonnas erinev. Seega sisserändajad peaksid olema teistsugused kui samal ajal väljarändajad.

Migratsiooni kui investeeringu mudelit on loomulik täiendada otsimismudeli põhi- mõtetega (*search model*), pideva töö- ja elukoha otsimisega. Lihtsa Sjaastadi mudeli korral peaks kolimine olema ühekordne, inimesed peaksid kohe liikuma piirkonda,

mille korral tulu-kulu suhe on parim. Uus kolimine on võimalik ainult majandus-situatsiooni või isikuomaduste muutudes. Otsimismudel toob sisse põhimõtte, et inimene kolib ainult siis, kui ta on saanud sobiva pakkumise (ehk leidnud sobiva töö- või elukoha), pakkumiste saamine on aga stohhastiline protsess. Seega võimaldab otsimismudel põhimõtteliselt edasi-tagasi kolimist ka majandusliku tausta ja isikutunnuste muutumatuks jäädes. Nii on võimalik seletada korraga eksisteerivat sisse- ja väljarännet.

Teine täiendus, mida saab teha otsimismudeli kontekstis on töö- ja elukoha erinevuste käsitlemine. Ommeren *et al.* (1999) käsitleb olukorda, kus inimesed saavad pidevalt uusi töö- ja elukoha pakkumisi erinevates piirkondades. Võimaliku töö- või elukoha vahetamise juures kaalutavad indiviidid vahetuse tulusid-kulusid, kusjuures üheks oluliseks teguriks on töökoha kaugus elukohast. Nii püüavad inimesed pidevalt leida tasuvamat tööd ja tolle järel kolida elamisega tööle järele. Töökoha vahetus, millega tööl käimise kulud ei muutu, ei muuda elukoha vahetamise tõenäosust. Sellest mõttes on töö- ja elukoha vahetus sõltumatud. Kuna kolimine on kulukas, siis ei elata üldiselt töö suhtes kõige paremas paigas. Seega võimaldab niisugune käsitus vaadeldud töö- ja elukoha erinevustest tulenevaid nähtusi, näiteks regioonisest kolimist. Ommereni mudel annab teise võimaluse seletada, miks vanemad inimesed vähem kolivad – neil on olnud kauem aega oma töö- ja elukohta vastavusse viia.

Kolimiskulusid on enamasti vaadeldud staatiliste kuludena, mis võivad sõltuda isikuomadustest. Staatilised kulud lubavad rändevoogude muutumist ainult juhul, kui muutuvad regioone iseloomustavad makronäitajad. Kui tuua mudelisse seosed informatsiooni ja infrastruktuuriga, võivad kolimiskulud sõltuda ka eelnevast migratsioonist. Carrington *et al.* (1996) on need aspektid formaliseerinud ja kasutab mudelit, et kirjeldada mustanahaliste rännet lõunaosariikidest põhja XX sajandi esimese poole USA-s. Esimeste rändajate hulgas on noored üksikud mehed, kes uude kohta elama asuvad, töö leiavad, ja hiljem ka perekonna ja tuttavad järele kutsuvad. Nii saavad järele tulijad tunduvalt paremat informatsiooni töö- ja elamisvõimaluste ning palkade osas, samuti saavad ees olijad aidata ajutise elukoha võimaldamisel ja kultuurilisel kohanemisel. Nii muutub kolimine eelolijate arvu kasvades üha kergemaks

ja on võimalik olukord, kus piirkondadevahelise palgavahe vähenedes migratsioon ikkagi kasvab.

Ka staatiliste kolimiskuludega mudelis ei ole seos palgavahe ja rände vahel ühene. Ühest küljest õhutab regiooni madalam sissetulekute tase (ehk suurem palgavahe lähte- ja sihtpiirkonna vahel) väljarännet, teisest küljest muudab raskemaks vahendite leidmise, et katta kolimisega seotud rahalisi kulusid (tugevdab likviidsuspiiranguid) ning hoopis pidurdab rännet. Ka niiviisi on võimalik, et kodupiirkonna palga tõustes ränne kasvab (Marr, 1977).

Oodatava rahalise tulu ja kulu käsitlemisest mõnevõrra üldisem on käsitus, kus vaadeldakse oodatavat kasulikkust. Lisaks piirkondade vahelisele palgaerinevusele, erineb ka piirkondlik kliima, loodustingimused, erinevad on võimalused eluaseme muutsemisel ja laste kasvatamisel. Ränne soodsamatesse piirkondadesse peaks toimuma ka siis, kui neis on palgad mõnevõrra väiksemad, vähemsoodsatesse piirkondadesse minekuga peaksid kaasnema üle keskmise palgad. Partridge ja Rickmann (1999) on niisugust ideed vaadelnud formaalsemalt: nõudlusepoolne ränne (põhjustatud töö nõudmise kasvust) peaks olema seotud keskmisest kõrgemate palkade ja tööpuuduse vähenemisega; pakkumisepoolne ränne (põhjustatud soodsatest keskkonnatingimustest) peaks suunduma madalama palga ja kõrgema tööpuudusega piirkondadesse. Kui inimeste keskkonnaelistused on erinevad, aitab niisugune mõttekäik seletada sisse- ja väljarände korraga esinemist.

1.3 Migratsioon ja heaolu

Migratsioon on oluline heaolu mõjutaja. Vabatahtlik migratsioon peaks igal juhul suurendama ratsionaalsete indiviidide heaolu. Kui liigutakse piirkonda, kus töövõljalikus on kõrgem, kasvab välismõjude puudumisel ka ühiskonna kui terviku rikkus. Sjaastad (1962) märgib, et lisaks kolijatele enestele, tuleb arvestada ka perekonnaliikmete mõju, kes kolimise ajal ei pruugi veel tööealised olla. Seega paremasse piirkonda viidud lapsed hakkavad tulevikus rohkem tootma, mida peaks ühiskonna seisukohast arvestama kolimise tuluna.

Sjaastadi mõttekäik kehtib olukorras, kus kõrgema tööviljakusega piirkonna töökohtade arv ei ole limiteeritud ja seega on sisserändajatel võimalus tasuvam töö tõe poolest saada. Kui töökohtade arv on limiteeritud, siis on tulemuseks tööpuuduse kasv ja mitte ühiskondliku heaolu suurenemine. Niisuguse mudeli klassikaliseks näiteks on Harris ja Todaro (1970) töö, kus vaadeldakse maalt linna migratsiooni kahesektorilises majanduses. Eeldatakse et põllumajandussektoris on palgad väikesed ja tööpuudust ei ole, tööstuses on palgad palju suuremad, kuid töökohtade arv piiratud. Palgavahe tekitab pideva tööjõu liikumise linnadesse, kuni suur tööpuudus muudab oodatava palga linnas võrdseks palgaga maal. Kuigi liikumine toimub kõrgema tööviljakusega piirkonda, et ole see ühiskonnale kokkuvõttes kasulik, sest osa tööjõust jääb töötuks. Optimaalne poliitika oleks sel juhul migratsiooni piiramine, töökohtade lisamine ja töötute elu parandamine linnades põhimõtteliselt probleemi ei lahenda, nad vaid suurendavad rändevooge kuni tööpuudus tõuseb endiseks.

Carter (1998) on käsitlenud Harris-Todaro mudelit efektiivse palga teooria seisukohast. Kui originaalmudelis ei suurendanud töötud mingil viisil ühiskonna heaolu, siis efektiivse palga seisukohalt see nii ei ole. Töötud suurendavad hõivatute tööviljakust, suurema töötuse juures on töö kaotamise inimesele halvem kui väikese tööpuuduse juures. Nüüd muutub tööpuudus linnades kasulikuks ja rände piiramine ei ole enam parim lahendus.

Harris-Todaro mudelit on vaadeldud ka mittetäieliku informatsiooni korral. Sellisel juhul püüavad majandusagendid igal perioodi stohhastilise tulu põhjal välja selgitada tegelikku tulude jaotust antud piirkonnas. Valitsus omakorda üritab mõjutada migratsiooni ja tolle kaudu ühiskondlikku kasulikkust, selle tarvis oletab ta agentide migratsioonikäitumise põhjal, millise stohhastilise tulu nad said. Üldiselt on niisugused Bayes' õppimise mudelid väga keerulised. El-Gamal (1994) arendab sarnase mudeli staatiliste ootuste korral välja, ka kõige lihtsama võimaliku numbrilise näite läbiarvutamine on väga töömahukas.

Migratsiooni käsitlemisel on kasutatud ka populaarseid inimkapitali mudeleid. Haritud immigrantidega kaasnevad inimkapitali positiivsed välismõjud on kasulikud

tervele sihtriigi majandusele, oskustööjõu lahkumine ja vastavate välismõjude kadumine võib muutuda probleemiks lähteriigile (nn. ajude äravool). Kui immigrantide haridustase on madal, sõltub tulemus majandussüsteemist. Razin ja Sadka (1995) on näidanud et jääkade palkade korral toob madala haridustasemega immigratsioon kaasa kohaliku elanikkonna sissetulekute vähenemise. Kuigi sissetulekuid on võimalik mõne elanikkonna grupi kasuks ümber jagada, on kokkuvõttes tulemuseks ikkagi kaotus. Kui palgad kohaneksid kiiresti, oleks immigratsioon kasulik, ehkki mõju oleks tühine. Autorid väidavad, et tulemus kehtib erineva kujuga tootmisfunktsioonide korral. Erinevate elanikkonna gruppide vaheline heaolu jagunemine, ka inimkapitali positiivse välismõju tingimustes, võib läbi poliitilise otsustussüsteemi viia erinevatele tulemustele. Huizinga (1994) on näidanud, kuidas ka väike ränne võib põhjustada terve sotsiaalhooldussüsteemi ümberseadmise võrreldes juhuga, kui rännet üldse poleks.

Piirkondadevaheline ränne on lisaks investeringutele ja kaubavahetusele üks piirkondade integreerumise viis. Ükskõik mis viisil tihedamini integreerunud piirkondades kanduvad ühe tööturu šokid teisele kiiresti üle.

Migratsioon võib regioone muuta nii sarnasemaks kui ka erinevamaks. Kui erinevate eelistustega inimesed rändavad sagedamini mingisse regiooni, siis õhutab see kõigi regioonide ettevõtjaid pakkuma kõigile tarbijatele sobivat (universaalset ja rahvusvaheliselt tuntud) toodangut. Samas teeb ränne igale ühele lihtsamaks just talle sobivate teenustega piirkonda elama asumise, nii on võimalik et piirkonnad spetsialiseeruvad oma pakkumises. Bolton ja Rolang (1996) on näidanud, et piirkonnad ühtlustuvad kui elanike sooviks on samad hüvised erineval määral; kui soovitakse erinevaid hüviseid, siis erinevused hoopis kasvavad. Sarnastest tulemustest on arendatud *institutsioonilise konkurentsi* teooria, mille kohaselt riigid või omavalitsused peaksid omavahel konkureerima soodsamat keskkonda luues, et meelitada omale paremat tööjõudu (ja investeringuid). Niisuguse lähenemise kohaselt on tööjõu liikumine üks haldusüksuste parema juhtimise initsiatiivi allikas. Institutsioonilise konkurentsi põhimõtteid on soovitatud ka Eesti haldusreformi läbiviimiseks (Wrobel, 2001).

1.4 Empiirilised meetodid ja tulemused

Empiirilisel on püütud seostada migratsioon võimalike investeringu muutujatega. Kasutatud on nii makroandmeid (regioonide agregeeritud andmeid) kui mikroandmeid (valimeid, mis põhinevad üksikute inimeste küsitlemisel). Analüüsi meetodid on mikro- ja makrotasemel oluliselt erinevad.

Makroandmeid kasutades on püütud näidata, et netomigratsioon on kasvab, kui kasvab palgavahe siht- ja lähteregiooni vahel; ja et suurem tööpuudus kahandab vastava palga mõju. Kuna lähteregiooni palga- ja tööpuuduse tasemel võib olla kahesugune mõju (ühest küljest vähendab kõrgem sissetulek ja madalam tööpuudus soovi regioonist välja rännata; teisest küljest vähendab see likviidsuspiirangute mõju ja muudab väljarände lihtsamaks), siis on vaadeldud eraldi sõltuvust lähte- ja sihtregiooni palkades Marr (1977).

Kasutatakse ka palju muid regiooni tööturгу iseloomustavaid suursi (elanikkonna vanuseline jaotus, vabade töökohtade arv, töötute arv), regiooni üldist majandust iseloomustavaid (ettevõtete suurus ja arv) ja regioonispetsiifilisi efekte. Uuritakse nii netomigratsiooni kui ka sisse-väljarännet eraldi (Fidrmuc, 2000). Lisatakse ka kõigile regioonidele ühised ajaefektid et kontrollida majandusele kui tervikule mõjuvaid (s.h. administratiivseid) šokke. Lihtsat mudelit on täiendatud elanike arvu ja eelneva perioodi rände sidumisega (Fidrmuc, 2000).

Mikroandmed on meetodiliselt oluliselt mitmekesisemad. Peamise ülesandena on püütud selgitada, kas inimesed kolimise tulemusel palgas võidavad. Siin on aga palju meetodilisi probleeme. Oodatav palgavõit kolimisel ei pruugi tähendada, et kasvab *vaadeldav palk* – vaadelda on võimalik ainult ühte kahest palgast, palka paigale jäämise korral paigale jääjatel ja palka kolimise korral kolijatel. Kui inimene on näiteks vallandatud, võib ka tema uus palk peale kolimist olla endisest väiksem, veelgi väiksemat palka, mis realiseeruks siis, kui ta paigale jääks, me vaadelda ei saa. Vabatahtlik töölt lahkumine on aga tõenäoliselt seotud asjaoluga, et on leitud uus parema palgaga töö. Kui andmed ei võimalda teha vahet eelmiselt töölt lahkumise põhjuste kohta, siis mõjuvad mõlemad efektid korruga ja tulemus ei ole ühene (Bar-

tel, 1979). Palgavõitu püütakse tavapäraselt välja selgitada liitva nihke (*additive shift*) tüüpi loogiliste muutujatega. Erinevad autorid vaatlevad kolimist kirjeldavat lihtsat ühekordset loogilist muutujat (Bartel, 1979; Tunali, 2000), lubavad palgavõitu kirjeldaval liikmel sõltuda ajast (Borjas *et al.* (1992) – trend, Yankow (1999) – eri ajal erinevad loogilised muutujad, (Hu, 2000) – sõltuvus ajast on lähendatud splinega), ning vaatlevad palgavõitu kui selektsiooniefekti (Nakosteen ja Zimmer, 1980; Tunali, 2000).

Rände uurimisel hakati varakult arvestama valimi selektsiooniefekte (Nakosteen ja Zimmer, 1980). On tõenäoline, et kolijad on inimesed, kellel on võimalus saada keskmisest suuremat palka¹ Seega võrreldes kolijate palka paigale jääjate palgaga on seगतud kolimise efekt (kolimine on seotud palgatõusuga) ja valimi efekt (kolijate palk oleks ka paigale jäädes kõrgem). Kuna kolijate palk paigale jäädes ei ole vaadeldav, tuleb kasutada teisi meetodeid. Kõige lihtsam on arvestada palga kasvu, mitte palka ennast, sel juhul ei põhjusta mittevaadeldavad indiviidi spetsiifilised tunnused viga. Keerulisem on kasutada instrumentaalmuutujat (Widerstedt, 1998c) või Heckmani (1976) tüüpi selektsiooni arvestamise meetodit². Heckmani stiilis selektsioonimudeleid saab üldistada juhule, kus valitakse rohkem kui kahe regiooni vahel, ja kus jääkliikmed ei ole normaaljaotusega, niisuguse mudeli hindamine muutub aga küllaltki töömahukaks. Seleksiooni on vaadeldud ka mitmeastmeliselt, esiteks valimisse sattumise järgi (Tunali, 2000) ja teiseks kolimise-mitte kolimise järgi (Nakosteen ja Zimmer, 1980; Tunali, 2000).

¹Niisugune seos tekib sageli tänu mittevaadeldavatele muutujatele. On selge, et suur osa nii palga- kui kolimisotsusega seotud isikutunnuseid ei ole vaadeldavad (ei sisaldu tavalistes andmebaasides) nagu näiteks ettevõtlikkus, riskivalmidus, ambitsioonikus jms. Kui niisugused muutujad mõjutavad nii palka, tekib üldjuhul korrelatsioon kolimisotsuse ja palga vahel.

²Heckmani meetod võimaldab arvestada asjaolu, et kolimisega kaasnev palgatõus on puhas selektsiooniefekt ega ole seotud mittevaadeldavate muutujatega. Ainult selektsioonist tulenevat palgatõusu võib seletada niimoodi: Oletame, et kõigile inimestele tehakse stohhastiline (isikutunnustest sõltumatu) palgapakkumine nii kodu- kui kaugemas regioonis. Kuna kaugemasse regiooni kolimine on kulukas, võetakse kaugem pakkumine vastu ainult siis, kui stohhastiline palga väärtus on piisavalt suur. Sel juhul on kolijate palk paigale jääjate palgast keskmiselt suurem, palgatõus ei tulene aga mitte kolimisest vaid asjaolust, et madalama palgapakkumise saajad lihtsalt ei koli.

Kolijate palgatõusule lisaks on võimalik defineerida veel mitmeid muid näitajaid, mis seostuvad ratsionaalse inimese kolimisotsusega (Tunali, 2000).

Majandusteadlastega võrreldes on psühholoogid kasutanud palju otsesemat viisi kolimiste ja palga seoste uurimiseks – uuritavate inimeste käest küsitakse otse, kui tõenäoliselt nad mingitel tingimustel koliksid (Neto ja Mullet, 1998).

Valimi suurus on mikroandmete korral tüüpiliselt tuhandetes, kellest mõnisada inimest on kolinud (ülevaade kasutatud valimitest on antud lisas 1). Kolijad on üldiselt defineeritud kui inimesed, kes kahe ajapunkti (tavaliselt vaatluste alguse ja lõpu) vahel on vahetanud elukohta, niisuguse piiri paneb peale andmete kättesaadavus. Tavaline on vaadelda ainult meeste kolimist, sest naiste liikumine võib olla seotud teistsuguste põhjustega mis nõuavad eraldi käsitlemist.

Makroandmete (regiooni iseloomustavate suuruste) alusel peaks olema näha väljaränne kõrgema tööpuuduse ja madalamate palkadega piirkondadest ning sisseränne vastupidiste omadustega regioonidesse. Senised uuringud on migratsiooni kui investeeringu ideed mõningal määral kinnitanud, tulemused on aga kohati vastukäivad.

Rahvusvahelist migratsiooni uurides on leitud, et rännet mõjutab rohkem olukord sihtriigis. Sihtriigi kõrgem sissetulek soodustab ja kõrgem tööpuudus pidurdab vastavat rännet. Kõrgem kodumaine sissetulek pidurdab rännet, kooskõlas migratsiooni kui investeeringu mõtteviisiga, kuid mõju on nõrgem kui sihtriigil. Võimalik, et tegu on vähenevate likviidsuspiirangute vastupidise mõjuga. Tööpuudus lähteriigis on andnud vastuolulisi tulemusi, rände administratiivne reguleerimine vähendab majanduslike tegurite mõju (Marr, 1977).

Riikide sisest migratsiooni analüüsid on jõutud üldiselt sarnastele tulemustele. Töötud on liikuvamad (Pissarides ja Wadsworth, 1989; McCormick, 1997), mida võib seletada eelnevalt töökohalt lahkumise alternatiivkulu puudumisega. Näib, et töötuse ja vabade töökohtade gradient ise ei tekita vastavaid netomigratsiooni, kuid statistiline seos on võimalik tänu töötute suuremale liikuvusele ja palgataseme seosele tööpuudusega (Pissarides ja Wadsworth, 1989). McCormick'i (1997) järgi ei liigu

lihttöölised tööpuuduse gradiendi järgi, küll aga kvalifitseeritud töölised. Samas ei ole kvalifitseeritud tööliste jaoks piirkondade vahelisi tööpuuduse erinevusi. See tulemus räägib mõneti vastu kolimise kui investeeingu hüpoteesile. McCormick (1997) seletab tulemust teistpidi – kvalifitseeritud tööliste jaoks on tööpuuduse erinevused väikesed, sest nad on liikuvamad. Ka Pissarides ja Wadsworth (1989) leiavad, et kvalifitseeritud töötajate ränne sobib paremini mudeli ennustatuga, lihttööliste puhul on seos nõrgem.

Tšehhimaal ja Slovakkias registreeritud elukoha andmetele (1992–1995) tuginedes on Fidrmuc (2000) näidanud, et kummaski riigis puudub selge seos regionaalse tööpuuduse, palga ja rände vahel. Kui netomigratsioon seostub mõningal määral klassikalise investeeingupildiga (Slovakkias on kolimine seotud regionaalse palga-, Tšehhimaal tööpuuduse erinevustega), siis eraldi sisse- ja väljarände vaatlemine muudavad pildi segaseks. Üldiselt on piirkonna kõrgem palk seotud nii suurema sisse- kui väljarändega. Sarnane on seos erasektori arengutasemega. Autor seletab tulemust nii, et kõrgema palgaga ja ettevõtlikumad töötajad on mobiilsemad. Vaatamata neil aastatel kiiresti kasvanud regioonide vahelistele erinevustele, on sisemigratsioon mõlemal maal pidevalt vähenenud. Niisugust tulemust võib autori arvates seletada kas üldise kõrgema tööpuudusega, kiiresti tekkinud korterihindade vahega või elukoha registreerimise vigadega. Üldise kõrge tööpuuduse migratsiooni pidurdavat toimet on kinnitanud ka Pissarides ja Wadsworth (1989).

Mikroandmeid kasutades on üldiselt leitud, et kolijate palgakasv on kiirem kui teistel, kinnitades niiviisi kolimise kui investeeingu ideed.

Bartel (1979) on vaadelnud kolijate palgavõitu koos töökoha vahetuse muude põhjustega. Tema järgi suurendab suur palk vallandamise tõenäosust, kuid vähendab vabatahtliku töölt lahkumise tõenäosust ja nii kokkuvõttes kolimise tõenäosus väheneb. Üleviimise tõenäosus kasvab koos tööstaažiga, vabatahtlikud kolijad üldiselt võivad palgas, vallandatud kolijad ei pruugi võita. Autor ei vaatle kolijate palga dünaamikat, s.t. kas kolijad võivad palgas otsekohe või järgneb kolimisele lühike periood, mil nende sissetulekud on endisest madalamad.

Esimesena arvestasid kolimisega seotud selektsiooniefekte mudelis Nakosteen ja Zimmer (1980) Heckmani kaheammulise meetodi abil. Taandatud mudel näitas, et selektsiooniefekt on oluline paigale jääjatel, struktuurse mudeli põhjal leidsid autorid, et oodatav sissetulek on väga oluline kolimisotsuse mõjutaja. See on tõsine migratsiooni kui investeeringu mudeli kinnitus. Teised autorid on saanud selektsiooniefektide olulisuse kohta erinevaid tulemusi, olulisust on kinnitanud Yankow (1999) ja Tunali (2000); Borjas *et al.* (1992) järgi ei ole selektsiooniefektid olulised.

Widerstedt (1998c) on Rootsi andmete põhjal lihtsa logit-mudeli abil uurinud eraldi maakonnasisest ja maakondade vahelist rännet. Ta on leidnud, et väljarännet soodustab madalam sissetulek ja sõltuvus riiklikest toetustest. Huvitav on, et kohalik tööturu olukord aga kolimise tõenäosust ei mõjuta, seega mõtlevad inimesed eeskätt isiklikule ja vähem koduregiooni olukorrale. Veel on autor järeldanud, et maakondadevaheline ränne on seotud sooviga rohkem teenida, maakonnasisese ränne toimub muudel põhjustel. Seega kinnitab töö kolimise kui investeeringu hüpoteesi, kusjuures ta näitab, et madala sissetuleku tõukav mõju on suurem kui likviidsuspiirangust tulenev takistav mõju. Samas on Hummelgaard *et al.* (1998) Taani andmete põhjal leidnud, et tööturu riskigruppide ja sotsiaaltoetustest sõltuvate inimeste ränne ei muuda oluliselt nende regionaalset jaotust. Vaid üksikutes piirkondades võib täheldada nende olulist neto sisserännet, seega ei näi Taani puhul madal sissetulek õhutatavat inimesi liikuma paremate töövõimalustega piirkondadesse.

Ommeren *et al.* (1999), kes käsitlevad nii töö- kui elukoha vahetust otsimismudeliga, on kestusmudeli abil (*duration model*, otsimismudeli pideva aja empiiriline variant) leidnud, et suurem töökoha kaugus elukohast suurendab tõenäosust vahetada nii töö- kui elukohta (paigal püsimise kestus väheneb keskmiselt kahe aasta võrra kui kaugus kasvab 10km). Niisugune tulemus kinnitab otsimismudelil põhinevat teooriat ja pakub ka seletuse Widerstedt (1998c) tulemusele maakonnasisese kolimise motiivi kohta – maakonnasisene kolimine on seotud sooviga leida antud töökoha korral parem elukoht ja mitte sooviga leida tasuvam töö.

Türgi andmete põhjal on kolme kolimise ratsionaalsust näitavat tegurit testinud Tu-

nali (2000). Autor leiab, et kolmveerand kõigist kolijatest tegelikult kaotab palgas, tüüpiliselt 10–20%. Palga langus ei ole ajutine. Väike osa aga võidab palju, isegi kuni 100%. Autor peab võimalikuks, et kolimist käsitletakse riskantse investeeringuna (loteriina) – väheste suur tulu õhutab ka teisi rändama, enamus aga midagi ei võida. Selles mõttes peab autor migratsiooni ratsionaalseks. Maapiirkondadest välja rändajate seas on märgatavalt rohkem palgas kaotajaid kui linnapiirkondadest lahkujate hulgas. Autor pakub seletusena, et maapiirkondades on raskem saada informatsiooni teiste piirkondade võimaluste kohta.

Siiani ei ole selge kolimisega seotud tulu käik ajas. Migratsiooni kui investeeringu seisukohalt võib palk alguses ka väheneda, kuid mõne aja möödudes peab ta kindlasti suuremaks kasvama. Palga käik ajas oleneb töö otsimise viisist, kolimiskuludest ja inimeste ajalistest eelistustest. Borjas *et al.* (1992) järgi (USA andmetel) kolijate palk algul langeb ja tõuseb siis kohalike palgale järele. Vastupidise tulemuse on saanud Yankow (1999). Tema andmetel tekib palgavahe kolijate kasuks kohe kolimisaastal ja kasvab siis viie aasta jooksul kuni 5%-ni. Tulemuste lahknevust Borjase *et al.* (1992) tööga seletab autor parema kontrolliga eelnevate kolimiste ja tagasikolimiste suhtes. Borjas *et al.* (1992) ei kontrolli eriala ja ametiga seotud muutujaid, sest need on kolijatel üks viis saavutada palga tõusu. Yankow (1999), vastupidi leiab, et vaadeldavate muutujate ignoreerimine võib põhjustada süstemaatilise vea.

Immigrantide palk käitub üldiselt sama moodi kui riigisiseste kolijate palk (Borjas *et al.*, 1992; Hu, 2000), ainult et langus on sügavam ja taastumisaeg pikem. Hu (2000, USA andmetel) järgi on immigrantide palga käik seotud nende rahvusliku kuuluvusega, Ladina-Ameerika sisserändajatel palk kasvab ja võrdsustub sünnipärase kodanike palgaga 30–40 aasta möödudes. Ülejäänud valgetel sisserändajatel on palk alguses suurem kui kohalikel töötajatel, ja langeb aastate möödudes kohalike tasemele.

Ootuspärane tulemus on, et noored on aktiivsemad kolijad (Nakosteen ja Zimmer, 1980; Widerstedt, 1998c), mida on kerge seletada nende pikema eesoleva tööeaga. Tunali (2000) ei ole leidnud olulist seost vanuse ja kolimisaktiivsuse vahel, Om-

meren *et al.* (1999) andmetel kasvab kolimisaktiivsus 40-te eluaastateni ja hakkab siis langema. Seega ei ole mõte noorte suuremast kolimisaktiivsusest ühest kinnitust leidnud.

Täiesti erineva metoodikaga on kolimise ja palga seotust kinnitanud Neto ja Mullet (1998). Töös küsitleti 41 noort, kes väitsid, et kolivad pigem piirkonda kus on kõrgemad palgad, paremad töö saamise võimalused ja kus on sõbrad ees. Töös rõhutatakse sotsiaalse võrgustiku – sõprade – mõju, võrgustik muudab sõltuvuse nii palgatasemest kui ka töö saamise võimalustest palju olulisemaks. Autorid põhjendavad seda oletusega, et tuttavad aitavad tööd ja elamist leida ja niimoodi muudavad kolimise tunduvalt vähem riskantseks, ilma tuttavateta ja eelneva informatsioonita on ka hea palgaga piirkond liiga riskantne. See on Carrington *et al.* (1996) mõtte empiiriline kinnitus.

Kokkuvõtteks on senised empiirilised tööd üldiselt kinnitanud migratsiooni kui investeeringu ja ka otsimismudelite ideed. Enamasti on kolimine seotud kõrgema palgaga. Seosed isikutunnuste ja sotsiaalse võrgustikuga näitavad, et kolimise juures on väga oluline ka isiklik ettevõtlikkus, riskivalmidus ja tutvused.

2 TÖÖTURG JA MIGRATSIOON EESTIS

Migratsioon majandusliku nähtusena on tihedalt seotud regionaalse tööturu olukorraga. Suured makromajanduslikud muutused Eestis aastatel 1989–1993 mõjutasid oluliselt ka tööturgu. Samas on tööturg, eriti tööjõu regionaalne paiknemine, suhteliselt inertne ja reageerib muutustele hilinenult. Et töös on käsitletud ajavahemikku 1992–1995, antakse järgnevas ülevaade eeskätt 1995. aasta andmete põhjal.

2.1 Eesti tööturg üleminekuperioodil

2.1.1 Hõive

Eesti tööturu arengust aastatel 1989–1999 annab ülevaate tabel 1.

1989. aastast saadik on hõive Eestis oluliselt vähenenud. Vähenenud on kogu Eesti elanikkond tänu iseseisvumisjärgsele suurele mitte-eestlaste väljarände ja jätkuvale negatiivsele iibile. Vähenenud on ka tööjõus osalemise määr ja kasvanud tööpuudus. Viimased kaks asjaolu on viinud hõivatute osakaalu 1989. aasta 76,4%-lt 61,5%-le 1997. aastal, absoluutarvudes on hõive langus olnud ligi 200 000 (Eamets ja Philips, 1999).

Eesti majanduse areng on olnud sektorite lõikes väga erinev. Vastavalt arengu edukusele on muutunud ka sektorite hõive, üldiselt liiguvad töötajad madalamate palkadega taanduvatest majandusharudest kiiresti arenevatesse uutesse harudesse kus nõudlus on suurem ja palgad kõrgemad. Kõige suurem hõive langus toimus põllumajanduses ja töötlevas tööstuses (Noorkõiv *et al.*, 1998). Nõukogude ajal sõltus Eesti põllumajandus odavast kütusest, toorainest ja suurest idaturust. Peale Eesti

Ülevaade tööturu arengust Eestis 1989–1999

näitaja	1989	1991	1992	1993	1994	1995	1999
hõive ¹ (tuh.in.)	837,9	807,8	765,7	708,1	692,6	656,1	615,0
(%)	76,4	73,2	69,5	65,6	64,8	61,8	55,8
primaarsektori							
osakaal hõives (%)	21,2	20,4	19,1	16,6	14,6	10,5	8,8
sekundaarsektori	37,1	36,4	35,6	33,1	32,4	34,3	31,8
tertsiaarsektori	41,7	43,1	45,3	50,3	52,9	55,2	59,4
tööpuudus (%)	0,6	1,5	3,7	6,5	7,6	9,7	11,7
brutopalk (kr)			549	1066	1734	2375	4440
palk Tallinnas							
Eesti keskmise suhtes				1,32	1,27	1,25	1,25
kulutused tööpoliitikale							
(% SKP-st)					0,24	0,17	

Allikad: Eesti Tööjõu Uuring; Eamets ja Philips (1999); Palk. Wages and Salaries 2000; Tööjõud. Labour Force 1999

¹ vanuses 15–69; 1999. a. vanuses 15–74

iseseisvumist 1991 tõusid tooraine hinnad väga kiiresti, kõrgema hinnaga toodangu nõudlus vähenes järsult. Rahareform 1992 ja järgnev liberaalne kaubanduspoliitika soosisid väliskonkurentsi, samas kui võimalikud turud Lääne-Euroopas jäid suletuks. Nii on palgad põllumajanduses, mis 1980.-tel ületasid Eesti keskmise, olnud rahareformi järel alla 60% Eesti keskmisest. Vastavalt on langenud ka hõive osatähtsus primaarsektoris 21%-lt enne majandusreformide algust 10%-ni 1995. aastaks (tabel 1). Sekundaarsektori osakaal üldises hõives on langenud vähem, kuigi olukord töötlevas tööstuses oli mõnevõrra sarnane. Ka siin langes tootmismahd järsult tänu kasvanud tooraine hindadele ja nõudluse langusele.

Tertsiaarsektor kasvas Eestis kiiresti, majandusharude lõikes ületas hõive osakaal kinnisvara- ja finantssektoris 1994. aastal viie aasta taguse taseme peaaegu 2,5 korda, kaubanduses peaaegu 60%. Niisugused muutused peegeldavad üldist arengut, kus Eesti majanduse struktuur muutus sarnasemaks arenenud riikidega. ENSV kõrge hõive põllumajanduses ei olnud iseseisva riigi majanduse arengu tulemus vaid tulenes regioonide spetsialiseerumisest Nõukogude Liidus. Teenindussektori kiire areng oli seotud tolle mahajäämusega NL-s, nõukogude majandus oli oma struktuuris sarna-

sem Lääne-Euroopa majandusele mitukümmend aastat tagasi. Iseseisvudes hakkas Eesti majanduse struktuur muutuma meie uute majanduspartnerite struktuuri sarnaseks, nendes riikides on põllumajandusel väga väike osa ja teenindussektor hõlmab üle poole töökohtadest.

Vanuse- ja töökogemuse lõikes kasvas hõive 1989–1994 eeskätt noorematel, vähema töökogemusega inimestel (Noorkõiv *et al.*, 1998), alates 30 aastasest töökogemusest hõive vähenes. Hõive struktuuris langes naiste ja mitte-estlaste osakaal, kõige kiiremini kiiresti kasvavates tööstusharudes. Autorid seletavad seda naiste väiksema liikuvusega. Kasvas nõudmine haritud tööjõu ja vähenes lihttööliste järele. Kõrgharidusega inimeste osakaal tööjõus kasvas 11%, samas kui keskhariduseta töötajate osakaal langes oluliselt (alghariduseta töötajatel 46%, algharidusega 19%).

Huvitav, et vähenevatest harudest lahkujad asusid küllalt sageli tööle teise vähenevasse majandusharru, kasvavatest harudest lahkujad aga eelistasid kasvavat majandusharu (Noorkõiv *et al.*, 1998). Seda võib põhjendada erineva nõudmisega vähese haridusega tööjõu järele ja palgaerinevustega. Üldse vahetas ajavahemikus 1989 kuni 1994 majandusharu umbes pool töötajaskonnast, selles mõttes oli eesti tööjõud küllalt liikuv.

2.1.2 Tööpuudus, palk ja tööturupoliitika

Tööpuudus kasvas Eestis üleminekuajal 1989. aasta vähem kui ühelt protsendilt 10%-ni 1995. aastaks, tööpuuduse kasv on hiljem jätkunud. Tööpuuduse kasvu pidurdas kiire majandusareng ja ümberstruktureerumine, ka tööjõu pakkumine langes üleminekuperioodil 200 000 inimese võrra, neist 80 000 lahkusid Eestist ja 40 000 jäid pensionile. Ülejäänud 80 000 olid peamiselt töötud (Eamets ja Philips, 1999).

Tööpuudus on suurem meeste ja mitte-estlaste hulgas. Meeste suuremat tööpuudus on ilmselt seotud sellega, et naised on rohkem tööjõuturult lahkunud (Eamets ja Philips, 1999). Mitte-estlaste suurem tööpuudus on tingitud nende nõrgemast keeleoskusest ja nõrgematest sidemetest eesti ühiskonnaga ning mitte-estlaste suurest

osakaalust rasketööstuses, majandusharus mis on ka praegu raskustes. Ka rahvuslik diskrimineerimine on võimalik (palgadiskrimineerimise kohta mitte-eestlaste puhul on empiirilist kinnitust saanud Kroncke (1999)). Haridustase on oluline riskifaktor töötuks jäämisel, väiksema haridustaseme korral on töötuks jäämise tõenäosus palju suurem.

Eestis on kogu üleminekuperioodi olnud kõige tõsisemaks probleemiks struktuurne tööpuudus – samal ajal kui üldine tööpuudus on olnud kõrge, on valitsenud paljude erialade spetsialistide puudus. Kulikov (1999) andmetel on struktuurne tööpuudus üleminekuperioodil (autor vaatleb ajavahemikku kuni 1995. aastani) oluliselt suurenenud, erinevad riskitegurid muudavad üldiselt töötuse periood pikemaks ja mõjutavad vähem töötuse määra. Üleminekuajal oli noorte tööpuudus Eestis, võrreldes teiste Ida-Euroopa riikidega, suhteliselt madal. Ka pikaajaline töötus oli 1995. aastal Ida-Euroopas silmapaistvalt madal (30% töötutest 1995. aastal). Hiljem on pikaajaliste töötute osakaal kasvanud peaagu 50%-ni (Eamets ja Philips, 1999).

Nõukogude Liidus olid palgad küllalt sarnased nii erinevate erialade, regioonide kui haridustasemetega lõikes. Üleminekuajal hakkasid palgad kiiresti muutuma ja palgavahed suurenesid³

Seoses tööjõu nõudmise muutumisega kasvas noorema ja harituma tööjõu palk. Kui 1989 teenis kõrgharidusega töötaja keskmiselt 11% rohkem kui algharidusega, siis 1994 oli vahe 73% (Noorkõiv *et al.*, 1998). Kõige rohkem langes nõudmine vanema ja suurema kogemusega tööjõu järele. Samal ajal kui suurenes üldine palga dispersioon, ühtlustusid palgad eri tööstusharudes vastavas haridusklassis. Naiste ja meeste palgavahe vähenes mõningal määral, väljaspool Eestit sündinute palk langes Eestis sündinute suhtes, venekeelse elanikkonna palk muutus eestlastega võrreldes madalamaks (Kroncke, 1999). Kui 1989. aastani olid palgad erinevates regioonides veel enam-vähem võrreldavad, siis üleminekuajal kujunesid välja hästi tasustatud ning madalapalgalised piirkonnad (Eamets ja Philips, 1999, lk. 53).

³Niisugune seisukoht ei ole üldine. Kinnitust vastupidisele – suhtelise palgadispersiooni vähenemisele üleminekuperioodil on saanud Philips (2001).

Tööstusharude lõikes olid 1992. aastal kõige suurema palgaga finantsvahendus ning transport, laomajandus ja side. Kõige väiksem oli palk põllumajanduses ning tervishoius ja sotsiaalhoolduses. 1995. aastal olid kõige kõrgemad palgad ikka finantsvahenduses, teiseks oli tõusnud energeetika, gaasi- ja veevarustus. Kõige madalamad palgad olid põllumajanduses ja hariduses. Tööstusharude vaheline palgavahe oli mõningal määral suurenenud. Kõige suurem palga varieeruvus oli finantsvahenduses ning kinnisvara-, üürimis- ja äriteeninduses; kõige väiksem energeetikas, gaasi- ja veevarustuses ning tervishoius. Kõige kiiremini kasvasid vaadeldud ajavahemikul palgad riigivalitsemises ning kinnisvara, üürimis- ja äriteenustes, kõige aeglasemalt transpordis, laomajanduses ja sides ning põllumajanduses (Eamets ja Philips, 1999).

Teiste Ida-Euroopa riikidega võrreldes on Eesti palgapoliitika olnud liberaalne, palgad on kujunenud vabalt ja aidanud kaasa majanduse kiirele ümberstruktureerumisele.

Erinevalt paljudest teistest riikidest ei ole Eestis eraldi Tööministeeriumi, tööturupoliitikaga tegeleb Eestis Tööturuamet mis allub Sotsiaalministeeriumile. Võrreldes teiste Kesk- ja Ida-Euroopa riikidega, on Eesti Tööturuameti töötajaskond väiksem, ka tööpoliitikale kulutatavate summade osatähtsus on märgatavalt väiksem kui teistes Euroopa riikides.

Nagu kogu Eesti majanduspoliitika, on ka Eesti tööturupoliitika olnud juhitud liberaalsetest ideedest. Eestis on kogu aeg olnud madalad töötute abirahad ja küllalt ranged reeglid abi saamiseks, ka miinimumpalk on olnud madal. Teistes Kesk- ja Ida-Euroopa riikide on töötute abiraha moodustanud umbes 50% keskmisest palgast, Eestis aga 7% (1995. aastal). Ka abiraha saamise aeg on Eestis lühem. Samas on töötutel võimalik saada sotsiaal- ja eluasemetoetust, nii et töötute sissetulek ei moodustu ainult abirahast (Eamets ja Philips, 1999). On andmeid, et abirahast märgatavalt suurema invaliidsuspensiooni saamine on samuti seotud inimese töötusega (Vörk ja Habich, 2001). Madalate toetuste ja rangete nõuete eesmärk on suurendada töötute enda initsiatiivi töö leidmisel, samas aitaksid suuremad toetused rohkem kaasa ebavõrdsuse ja vaesuse vähendamisele ühiskonnas.

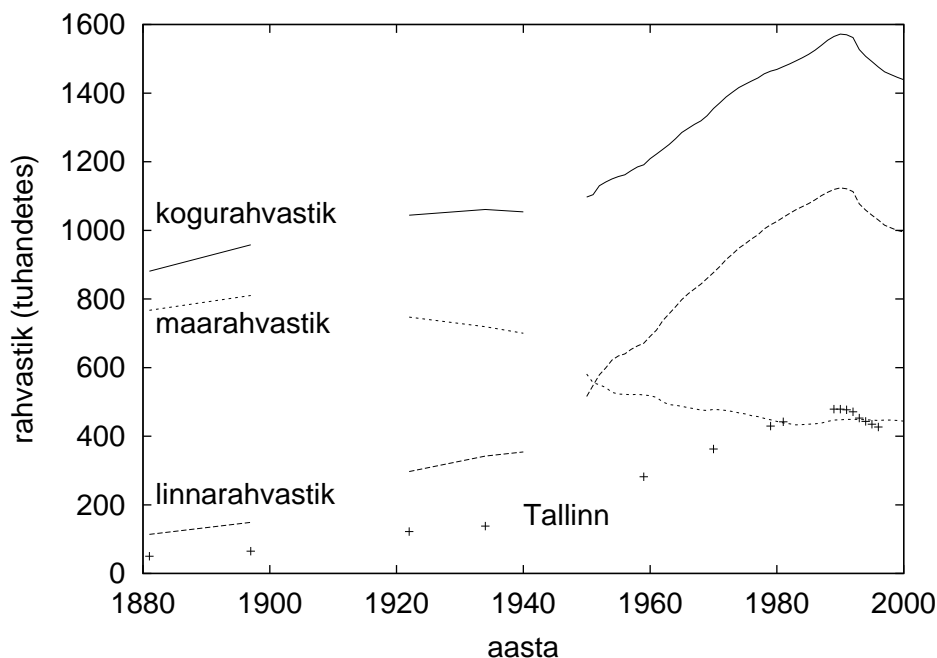
Tööturu reguleerimisele eraldatud summad on Eestis jagunenud enam-vähem võrd- selt aktiivsete ja passiivsete meetmete (abirahad) vahel. Aktiivsete meetmete laiemat kasutamist on takistanud raha puudus (1995. aastal kulutati tööpoliitikale 0,17% SKP-st), kõige suurem osa aktiivsele tööpoliitikale kulutatud rahadest on läinud koolitusele. Kuna koolituskulud on kasvanud, siis on vähenenud inimeste arv kes realselt on kursustel osalenud. Vähe vahendeid on kasutatud noorte koolitusele (Eamets, 2000, lk. 35). Lisaks koolitusele ja abirahale on töötutel olnud võimalik saada veel ettevõtluse alustamise laenu ja koolitusstipendiumi. Teatud riskigruppi- desse kuuluvate inimeste tööle võtmisel on riik maksnud aasta jooksul palgatoetust (Eamets ja Philips, 1999). Eamets (2000) arvates oleks vaja lihtsustada palgatoetuse maksmise korda, nii muudaks noorte ja pikaajaliste töötute tööle võtmise ettevõt- jatele soodsamaks.

Eesti töö- ja hariduspoliitika ühiseks mureks on kutsekoolide arendamine. Ühest küljest on kutsekoolid väga vähe populaarsed, enamus noori on eelistanud õpingu- id jätkata üldhariduskoolis. Nii on tekkinud pidevalt rohkem üldise keskharidusega inimesi kui vaja, samal ajal on olnud suur puudus oskustöölised. Osaliselt on viga olnud kutsekoolide halvas maines, osalt aga ka ettevõtete vajadustele mitte vasta- vates programmides, esmakordselt registreerunud töötutest on umbes pooled olnud kutseharidusega (Eamets, 2000, lk. 33). Vaja oleks kutsekoolide õppeprogrammid ja tehniline baas viia vastavusse praeguste nõuetega, ning ulatuslikku õpetajate kooli- tust. Kutsekoolid peaksid saama ka täiskasvanute täiend- ja ümberõppe keskusteks.

Tulevikus oleks tarvis Tööturuameti teenuseid rohkem reklaamida ja nende mai- net parandada. Vaja oleks koostada üle-Eestilised andmebaasid mis annaksid infor- matsiooni tööpakkumistest riigi erinevates piirkondades, ja võimaldada soovijatele riiklikku kolimistoetust. Et paremini arvestada ettevõtluse vajadustega oleks tarvis tõhusamat koostööd tööandjate esindajatega (Eamets, 2000).

2.2 Eesti piirkondlik areng

Üldiselt on Eestis kogu XX sajandi valitsenud ränne maalt linna (joonis 1). Nõukogude majanduse stagneerumise perioodil, 1970-te keskel, oli jätkuv võõrtöölise sisseränne muutnud suurte linnade elamistingimised vähemalt eestlaste silmis halvemaks, samal ajal kui ENSV spetsialiseerumine liha- ja piimatööstusele lõi maa- ja linnapiirkondades palju suhteliselt kõrgepalgalisi töökohti. Alates 1970-te teisest poolest asusid paljud linnaelanikud tööle jõukatesse majanditesse, 1983. aastal hakkas maa-elanikkond taas kasvama (Raagmaa, 1999). Ametlikult elas 1995. aasta algul maal 30,0% rahvastikust.



Joonis 1: Eesti rahvastiku areng 1882–2000 (tuhanded). Allikas: Statistikaamet.

Niisugune suundumus jätkus 1990-te majandusreformideni. Muulaste ränne Eestisse asendus väljarändega, müügiraskused ja väliskonkurents muutsid palgad põllumajanduses madalaks ja samal ajal kiirenes linnadele tüüpilise teenindus-, äri- ja informatsioonisektori areng. Kadusid endised keskusest planeeritud investeeringud, erainvesteeringud koondusid peamiselt Tallinna piirkonda. Kasvanud lääneturism soosis samuti rohkem Tallinna piirkonda, aga ka Lääne-Eestit ja saari. Laias laas-

tus võib üleminekuga võitnud ja kaotanud Eesti piirkonnad eraldada Aserit ja Iklat ühendava sirgjoonega – võitnud piirkonnad jäävad joonest loode, kaotanud alad kagupoole (Raagmaa, 1999). Mida enam on kasvanud transiit ja sidemete osatähtsus läänega, seda rohkem on arengukeskusteks muutunud sadamad Tallinnas, Pärnus ja Paldiskis ning Tallinna lennujaam. Tänu suurele reisisadamale, rahvusvahelisele lennuväljale ja oma asendile Soome pealinna lähedal käib enamus Eesti ja Euroopa riikide vahelisest reisijate liiklusest läbi Tallinna. Suure ostujõuga välituristid on kaasa aidanud linna kaubanduse ja teeninduse arengule, turismi areng on soosinud ka teisi rannikupiirkondi ja mõnda ilusat paika sisemaal nagu Otepää.

Nii on üleminekuaja Eestis enamik arengutendentse toetanud rahvastiku koondumist suurtesse linnadesse, rännet on pidurdanud maaelanike madalad sissetulekud ja vähe arenenud kinnisvaraturg. Kiiresti on kasvanud linnade ümbruses olev pendelrände ala, hulk kaugemate piirkondade inimesi elab ja töötab nädala sees Tallinnas ning ainult nädalavahetustel kodukohas. Ruumiline infrastruktuur on aga inertne, kui majanduses on ümberkorraldused juba lõppemas, siis infrastruktuuri ümberpaigutamine on alles alanud (Raagmaa, 1999).

Viimase kümne aasta jooksul on Eesti majanduse struktuur kiiresti lähenenud arenenud maade struktuurile. Kasvanud on hõive teenindussektoris, vähenenud põllumajanduses ja tööstuses. Niisugustest muutustest on üldiselt võitnud piirkonnad kus domineerib teenindus ja kaotanud tööstusest ja põllundusest sõltuvad regioonid.

Tööhõive olukord (tabel 2) on üleminekuajal olnud märgatavalt parem suuremates linnades ja linnade tagamaadel, ääremaadel oli olukord palju halvem. Suurtes keskustes on piisavalt suur elanikkond, arenenud teenindussektor ja edukas eksportitööstus, keskuste tagamaadel asuvates valdades, kus elanikud linna tööl käivad, on sissetulekud samuti suuremad. Samal ajal puudub suurtel aladel Kagu-Eestis, Kesk-Eestis ja saartel vajalik hulk ettevõtlike inimesi, kes oleksid võimelised ettevõtlust alustama ja nii kogu piirkonda edendama. Praegune töökohtade valik neis piirkondades ei õhuta hakkajaid inimesi ka sinna ümber asuma, nii ei pruugi need piirkonnad välise abita jalgu alla saadagi. Ida-Virumaal elab küll palju inimesi aga

Tööturgu iseloomustavad valitud näitajad maakondade kaupa

maakond	tunnipalk ¹	töötus ²	osalemise määr ³
Harjumaa	17.11	1,9	81,0
Hiiumaa	12.67	5,1	76,8
Ida-Virumaa	13.45	7,6	81,4
Jõgevamaa	10.41	3,5	76,3
Järvamaa	11.25	4,4	78,3
Läänemaa	12.14	6,6	78,8
Lääne-Virumaa	12.88	2,1	78,0
Põlvamaa	12.09	3,4	73,1
Pärnumaa	12.39	1,4	80,5
Raplamaa	12.30	4,7	77,0
Saaremaa	11.93	3,4	79,4
Tartumaa	12.71	2,3	72,7
Valgamaa	12.12	5,6	76,5
Viljandimaa	11.44	5,7	76,4
Võrumaa	10.77	11,5	70,9

Allikas: Statistikaamet; Eesti Statistika 9(1995); Tööjõud.
Labour Force 1998

Märkused:

¹1995 a. keskmine, kr/tunnis

²IX 1995. Mittetöötavad töötusijad %-na tööealisest elanikkonnast

³II kv. 1997, %-na 16-pensioniealisest rahvastikust.

piirkonna arengut on takistanud keeruline majanduslik olukord, ettevõtluse traditsiooni puudumine ja elanikkonna rahvuslik koosseis.

Praegu olemasolevat Eesti tööturu statistikat on raske kasutada regionaalsete probleemide käsitlemisel. Statistikaamet avaldab iga kuu registreeritud töötute arvu maakonniti, lisaks on olemas arvepidamine registreeritud töötute üle valdade ja linnade lõikes. Töötute arvu tööealise elanikkonna suhtes on avaldatud aga alles 1995. aasta septembrist alates. Teiste riikidega võrreldavat tööpuudust on siiani selgitatud välja küsitluste (tööjõu uuringute) abil. Küsitlused on toimunud kord aastas, esimene, 1995. aasta tööjõu-uuring, hõlmas 9608 küsitletavat, järgmine, 1997. aasta uuring 5051 ja järgnevad 1998. ja 1999. aasta küsitlused vastavalt 13 090 ja 12 703 inimest. Küsitluste tagasiulatuv osa võimaldab selgitada tööturu olukorda põhimõtteliselt kuude lõikes, valimi maht ei luba aga teha usaldusväärseid järeldusi

väiksemate maakondade kohta. Selles mõttes on paremad registreeritud töötuse andmed. Tööjõu-uuringute alusel avaldab Statistikaamet alates 1997. aastast töötuse määra (ILO tööpuuduse) viies Eesti regioonis: Põhja-Eesti (Harjumaa ja Tallinn), Kesk-Eesti (Jõgeva-, Järva-, Rapla- ja Viljandimaa), Kirde-Eesti (Ida- ja Lääne Virumaa), Lääne-Eesti (Hiiu-, Lääne-, Saare- ja Pärnumaa) ja Lõuna-Eesti (Põlva-, Tartu-, Võru- ja Valgamaa), 1995. aasta tööjõu-uuringute tulemused avaldati kuue regiooni kohta. Nii suurtes regioonides on järeldused usaldusväärsed, kaduma läheb aga väiksemate piirkondade omapära. Aegriks kasutamisel on probleemiks ka meetodika muutused. 1995. aasta tööjõu-uuringud tehti üksikisikutest koosneva valimi alusel, järgnevatel on valim põhinenud leibkondadel ja küsitletud on kõiki leibkondade liikmeid. 1998. aastast alates avaldatakse hõive andmed vanuserühma 15–74 aastat kohta, varem kasutati vanuserühma 15–69. Kohati kasutab Statistikaamet ka vanuserühma „16-pensioniiga”.

Tööhõive iseloomu järgi võib Eesti jagada kolmeks piirkonnaks: põllumajanduslikeks maakondadeks, kus hõive primaarsektoris on üle 20%; industriaalseks Ida-Virumaaks, kus domineerib hõive sekundaarsektoris; ning suurteks linnadeks, kus on teenindussektor on kõige olulisem (Tartu ja Tallinn tagamaadega) (Paas ja Eamets, 1999). Üldiselt on hõive langenud kõige rohkem põllumajanduslikes piirkondades ja kõige vähem suurtes linnades. Põllumajanduspiirkondades on hõivega koos märkimisväärselt vähenenud tööjõus osalemise määr, Ida-Virumaal on osalemise määr jätkuvalt kõrge. Põhjuseks võib siin olla asjaolu, et maaelanikkonnal on mitteaktiivsest tunduvalt lihtsam toime tulla ning elatuda isiklikest põllumajandussaadustest ja riiklikest toetustest. Linnade kõrge hõive määr on arvatavasti seotud tunduvalt paremate töö saamise võimalustega, Kulikov (1999) järgi on linnades töötuse kestus oluliselt lühem kui maal.

Piirkondlik tööpuudus on olnud tavapäraselt kõige suurem tööstuslikus Kirde-Eestis. Põllumajanduslikus Kagu-Eestis, kus hõive on samuti palju langenud, on rohkem inimesi muutunud mitteaktiivseteks (tabel 2). Registreeritud tööpuuduse statistika kajastab Võrumaal järsku tööpuuduse langust 1997. aastal, mis on tingitud sotsiaalsete toetuste korra muutmisest. Varem oli Võrumaal mitmesuguste toetuste (mitte ainult

töötü abiraha) saamiseks vajalik enda arvele võtmine tööturuametis. 1997. aastast niisugune nõue kadus. Lääne-Eestis ja saartel on tööpuudus üldiselt olnud mõõdukas, Pärnumaa on alati olnud üks Eesti kõige madalama tööpuudusega piirkond. Oma osa on siin olnud turismil, lisaks on põllumajanduse langus paljuski õnnestunud korvata kalapüügi milled turustusvõimalused Venemaal olid head. Sõltuvus Vene turust tuli selgelt esile 1998. aasta kriisi järel, mil tööpuudus Lääne-Eestis kiiresti tõusis. Suurtes regionaalsetes keskustes, Tallinnas, Tartus ja Pärnus on tööpuudus üldiselt olnud Eesti keskmisest väiksem. Tänu arenenud ja mitmekesisele ettevõtlusele ning avaliku sektori töökohtade suurele osakaalule ei ole tööpuudus nendes piirkondades eriti suur sotsiaalne probleem.

Piirkondlikud eripärad tööpuuduses on tingitud ühest küljest elanikkonna vähesest liikuvusest ja teisest küljest erinevast demograafilisest olukorrast ja erinevate oskustega töäjõust Eesti eri piirkondades. Nii on ka regionaalne tööpuudus Eestis osaliselt seotud töäjõu kvalifikatsiooni ja ümberõppe probleemidega.

2.3 Migratsiooni uurimine Eestis

2.3.1 Ametlik rahvastikustatistika

Eestis avaldatakse rände statistikat koos rahvastikustatistikaga Eesti Statistikaameti poolt väljaantavas kogumikus „Rahvastik“. Ülevaade registreeritud maakondadevahelisest rändest aastal 1995 on toodud tabelis 3. Tabelis on näha märkimisväärne väljaränne Harjumaalt, Jõgevamaalt, Tartumaalt ning Viljandi- ja Võrumaalt. Suur sisseränne on Pärnumaale, Lääne-Virumaale, Raplamaale ning Põlva- ja Järvamaale. Ametliku statistika järgi oli 1982. aastani valitsev ränne maalt linna, alates 1983 on valitsev rände suund olnud vastupidine (Tepp, 1995). Nii on tabelist näha, et ka 1995. aastal ametliku statistika järgi linnarahvastik kahanes ja maarahvastik kasvas.

Kui vaadelda eraldi kõrgharidusega inimeste liikumist 1995. aastal, siis on näha, et ka nende puhul oli valdav liikumine linnast maale. Kõrgharidusega inimeste puhul oli enamikes maakondades valitsevaks väljaränne. Kõige enam ilmnes see Harjumaal,

Tartumaal (ilmselt seoses asjaoluga, et suur osa ülikooli lõpetajatest siirdub igal aastal mujale elama, uued tudengid, kes Tartusse tulevad, on aga kõrgharidusega) ja Ida-Virumaal (seoses välismaale siirdumisega). Märgatavalt on kõrgharidusega inimeste arv kasvanud üksnes Pärnu-, Lääne-Viru- ja Põlvamaal.

T a b e l 3

Registreeritud rahvastikuränne Eestis (1995)

maakond	rahvastik ¹	rändesaldo ²	s.h. kõrg- haridusega ³
Harjumaa	559 106	-764	-642
Hiiumaa	11 953	-40	-2
Ida-Virumaa	206 418	-64	-91
Jõgevamaa	42 146	-127	10
Järvamaa	43 639	132	-3
Läänemaa	32 586	20	-26
Lääne-Virumaa	75 533	379	56
Põlvamaa	36 315	148	32
Pärnumaa	99 563	614	91
Raplamaa	40 058	191	7
Saaremaa	40 759	84	19
Tartumaa	154 483	-140	-306
Valgamaa	40 014	-56	-18
Viljandimaa	64 377	-240	-10
Võrumaa	44 633	-137	-35
Linnarahvastik	1 044 083	-2422	-1197
Maarahvastik	447 500	2633	305

Allikas: Statiskaamet, autori arvutused

Märkused:

¹1.I 1995

²Sisaldab ainult riigisisese rände

³Sisaldab nii riigi sisese kui rahvusvahelise rände

Ametlik rahvastikustatistika põhineb 1989. aasta rahvaloenduse tulemustel ja järgneval sündide-surmade ning sisse-väljarände andmetel. Rände suuruse ja piirkondade elanike arvu leidmiseks kasutatakse kohalike omavalitsuste sisse-väljakirjutamise andmeid. Niisugune kord on jäänud nõukogude ajast, mil elukoha registreerimine oli kõigile kohustuslik ja vastavad andmed kanti ka passi. Koos Eesti iseseisvumisega kadusid sanktsioonid sissekirjutamata jätmise eest ja praegu on põhjust arvata, et suur osa kolimistest ametlikus statistikas ei kajastu. Sjöberg ja Tammaru (1999) on sõltumatu küsitluse alusel leidnud, et just noorem ja liikuvam osa elanikkonnast ei

ela seal, kuhu nad on registreeritud.

Ametlikus statistikas valdav ränne linnadest välja on põhimõtteliselt võimalik – linnades on kiiresti kasvanud tööpuudus ja elamiskulud, üleminekuajal oli korteriturg vähe arenenud. Vastukaaluks on aga Eesti makromajanduslik areng olnud üpris edukas, nihe tööhõives on toimunud primaarsektorist, mis oli valdav tööandja maal, tertsiaarsektori kasuks, mille töökohad on rohkem kontsentreerunud linnadesse. Need muudavad ametliku statistika tulemused kaheldavaks.

2.3.2 Sõltumatud migratsiooniuringud

Sjöberg ja Tammaru (1999) kasutasid 1001 inimesest koosnevat valimit rände uurimiseks ajavahemikus 1989–1996. Nende töö ei kinnita ametlikus statistikas olevat tulemust jätkuvast rändest linnast maale. Autorid leidsid, et ränne oli suunatud maalt linna aastatel 1989–1991, 1992 ja edasi on linnasuundujate voog ületanud maale suundujate oma. Tallinnasse saabuvad sisserändajad kõigist Eesti piirkondadest ja erineva suurusega asulatüüpidest, regionaalsetesse keskustesse rännatakse peamiselt vastavate keskuste tagamaadelt. Ametliku ja tegeliku rände statistika lahknevus tuleneb asjaolust, et oma liikumise registreerivad vaid pooled kolijatest, peamiselt eluaseme omandusega seotud motiividel (Tammaru ja Sjöberg, 1999). Üldiselt on sisemigratsioon kogu vaatlusaluse ajavahemiku 1989–1996 jooksul kasvanud. Et samas on kasvanud ka üleüldine tööpuudus, räägib see vastu Pissarides ja Wadsworth (1989) (kõrge üldine tööpuudus pidurdab migratsiooni) ja Fidrmuc (2000) tulemu- sele (üleminekuajal on Tšehhimaal ja Slovakkias migratsioon vähenenud). Tagasiko- lijate osa on Eestis olnud tühine.

Tammaru ja Sjöberg (1999) on uurinud eestlaste kolimise ja elukoha registreerimise motiivi. Nende järgi on kaugematel kolimistel esmatähtsad perekonnaga seotud as- jaolud, tolele järgnevad töö, eluase ja õpingud. Kohalike kolimiste peamine motiiv on eluase ja siis perekond. Tööga seotud põhjuste puhul valitsevad „tõmbefaktorid” – soov saada paremat palka ja paremini sobiv töö. Kõigis kolimistes on tööga seotud motiivide osa 20%, kuid töö on valdav põhjus, miks kolitakse linnast maale ja maalt

linna. Kohalikul kolimisel on muud (peamiselt eluasemega seotud) motiivid. Samale tulemusele on jõudnud Widerstedt (1998c) ja Ommeren *et al.* (1999). Tallinnasse kolimisel on samuti kõige tähtsamad tööga seotud asjaolud, Tallinnast välja kolimisel aga eluase. Meeste ja eestlaste puhul on tööga seotud motivatsioon olulisem kui naistel.

Eestis on palgatõusu ja töökoha vahetust vaadelnud Philips (1999). Töökoha vahetusena mõistab ta tööandja vahetamist, palgatõusuna kasutatakse 1995. ja 1997. aasta palkade vahet, kusjuures ei arvestata, kas inimene on vahetanud tööandjat ühe- või rohkem korda. Tema arvates on töökoha vahetamine seotud palgalisaga suurusjärgus 10%.

Eamets ja Toomet (2000) on püüdnud hinnata tööjõu geograafilist mobiilsust Eestis 1989–1998 (regiooni ja maakonna vahetamise mõttes). Selget trendi ei ole leitud.

Toomet (2000) on leidnud, et ligikaudu 95% eestlasi eelistab töötada samas maakonnas, kus nad elavad. Kaugemal töötamisel eelistatakse suuremaid keskusi. Põhimõtteliselt sarnane on pilt ka töökoha vahetamisel. 40–70% tööpaiga vahetajatest eelistab jääda kodumaakonda. Kaugemale minejad eelistavad suuremaid keskusi. Kõige mobiilsem on vanusegrupp 25–49, üllatuslikult on kõrgharidusega töötajad suhteliselt vähe mobiilsed. Autor seletab seda nii, et kõrgharidusega töötajatel on Eestis valida väga väheste sobivate tööpaikade vahel.

3 TÖÖS KASUTATUD ANDMED JA MUDELID

3.1 Kasutatud andmed

Töös on kasutatud 1995. aasta Eesti Tööjõu Uuringu andmeid. Kuigi praegu on olemas palju värskemaid andmeid (tööjõu uuringuid on alates 1997. aastast läbi viidud igal aastal), on 1995. aasta andmebaas migratsiooni uurimiseks kõige sobivam. 1995. aasta küsitlus hõlmab kokku kuue aasta pikkuse ajavahemiku, hilisemad küsitlused ainult 1–2 aastat. Kuna kolijaid on valimites alati vähe, siis on pikem ajaline ulatus väga oluline. Teiseks on unikaalsed esimese ja viimase palga andmed olemas ainult ETU 1995. aasta andmebaasis.

Tulemuste tõlgendamisel tuleb silmas pidada, et nad on saadud üleminekuaja kohta. Kuivõrd võib töötajate käitumine praegu erineda 6–9 aasta tagusest ei ole võimalik ilma täiendava uurimiseta öelda. Eametsa ja Toometi (2000) andmetel ei ole tööjõu geograafilises liikuvuses 1989–1998 selget trendi. Samas ei saa välistada palga ja kolimise seoste muutumist nende aastate jooksul.

3.1.1 Eesti Tööjõu-Uuring 1995

Esimene Eesti Statistikaameti tööturu uuring Eestis (ETU 1995) tehti 1995. aasta alguses. Kokku küsitleti 9608 inimest vanuses 15–75, kes olid juhuslikult valitud 1989. aasta rahvaloenduse andmebaasist. Küsitluse tagasivaateline osa hõlmab aastaid 1989–1994 ja sisaldab informatsiooni küsitletud inimeste tolles ajavahemikus peetud tööde, kõrvaltööde, palkade, töö vaheaegade, tööturu üleminekute jms. kohta. Praeguses kontekstis on eriti huvitav, et on olemas iga töökoha esimese ja viimase palga andmed, lisaks veel geograafiline asukoht ja töölt lahkumise põhjus. Puudu

on sama tööandjaga seotud geograafilised üleviimised. Ajaline lahutusvõime on üks kuu ja ruumiline on valla/linna territoorium.

Niisugune valim võimaldab otseselt, leida millal inimesed on vahetanud töökohta, mis on olnud vahetuse põhjuseks ja milline on olnud tolle vahetusega seotud palga muutus. Need on unikaalsed andmed, kõigis mulle teada olevates varasemates töödes on kasutatud lähendusmeetodeid, et leida eelnevat-järgnevat palka, kolimiste arvu ja kolimise aega ning võimalikku tagasikolimist.

Migratsiooni uurimise seisukohast on ETU 1995 valimi kõige nõrgem külge see, et ta hõlmab lühikese ajaperioodi. ETU 1995 tagasivaateline osa on kokku kuus aastat kuid seoses suurte makromajanduslike muudatustega valiti käesolevas töös 2,5 aasta pikkune periood (juuli 1992 - jaanuar 1995). Kasutamata 3,5 varasemat aastat sisaldasid vähem üleminekuid kui hilisemad 2,5.

Probleemiks võib olla ka palgaandmete usaldusväärsus. Töös käsitletud ajavahemiku algus on ligi kolm aastat enne küsitlust, nii on võimalik, et küsitletavatel ei olnud palgaandmed tolle aja kohta enam täpselt meeles. Seda enam, et 1992–1993. aastal palgad väga kiiresti muutusid. Teiseks on võimalik, et on esitatud valesid andmeid või on tegemist sisestusvigadega. Üksikud suured palgad vihjavad sellele võimalusele (viimane palk ületas 10 000 krooni kaheksal juhul, esimene palk neljal juhul). Samas on puuduvate palgaandmete osakaal küllalt väike – 156 ehk 6% kõigist muidu sobivatest üleminekutest.

Töös vaadeldi kõiki töölt-tööle üleminekuid ajavahemikus VII 1992 - I 1995, kusjuures kahe järjestikuse töö vahel oli lubatud kuni kolmekuuline töötuse periood. Vaadeldi ainult töökohtade liikumist, elukoha andmeid ei arvestatud. Kuna üks isik võis vahetada töökohta korduvalt, on tegu korduvate vaatlustega valimiga. Vaadeldud on ainult liikumist Tallinna ja muu Eesti vahel. Andmete esialgse töötluse meetodeid on täpsemalt kirjeldatud lisas 2.

3.1.2 Töös kasutatud muutujad

Töö põhineb inimkapitali käsitlusel, mille kohaselt töötaja palk on seotud tema isikutunnuste ja tööd iseloomustavate suurustega. Lisaks seostatakse töötaja palka ka tema töö otsimist kirjeldavate tunnustega, püüdes arvesse võtta asjaolu, et ka töökoha vahetuse otsus ise sõltub pakutavast palgast (Bartel, 1979).

Töös kasutatud muutujate definitsioon on toodud tabelis 4. Isikuandmed, mis võivad muutuda töökoha vahetusega (nagu vanus ja haridus) on arvestatud eelmiselt töölt lahkumise aja seisuga. Sõltuv muutuja on esimese palga ja viimase palga logaritmide vahe esimest tüüpi mudelis (palga kasvu mudelis) ja esimese palga logaritmitest tüüpi mudelis (esimese palga mudelis), kusjuures viimasel juhul on palk normeeritud Eesti keskmise palga suhtes.

Kasutatud on kahte tüüpi seletavaid muutujaid: seisundi muutujad, mis kirjeldavad indiviidide isiku- ja tööga seotud tunnused; ja otsimismuutujad, mis kirjeldavad töö vahetuse põhjust ja uue töö saamisviisi. Seisundi muutujate hulka kuuluvad haridus, vanus, majandussektor jne., indeks l seisundi muutuja korral tähendab vastavat seisundit vanal töökohal, indeks f uuel töökohal. Niisugust tähistusviisi on kasutatud ainult selliste muutujate korral, mis võivad olla uuel ja vanal töökohal erinevad. Otsimismuutujad näitavad, kas eelmiselt töölt lahkuti vabatahtlikult, kas kahe töö vahel oli inimene töötaja ja kas uus töö asus teises regioonis. Nad on formaalsed muutujad mis kirjeldavad erinevaid tööotsimise protsesse (erinevaid endogeenseid valikuid). Mudelis, kus kolimisotsus on otseselt sisse toodud, ei ole kasutatud muutujat *kolis*.

Kasutatud on ainult formaalseid muutujaid, kus „1” tähendab indiviidi vastavat seisundit ja „0” selle puudumist. Eraldi variandina on kasutatud ka seisundi muutumise muutujaid, mida on tähistatud kujul $A \rightarrow B$. Nende väärtus võib olla -1, 0 või 1, tähendades vastavalt liikumist töökoha vahetusel seisundist B seisundisse A ; liikumise puudumist; ja liikumist seisundist A seisundisse B .

Vaadeldakse ainult kahte regiooni: Tallinn (tähistatud T) ja ülejäänud Eesti (E). Muutuja *Tallinn* on formaalne muutuja, mis tähistab töökohta Tallinnas; ja $E \rightarrow T$

Töös kasutatud seletavate muutujate definitsioon

Muutuja	Kirjeldus
<i>viimane palk</i>	viimane palk eelmisel töökohal
<i>esimene palk</i>	esimene palk uuel töökohal (mõlemad vastava aja Eesti keskmise palga suhtes) <i>töö otsimist kirjeldavad muutujad</i>
<i>kolis</i>	uus töö teises regioonis
<i>vallandatud</i>	eelmine töö lõppes vastu tahtmist
<i>töötü</i>	kahe töö vahel mingi aeg töötü <i>seisundit kirjeldavad muutujad</i>
<i>era</i>	töö erasektoris
<i>I</i>	töö primaarsektoris
<i>II</i>	töö sekundaarsektoris
<i>spetsialist</i>	töö kõrgema ametniku või spetsialistina (ISCO grupid 1–3)
<i>staaž > 2</i>	staaž eelmisel tööl üle kahe aasta
<i>noor</i>	vanus < 35 aastat
<i>kõrgharidus</i>	
<i>mitte-eestlane</i>	
<i>naine</i>	
<i>abielus</i>	(vaba)abielus paar
<i>sõltuv</i>	isikliku sissetulekuta inimene perekonnas
<i>Tallinn</i>	töökoht Tallinnas <i>seisundi muutust kirjeldavad muutujad</i>
<i>→era</i>	liikumine riigisektorist erasektori
<i>I→II</i>	liikumine primaarsektorist sekundaarsektori
<i>II→III</i>	
<i>III→I</i>	
<i>→spetsialist</i>	saamine spetsialistiks
<i>E → T</i>	kolimine Eestist Tallinna

Märkused:

Töö otsimist ja staatust kirjeldavad muutujad on formaalsed (0 või 1) muutujad.

Seisundi muutumist kirjeldavate muutujate väärtus on „1”, kui isik liikus vastavasse staatusesse, „0” kui staatus ei muutunud ja „-1” kui liikus vastavast staatusest välja.

indeks *f* staatuse muutujate korral tähendab vastavat staatust uuel tööl, indeks *l* vanal tööl.

on suuna muutuja, mille väärtus võib olla -1, 0 või 1, sõltuvalt kas inimene kolis Tallinnast välja, ei kolunud üldse või kolis Tallinnasse.

3.1.3 Kirjeldav statistika

Käesolevas töös kasutatud valim sisaldas 2384 töökoha vahetust. Statistiline ülevaade on antud tabelis 5.

T a b e l 5

Töös kasutatud muutujate keskmised

Muutuja	Jääjad		Kolijad	
	Eesti	Tallinn	$E \rightarrow T$	$T \rightarrow E$
<i>log esimene palk</i>	-0.53	-0.11	-0.35	-0.03
<i>log viimane palk</i>	-0.29	0.09	0.30	0.04
<i>vallandatud</i>	0.49	0.39	0.31	0.33
<i>töötü</i>	0.06	0.06	0.11	0.13
<i>era_f</i>	0.69	0.68	0.69	0.75
<i>I_f</i>	0.16	0.01	0.03	0.09
<i>II_f</i>	0.33	0.29	0.33	0.47
<i>spetsialist_f</i>	0.30	0.39	0.26	0.30
<i>staaž (aastates)</i>	6.56	5.18	5.36	2.87
<i>noor</i>	0.49	0.48	0.58	0.62
<i>kõrgharidus</i>	0.12	0.24	0.14	0.09
<i>mitte-eestlane</i>	0.20	0.46	0.19	0.39
<i>naine</i>	0.38	0.41	0.25	0.18
<i>abielus</i>	0.69	0.63	0.71	0.61
<i>sõltuv</i>	0.70	0.66	0.72	0.74
<i>vaatluste arv</i>	1338	841	118	87

Märkused:

Muutujate keskväärtused. *palk* on mõõdetud Eesti keskmise palga suhtes. Kõik muutujad, v.a. *palk* ja *staaž* on formaalsed muutujad.

Peamised faktid tabelis on järgmised:

- Keskmise esimese ja viimase palga vahe on mõlemas regioonis 20–30%. Palgatõus on märgatavalt kõrgem neil kes kolivad Tallinna. Tallinnast välja kolimisel on palgatõus väike kuid positiivne. Kolijatel on kõrgem nii eelmine kui järgmine palk.

- Vallandatud ja koondatud töötajate osa on suurem väljaspool Tallinnat. Vallandatud töötajad on vähem liikuvad.
- Töötute osakaal on mõlemas regioonis ühesugune. Töötud on liikuvamad kui teised.
- Tallinnasse kolijad lähevad tööle eeskätt tertsiaarsektorisse, mujale Eestisse kolijad sekundaar- ja tertsiaarsektorisse. Väga väike osa kolijatest asub tööle primaarsektoris.
- Noored on vahetavad koos töökohaga sagedamini regiooni kui vanemad inimesed.
- Tallinnast kolivad välja inimesed kelle eelnev staaž oli suhteliselt väike.
- Tallinna minejate hulgas on kõrgharidusega isikute osakaal umbes sama mis nende osakaal mujal Eestis. Tallinnast välja minejate hulgas on kõrgharidusega inimeste osakaal tunduvalt väiksem kui Tallinnas.
- Naised on vähem liikuvad.
- Perekonda iseloomustavad muutujad ei näita selget pilti.

Seega tundub pealiskaudsel tutvumisel andmetega, et kolijad on eeskätt inimesed, kes saavad ka muidu kõrgemat palka, kolijatel on nii viimane kui esimene palk kõrgemad kui neil, kes küll töökohta vahetavad aga ei koli.

3.2 Töös kasutatud mudelid

Käesolevas töös koostatakse kahte tüüpi mudelid, mis kirjeldavad palka (palga logaritmi) sõltuvana isiku ja piirkonna tunnustest, ning töö saamise viisist. Töö saamise viisi kirjeldatakse kolme muutuja – vallandamine, töötus ja osades mudelites ka kolimine – abil. Praeguse töö seisukohalt on kõige olulisem seos kolimisega.

Vaadeldakse kahte tüüpi palka: viimast palka w_l ja esimest palka w_f . Mõisted *viimane* ja *esimene* on seotud mingi konkreetse töökohaga – nad on vastavalt esimene

ja viimane palk sellel töökohal. Kui analüüsida töökoha vahetust, siis enne vaadeldakse *eelmise töökoha viimast palka* ja tolle järel *uue töökoha esimest palka*. Seega praeguse meetodi järgi eelneb viimane palk esimesele palgale.

Esimene töös kasutatav mudeli tüüp, palga kasvu mudel, on lihtne kirjeldav mudel, mis seostab palga kasvu formaalse muutuja abil kolimisega. Meetodi idee on lihtne, eeldatakse, et kolimine on kõigi inimeste (nii kolijate kui mittekolijate) puhul seotud konstantse palgalisaga. Tema eeliseks on see, et teda on lihtne arvutada ning ta kasutab nii viimases kui esimeses palgas sisalduvat informatsiooni. Samas ei näita ta kolimise ja palgatõusu vahelisi põhjuslikke seoseid. Formaalse muutuja kasutamine kolijate-mittekolijate eristamiseks tähendab selektsioonist tekkiv palgavahe lähen-damist tavalise vähimruutude meetodi (OLS) abil.

Teine mudel (esimese palga mudel) on katse kirjeldada endogeenset kolimisotsust Sjaastad (1962) tüüpi investeringu mudeliga. Kolimisotsus on seotud oodatava tulu ja kolimiskuluga, modelleerimiseks on kasutatud Heckman (1976) tüüpi selektsioonimudelit. See mudel on tunduvalt keerulisem arvutada, samas on ta tihedamini seotud teooriaga ning ei vaja liituvat nihke eeldust. Kolijate kõrgem palk tuleneb selles mudelis ainuüksi selektsiooniefektidest: inimesed kolivad ainult sel juhul, kui nad on omale leidnud piisavalt tasuva töö teises regioonis. Mudeli puuduseks on asjaolu, et on tarvis informatsiooni inimeste oodatava pikaajalise sissetuleku kohta. Kolimisotsus on eeldatavasti seotud pigem pikemaajalise sissetuleku ja vähem kohese palgaga. Teiseks nõuaks endogeense kolimisotsuse käsitlemine ka endogeense töö vahetamise otsuse vaatlemist, seda aga käesolevas töös ei tehta. Endogeenset kolimise mudelit on hinnatud nii kaheosalise mudeli (*two-part model*) kui selektsioonimudeli kujul.

Mõlemad mudelid tehakse pikas vormis, kus võetakse arvesse ka töökohta ja ametit kirjeldavad muutujad, ja lühikeses vormis, kus niisugusi muutujaid ei ole.

Erinevalt teistest seda tüüpi uurimustest vaadeldakse siin töökoha, mitte elukoha kolimist. Kasutatakse otseseid kolimise andmeid, seega ei ole vaja lähendusi kolimisa-ja, vanuse ja tagasi kolimise osas. On olemas haruldased andmed vahetult kolimisele

eelneva ja järgneva palga kohta, nii ei ole vaja kasutada lähendeid, mis põhinevad hilisemal keskmisel sissetulekul.

3.2.1 Esimese ja viimase palga modelleerimine

Vaatleme kahte regiooni, mida lihtsuse mõttes nimetame *Eesti* (E) ja *Tallinn* (T).

Vaatleme palka regioonis R , kusjuures $R \in \{E, T\}$. Avaldugu palk

$$(1) \quad \log w_{ti}^R = \alpha_{0t}^R + \mathbf{X}'_{ti} \boldsymbol{\alpha}_t^R + \mathbf{Y}'_{ti} \boldsymbol{\beta}_t^R + \mu_{ti}^R.$$

\mathbf{X}_t iseloomustab antud tööd ja inimest (nagu vanus, haridus, majandusharu jms.) ja \mathbf{Y}_t otsimisotsimismuutujaid (vaadeldakse kolme otsimismuutujat: vallandamine, tööpuudus ja osades mudelites ka kolimine). $t \in \{l, f\}$ tähistab vaadeldavate muutujate tüüpi: viimane palk on w_l ja esimene palk w_f ning \mathbf{X}_l ja \mathbf{X}_f on seisundit kirjeldavad muutujad vastavalt eelmiselt töölt lahkumisel ja uuele tööle asumisel. Ei \mathbf{X}_t ega \mathbf{Y}_t sisalda konstantset liiget, ainus konstant võrrandis on α_{0t}^R .

Oletame, et $\boldsymbol{\alpha}_t^R \equiv \boldsymbol{\alpha}$ ei sõltu regioonist ega palga tüübist. See tähendab, et kalde parameetrid on võrdsed mõlemas regioonis ja mõlema palga tüübi tarvis, ehk siis seisundi muutujad ei mõjuta regioonide palkade või palgatüüpide vahelist erinevust. Palga erinevus on täielikult kirjeldatud α_{0t}^R , otsimismuutujate, \mathbf{X}_{fi} ja \mathbf{X}_{li} vahelise erinevuse ja vealiikmete abil. Oletame, et α_{0t}^R koosneb tüübi ja regiooni komponendist:

$$(2) \quad \alpha_{0t}^R = \alpha_{0t} + \alpha_0^R.$$

Edaspidi on kasutatud normeerimist $\alpha_0^E = 0$. Kõrgem palgatase Tallinnas, α_0^T , on arvesse võetud formaalse muutujaga *Tallinn*. Olemuselt on *Tallinn* samuti seisundimuutuja.

Analoogiliselt, eeldame, et $\boldsymbol{\beta}_t^R \equiv \boldsymbol{\beta}_t$ ei sõltu regioonist. See tähendab, et otsimismuutujate kalde parameetrid on mõlemas regioonis ühesugused ehk siis otsimismuutujad mõjutavad palka mõlemas regioonis ühte moodi. Mõju eri tüüpi palkadele võib aga olla erinev.

Oletame, et esimene palk sõltub nii seisundi- kui otsimismuutujatest, viimane palk aga ainult seisundimuutujatest ($\beta_l = 0$) ja me võime tähistada $\mathbf{Y}_i \equiv \mathbf{Y}_{fi}$ ning $\beta \equiv \beta_f$. See tähendab, et esimene palk sõltub töö otsimise viisist ja eelmiselt töölt lahkumise põhjusest, viimane palk aga ei sõltu. Niisugune oletus on seotud eekätt andmete kättesaadavusega. Töö vahetust kirjeldavad andmed on olemas ainult juhul kui vahetus on toimunud peale 1989. aasta algust. Ainult niisuguste vahetuste kasutamine muudaks valimit väiksemaks. Teiseks ei olnud 1989 tööpuudust peaaegu olemas, ka vallandatud töötajaid oli väga vähe. Seega muutujad *töötu* ja *vallandatud* oleksid peaaegu alati nullid, kolijaid on valimis nagunii vähe. Kolmandaks on usutav, et esimene palk on rohkem seotud töö saamise viisiga, viimane palk aga rohkem võimekuse ja sobivusega antud töökohal. Küll on võimalik, et erinev töö otsimine seostub erinevate majandusharude ja ettevõtetega, kel on erinev viimase palga tase. Võimalikku viga on analüüsitud osas 4.4.

Oletame, et vealiige u on seotud mittevaadeldavate töökoha- ja indiviidi spetsiifiliste muutujatega:

$$(3) \quad \mu_{ti}^R = u_i^I + u_{ti}^R,$$

kus u_i^I on indiviidi-spetsiifiline mittevaadeldav liige ning u_{ti}^R on juhuslik vealiige, mis sõltub indiviidist, vaadeldava palga tüübist ja regioonist. Indiviidispetsiifiline vealiige u^I eeldatakse olevat muutumatu.

Tehtud eeldustel võib palga avaldise (1) kirjutada:

$$(4) \quad \log w_{li}^R = \alpha_{0l} + \alpha_0^T \cdot Tallinn_l + \mathbf{X}'_{li} \boldsymbol{\alpha} + u_i^I + \mu_{li}^R$$

$$(5) \quad \log w_{fi}^R = \alpha_{0f}^R + \alpha_0^T \cdot Tallinn_f + \mathbf{X}'_{fi} \boldsymbol{\alpha} + \mathbf{Y}'_i \boldsymbol{\beta} + u_i^I + \mu_{fi}^R.$$

Töökoha kirjeldavate vaadeldavate muutujate kasutamisse kolimise palgaefekti hindamisel on erinevad autorid suhtunud erinevalt. Põhimõtteliselt on ametite ja tööstusharude vahetamine inimeste üks võimalus teadlikult palka suurendada. Kui lisada mudelisse niisuguste muutujate kontrollid, siis sellega jäetakse osa võimalikust palga muutmisest arvestamata (Borjas *et al.*, 1992). Eelnevale mõttekäigule vastupidiselt põhjendab Yankow (1999), et vaadeldavate muutujate kasutamata jätmine

põhjustab hinnangutes süstemaatilise vea. Käesolevas töös on kasutatud mõlemat võimalust: *pika vormi* puhul on mudelisse lisatud ametit ja tööstusharu kirjeldavad muutujad, *lühikese vormi* puhul ei ole.

Kuna 1992–1995 oli palgainflatsioon Eestis küllalt kõrge, oleks nominaalpalga kasutamisel saadav konstantliige α_0 tugevasti ajast sõltuv ja teeks tema ja muutuja *kolis* efekti eraldamise keerukaks. Käesolevas töös on kasutatud nominaalpalga asemel palka Eesti keskmise suhtes. Keskmise palk on leitud kvartaalsete andmete alusel 1993-I ja 1995-I vahemikus (Palk... 1993–1995). Igakuise keskmise palga lähendina kasutati

$$(6) \quad \log \bar{w} = 6,716 + 0,116t,$$

kus $t = 1, 2, \dots$ märgib kvartaleid (1993-I = 1). Seega on käesolevas töös hinnatud palgataset lähendatud Eesti keskmise suhtes, mitte nominaalpalka. Niisuguse lähemisi viisi eelis on see, et ta võimaldab konstanti kergesti tõlgendada, miinuseks on sõltuvus konkreetsest seose kujust.

3.2.2 Palga kasvu mudel

Esimese palga ja kolimise seose asemel võib vaadata palga kasvu seost kolimisega. Meetod on vähem tundlik mittevaadeldavate muutujatega seotud vigade ja nominaalpalga trendi suhtes – kui viimase ja esimese palga ajaline vahe on väike, ei avalda palgainflatsioon nende suhtele suurt mõju. Nii on siin kasutatud keskmisega normeerimata nominaalpalga logaritmi. Praeguse analüüsi juures on puuduseks, et ei ole arvestatud eelmise töö saamise viisi.

Osas 3.2.1 tehtud eeldusi kasutades võime kirjutada⁴

$$(7) \quad \log w_{fi}^{R_{fi}} - \log w_{li}^{R_{li}} = \\ = (\mathbf{X}'_{fi} - \mathbf{X}'_{li})\boldsymbol{\alpha} + \mathbf{Y}_i\boldsymbol{\beta} + (\alpha_0^{R_{fi}} - \alpha_0^{R_{li}}) + (\alpha_{0f} - \alpha_{0l}) + v_i,$$

⁴See seos võimaldab seostada viimase palga *järgneva* töö otsimise viisiga. Sel juhul tuleb korrigeerida $\boldsymbol{\beta}$ tõlgendada mitte kui mõju esimesele palgale vaid kui mõju palga vahele.

kus R_{li} ja R_{fi} on vastavalt regioon kus asus eelmine ja kus asub uus töökoht. Vealiikmes v_i taandub välja indiviidi-spetsiifiline efekt:

$$(8) \quad v_i = u_{fi}^{R_{fi}} - u_{li}^{R_{li}}$$

Siin on eeldatud, et vealiikmete jaotus on mõlemas regioonis samasugune, nii on võimalik käsitleda mõlemas suunas kolijaid üheskoos.

Võrrand (7) näitab, et palga kasvu võib kirjeldada sõltuvana neljast komponendist: esimene komponent kirjeldab seisundi muutumist, teine töö vahetust ja uue töö otsimist, kolmas erinevus regionaalses palga tasemes ja neljas erinevus esimese ja viimase palga tasemes.

Kasutades suuna muutujat $E \rightarrow T$ mis tähistab Tallinna kolimist, võib seose (7) kirja panna nii:

$$(9) \quad \log w_{fi} - \log w_{li} = \\ = (\mathbf{X}'_{fi} - \mathbf{X}'_{li})\boldsymbol{\alpha} + \mathbf{Y}_i\boldsymbol{\beta} + \alpha_0^T \cdot (E \rightarrow T) + (\alpha_{0f} - \alpha_{0l}) + v_i,$$

kusjuures vektor \mathbf{Y}_i sisaldab formaalset muutujat *kolis*. Sisuliselt tähendab see eeldust, et kolijad valivad süstemaatiliselt parema palgaga töö kui mitte kolijad, kusjuures

$$(10) \quad v_i \sim \begin{cases} N(0, \sigma^2) & \text{paigale jääjatel} \\ N(\alpha^M, \sigma^2) & \text{kolijatel, kusjuures } \alpha^M > 0. \end{cases}$$

Sellisel juhul avaldub kolimise efekt seoses (7) lisapalgana suurusega α^M , mille võtab arvesse muutuja *kolis* vektoris \mathbf{Y}_i . Kolijate ja mittekolijate palgad erinevad veel piirkondliku palgatasemete vahe ($\alpha_0^{R_{fi}} - \alpha_0^{R_{li}}$) poolest.

Kujul (9) on võimalik kõiki suurusi hinnata tavalise vähimruutude meetodiga.

3.2.3 Esimese palga mudel

Mudeli eesmärgiks on kirjeldada põhjuslikku seost kolimise ja palga vahel selektsiooniefekti abil. See lubab loobuda eeldusest (10).

Käesolevas mudelis eeldatakse, et töö vahetamise otsus on sõltumatu ja mudeliväline. Kui inimene on otsustanud tööd vahetada, siis peab ta valima pakkumiste vahel kodu- ja kaugemas regioonis. Kui palgapakkumine kaugel on kodusest pakkumisest piisavalt palju suurem, siis võetakse vastu töö kaugel, vastasel juhul töö koduregioonis. Mudelis eeldatakse, et töötute – inimeste, kes ei ole tööd leidnud – käitumine võib olla teistsugune.

Mõlemad eeldused on väga suuresti lihtsustatud. Otsus töökohta vahetada on eksogeenne tõenäoliselt vallandatud ja koondatud töötajatel (44% vahetustest), teistel on töökohta vahetamine tõenäoliselt seotud pakutud parema palgaga. Ka eeldus, et töökohta vahetaja võrdleb pakkumisi nii kodu- kui kaugemas piirkonnas, ei pruugi olla täidetud. Kui sobivad tööpakkumised saadakse küllalt harva, on tõenäolisem, et valitakse neist esimene ja ei võrrelda mõlema piirkonna parimaid omavahel. Töötus töökohta vahetamisel (6% vahetustest) tähendab, et sobivaid töökohti on antud isikul raske leida (töötute võimalikku teistmoodi käitumist on mudelis ka arvestatud). Seevastu võimaldavad siin toodud eeldused koostada suhteliselt lihtsa mudeli, vältida pideva töötsemise (*on-the-job search*) lisamist mudelisse ja selle hindamisega kaasnevaid kestusmudeleid (*duration models*). Võimalikku viga on analüüsitud osas 4.6.

Oletame, et inimene, kes elab regioonis R on otsustanud vahetada tööd. Järgmise sammuna ta kaalub, kas võtta vastu tööpakkumine kodu- või kaugemas regioonis. Kaugem pakkumine võetakse vastu kui oodatav pikaajalise tulu nüüdisväärtus on vähemalt kolimiskulu jagu suurem kui kohalikul pakkumisel. Oletame, et oodatud pikaajalise tulu nüüdisväärtus regioonis R avaldub esimese palga kaudu nii:

$$(11) \quad EY_i^R = a \log w_{fi}^R + a\nu_i^R,$$

kus a on võrdetegur. Oluline on märkida, et siin pole tegu enam esimese palga, vaid oodatava pikaajalise tulu modelleerimisega, kusjuures lähendina kasutatakse esimest palka. Niisugune mõtteviis ei tähenda, et kogu kolimisega seotud palgavõit saadakse kätte kohe, vaid et esimene palk on hea lähend oodatavale pikaajalisele palgavõidule. Eeldus on ilmselt tõele lähemal, kui inimeste planeerimishorisont on lühike.

Inimene kolib, kui oodatav tulu sellest on positiivne:

$$(12) \quad y_i^* = EY_i^{\bar{R}} - EY_i^R - C_i > 0.$$

Siin \bar{R} tähistab regiooni mis ei ole R , ja C_i on kolimiskulu (palga kasvu mudelis vaadeldi uue ja eelmise töö regioone, mis võisid kokku langeda, praegu võrreldakse kahte erinevat regiooni). Oletame et kolimiskulu võib avaldada

$$(13) \quad C_i = \mathbf{Z}'_i \boldsymbol{\gamma} + \varepsilon_i,$$

kus \mathbf{Z} kirjeldab isikutunnuseid nagu vanus, sugu ja perekonnaseis⁵. Siin on eeldatud et vealiikme tõenäosusjaotus on mõlemas regioonis ühesugune. Seose (11) ja osas 3.2.1 tehtud eelduste põhjal võib kirjutada:

$$(14) \quad \begin{aligned} EY_i^{\bar{R}} - EY_i^R &= a \left(\log w_{fi}^{\bar{R}} - \log w_{fi}^R \right) + a \left(\nu_i^{\bar{R}} - \nu_i^R \right) \\ &= a \left(\alpha_0^{\bar{R}} - \alpha_0^R \right) + a \left(u_{if}^{\bar{R}} - u_{if}^R \right) + a \left(\nu_i^{\bar{R}} - \nu_i^R \right). \end{aligned}$$

Regionaalne palgavahe ei sõltu isikutunnustest, ainult regioonidest ja vealiikmetest, kusjuures taandub välja isikuspetsiifiline vealiikme komponent u_i^I . Nagu eespool mainitud, on võimalik et töötud ei saa valida kahe tööpakkumise – kohaliku ja teise piirkonna pakkumise – vahel. Sel juhul on töötute otsustusmotiiv mõnevõrra erinev. Oletame, et töötute otsuse erinevust võib kirjeldada formaalse muutujaga *töötü*. Eelneva mõttekäigu ja seoste (11), (13) ja (14) abil võib seose (12) kirjutada:

$$(15) \quad y_i^* = a \left(\alpha_0^{\bar{R}} - \alpha_0^R \right) - \mathbf{Z}'_i \boldsymbol{\gamma} + \alpha^U \textit{töötü} + e_i,$$

kus

$$(16) \quad e_i = a \left(u_{if}^{\bar{R}} - u_{if}^R \right) + a \left(\nu_i^{\bar{R}} - \nu_i^R \right) - \varepsilon_i^C.$$

Siin esimene liige kirjeldab erinevust palga stohhastilises komponendis ja teine liige erinevust oodatava pika-ajalise sissetuleku stohhastilistes komponentides. Seostest (3) ja (16) on näha, et paigale jääjatel $\text{Corr}(e_i, \mu_{fi}^R) < 0$ ja kolijatel $\text{Corr}(e_i, \mu_{fi}^{\bar{R}}) > 0$. α_0^R -i on võimalik tõlgendada mitte kui palga taset vaid kui üldist regionaalset efekti, mis võtab lisaks piirkondlikule palgaerinevusele arvesse ka erinevused hinnatasemes, elutingimustes ja muus.

⁵Kasutatud muutujad on täielikult esitatud tulemuste tabelis (tabel 9)

Vealiikme e_i dispersioon on

$$(17) \quad \begin{aligned} \text{Var } e_i &= a^2 \text{Var} (u_{if}^R + \nu_i^R) + a^2 \text{Var} (u_{if}^{\bar{R}} + \nu_i^{\bar{R}}) + \text{Var } \varepsilon_i - \\ &2a^2 \text{Cov} [(u_{if}^R + \nu_i^R), (u_{if}^{\bar{R}} + \nu_i^{\bar{R}})] + \\ &2a \left\{ \text{Cov} [(u_{if}^{\bar{R}} + \nu_i^{\bar{R}}), \varepsilon_i] - \text{Cov} [(u_{if}^R + \nu_i^R), \varepsilon_i] \right\} \end{aligned}$$

Avaldis inimese tarvis kes enne asub regioonis \bar{R} on analoogiline.

Nüüd on võimalik kirjeldada ühiselt paigale jääjaid ja kolijaid mõlemas regioonis.

Piisav eeldus selleks on

$$(18) \quad \text{Cov} [(u_{if}^R + \nu_i^R), \varepsilon_i] = 0$$

mõlema regiooni, E ja T korral, see tähendab kolimiskulu ja pikaajalise tulu jääkliikmed ei ole seotud.

Seoses (15) võib γ ja \mathbf{Z} ümber defineerida nii, et nad haaraksid endasse ka (õige märgiga) regionaalse palgavahe ja töötuid kirjeldava muutuja *tööt*. Nüüd:

$$(19) \quad y_i^* = \mathbf{Z}'_i \gamma + e_i.$$

\mathbf{Z}_i sisaldab nüüd oodatavat regionaalset palgavahet ($\alpha_0^{\bar{R}} - \alpha_0^R$ seoses (15)) sõltumata sellest kas inimene tegelikult kolis või mitte. Niisuguse liikme tõlgendus on järgmine: asjaolu, et teises regioonis on kõrgem (madalam) palk kui esimeses, muudab rände rohkem (vähem) tõenäoliseks. See vahe on mõlemal regioonil sama suur kuid eri märgiga. Kui eeldada, et e_i on normaaljaotusega, siis on võrrand (19) tavaline probit võrrand. Kirjeldavate muutujate vektor \mathbf{Z}_i võib aga ei pea sisaldama samu muutujaid kui \mathbf{X}_i ja \mathbf{Y}_i .

Võrrandi (5) abil võime kolijate ja paigale jääjate palgad kirjutada nii:

$$(20) \quad \log w_{fi}^{SR} = \alpha_{0f} + \alpha_0^R + \mathbf{X}'_{fi} \boldsymbol{\alpha} + \mathbf{Y}'_i \boldsymbol{\beta} + \mu_{fi}^R$$

$$(21) \quad \log w_{fi}^{M\bar{R}} = \alpha_{0f} + \alpha_0^{\bar{R}} + \mathbf{X}'_{fi} \boldsymbol{\alpha} + \mathbf{Y}'_i \boldsymbol{\beta} + \mu_{fi}^{\bar{R}}.$$

\bar{R} märgib regiooni kuhu kolija kolib, s.o. regiooni kus asub kolija uus töökoht, too mille kohta esimese palga info käib. Kui panna kokku mõlema regiooni jääjad ja

mõlema regiooni kolijad, on vajalik et jääkliikmete μ_{fi}^R ja $\mu_{fi}^{\bar{R}}$ jaotus oleks mõlemas regioonis ühtesugune.

Eelnevad seosed saab kirjutada lühemalt

$$(22) \quad \log w_{fi}^{SR} = \mathbf{K}'_i \boldsymbol{\delta} + \mu_{fi}^R$$

$$(23) \quad \log w_{fi}^{M\bar{R}} = \bar{\mathbf{K}}'_i \boldsymbol{\delta} + \mu_{fi}^{\bar{R}}.$$

Siin \mathbf{K}_i sisaldab nii seisundi- kui otsimismuutujaid ja regiooni spetsiifilisi tunnuseid. Kuna antud mudelis on kolimist otseselt modelleeritud, siis \mathbf{K}_i ei sisalda kolimise formaalset muutujat kolis. Kolijate ja paigale jääjate kirjeldavate muutujate vektorid sisaldavad põhimõtteliselt samu muutujaid, ainult et kolijate puhul arvestatakse sihtregiooni palgataset ($\alpha_0^{\bar{R}}$ seoses (20)).

Vaadelda on võimalik ainult y_i^* märki ja sõltuvalt märgist ühte kahest muutujast w_{fi}^{SR} või $w_{fi}^{M\bar{R}}$. Sel juhul võime üldjuhtu kitsendamata normeerida γ nii et $\sigma_e^2 = 1$. Eeldades et e_i , u_i^S ja u_i^M on ühise kolmemõõtmelise tõenäosusjaotusega, seosed (19), (22) ja (23) moodustavad üheskoos Tobit-5-tüüpi mudeli (ülevaade selektsioonimudelitest, tobit-5-tüüpi mudelitest sealhulgas, on toodud lisa 3).

Oletame, et vealiikmete jaotus on normaaljaotus:

$$(24) \quad \begin{pmatrix} e_i \\ u_i^S \\ u_i^M \end{pmatrix} \sim N \left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & \rho_S \sigma_S & \rho_M \sigma_M \\ \rho_S \sigma_S & \sigma_S^2 & \sigma_{SM} \\ \rho_M \sigma_M & \sigma_{SM} & \sigma_M^2 \end{pmatrix} \right),$$

Mudeli log-tõepära avaldub sel juhul nii:

$$(25) \quad l = -\frac{N}{2} \log 2\pi + \\ + \sum_S \left\{ -\log \sigma_S - \frac{1}{2} \left(\frac{w_{fi}^{SR} - \mathbf{K}'_i \boldsymbol{\delta}}{\sigma_S} \right)^2 + \right. \\ \left. + \log \Phi \left[-\frac{\mathbf{Z}'_i \boldsymbol{\gamma} + \frac{\rho_S}{\sigma_S} (w_{fi}^{SR} - \mathbf{K}'_i \boldsymbol{\delta})}{\sqrt{1 - \rho_S^2}} \right] \right\} \\ + \sum_M \left\{ -\log \sigma_M - \frac{1}{2} \left(\frac{w_{fi}^{M\bar{R}} - \bar{\mathbf{K}}'_i \boldsymbol{\delta}}{\sigma_M} \right)^2 + \right.$$

$$+ \log \Phi \left[\frac{\mathbf{Z}'_i \boldsymbol{\gamma} + \frac{\varrho_M}{\sigma_M} (w_{fi}^{M\bar{R}} - \bar{\mathbf{K}}'_i \boldsymbol{\delta})}{\sqrt{1 - \varrho_M^2}} \right] \Bigg\}.$$

\sum_S ja \sum_M all on mõeldud summat vastavalt üle kõigi paigale jääjate ja kolijate. Tõepära funktsiooni tuletuskäik ja maksimeerimiseks vajalikud tuletised on toodud lisas 4. Kooskõlalised algväärtused on leitud Heckmani kaheammulise meetodiga (lähemalt samuti lisas 4).

Võrrandeid (19), (22) ja (23) võib arvutada ka eraldi nagu kaheosalist mudelit. Sisuliselt tähendab see, et jääkliikmed eeldatakse olevat omavahel sõltumatud $\varrho_S = \varrho_M = \varrho_{SM} = 0$. Käesolevas töös on kasutatud mõlemat võimalust.

Praktikas ei ole selektsioonimudel alati tõhusam kaheosalisest mudelist (Puhani, 2000). Põhjus on selles, et selektsiooni korrigeerivate liikmete ja mudeli muutujate vahel on suures väärtuste vahemikus tugev multikollineaarsus. Leung ja Yu (1996) järgi on selektsioonimudel tõhusam, kui parameetrite muutumiskiirkond on piisavalt suur, või veel parem, kui õnnestub leida muutuja, mis kirjeldab hästi selektsiooni, ei kuulu aga seletava muutujana mudelisse. Kui need tingimused ei ole täidetud, on mudel küll mõjus, kuid veahinnangud ei ole usaldusväärsed. Paraku on niisugust muutujat, mis hästi selektsiooni kirjeldaks kuid mudelit ennast ei seletaks (nn. välistamistingimust) praktikas raske leida.

Nüüd erinevad kolijate ja paigale jääjate palgad ka ilma eelduseta (10). Oodatav jääjate ja kolijate palk on nüüd vastavalt

$$(26) \quad E \log w_{fi}^{SR} = \mathbf{K}'_i \boldsymbol{\delta} - \varrho_S \sigma_S \lambda(-\mathbf{Z}'_i \boldsymbol{\gamma})$$

$$(27) \quad E \log w_{fi}^{M\bar{R}} = \bar{\mathbf{K}}'_i \boldsymbol{\delta} + \varrho_M \sigma_M \lambda(\mathbf{Z}'_i \boldsymbol{\gamma}),$$

kus

$$(28) \quad \lambda(x) = \frac{\phi(x)}{\Phi(x)}$$

ja ϕ ja Φ on normaaljaotuse tihedus- ja kumulatiivne jaotusfunktsioon (seost on selgitatud lisas 3). Keskmise kirjeldavate muutujatega seletamata palgaerinevus ko-

lijate ja jääjate vahel on seega

$$(29) \quad D = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N D_i = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N [\varrho_M \sigma_M \lambda(\mathbf{Z}'_i \boldsymbol{\gamma}) + \varrho_S \sigma_S \lambda(-\mathbf{Z}'_i \boldsymbol{\gamma})].$$

D veahinnangute leidmist on kirjeldatud lisas 4.4.

Kaheosalise mudeliga hinnates on $D \equiv 0$ kuna kõik korrelatsioonid on nullid. Sel juhul on paigale jääjate ja kolijate eristamiseks kasutatud formaalset muutujat *kolis*, nii nagu palga kasvu mudeliski.

3.3 Mudelite hindamine

Palga kasvu mudelit on võimalik hinnata tavaliste vähimruutude meetodil, seda käesolevas töös lähemalt ei käsitleta.

Tõepära funktsiooni maksimeerimiseks kujul (25) tuleb üldjuhul kasutada numbrilisi maksimeerimismeetodeid. Kui mudel esitada TPM kujul (kõik korrelatsioonid on nullid), siis võib mudeli taandada kolmeks sõltumatuks võrrandiks: kaheks palgavõrrandiks (paigale jääjate ja kolijate tarvis) ja kolimisotsust kirjeldava probit mudeliks (sellest ka nimetus *kaheosaline mudel* – mudelis on kaks osa: diskreetse valiku osa, antud juhul kolimisotsus, ning vaadeldavaid suurusid kirjeldav osa). TPM juhul on võimalik palgavõrrandid hinnata tavaliste vähimruutudega ja kolimisotsust kirjeldav probit-mudel suurima tõepära meetodil.

Üldjuhul, kui korrelatsioonid ei ole nullid, on log-tõepära maksimeerimiseks kasutatud iteratiivset Newton-Raphsoni meetodit (Amemiya, 1985, lk. 137). Üldiselt on sõltub kõigi iteratiivsete meetodite efektiivsus kasutatavatest algväärtustest, suvaliselt valitud algväärtused annavad õige lahendi ainult siis, kui maksimeeritav funktsioon on globaalselt kumer. Kuna ka standartne tobit-mudel ei ole globaalselt kumer (Amemiya, 1985, lk. 373), siis tuleb antud juhul kasutada eelnevalt leitud mõjusaid algväärtusi. Käesolevas töös on algväärtused leitud Heckmani kahesammulise meetodiga Heckman (1976), mida on lähemalt kirjeldatud lisas 4.2.

Newton-Raphsoni meetod lähendab maksimeeritavat funktsiooni Tayloriga reaalsete abil

ruutfunktsiooniga ja valib uueks maksimumiks ruutfunktsiooni maksimumi. Niisugune lähend nõuab nii gradiendi kui Hessi maatriksi arvutamist. Antud funktsiooni korral ei andnud numbriliselt leitud gradient ja Hessi maatriks usaldusväärseid tulemusi, Monte Carlo katsed näitasid et ka õigete algväärtuste korral kulub koon- dumiseks 100–200 kordust, sest numbriline müra oli log-tõepära funktsiooni mak- simumi lähedal suur. Seega oli vaja kasutada analüütilisi tulelisi, mis on toodud lisa 4.3. Analüütiliste tulelistega koondus maksimeerimisalgoritm 10–15 korruga, Monte-Carlo katsete korral veelgi kiiremini.

Kõik algoritmid programmeeriti R-keeles (<http://www.r-project.org>).

4 MUDELITE HINDAMISE TULEMUSED NING ANALÜÜS

Kuna töös on vaadeldud ainult töökoha vahetajaid, tuleb mõlema mudeli kordajaid tõlgendada töökoha vahetuse suhtes.

4.1 Palga kasvu mudel

Palga kasvu mudeli, kujul (9), tulemused on toodud tabelis 6. Kasutatud seisundi muutujad olid *staaž*_{>2}, *spetsialist*, *I*, *II*, *III* ja *era*. Siin *staaž*_{>2} tuleb tõlgendada vastandmärgiga: see on staaž eelmisel töökohal, uue töökoha staaž on alati null. Vastav liige võrrandis (9) on seega $(0 - \text{staaž}_i)\alpha_{\text{staaž}}$. Kõigi parameetrite puhul andsid mudeli lühike ja pikk vorm enam-vähem sama tulemuse.

Konstant kirjeldab viimase ja esimese palga kujunemise erinevaid protsesse. Esimene palk on üleminekuajal olnud umbes 30% viimasest suurem, seega otsivad vabatahtlikud töökoha vahetajad enamasti töö, kus uus palk on kohe alguses märgatavalt vanast palgast suurem.

Praeguse töö seisukohalt kõige olulisem parameeter, *kolis*, on positiivne ja mudeli pika vormi korral oluline 95% ning lühikese vormi korral 90% nivool. See tähendab, et kui inimene kolib teise regiooni (tema uus töökoht on teises regioonis kui eelmine) teenib ta 10–15% rohkem, kui sama regiooni elanik, kes ka varem samas regioonis töötas. Kui võrrelda töötaja eelnevat ja järgnevat palka, siis tuleb arvestada ka regionaalset palkade vahet (muutuja $E \rightarrow T$ väärtust). Tallinna kolijatel oleks keskmine palga tõus seega $\text{kolis} + (E \rightarrow T) \approx 0.41$, vastupidi kolijatel $\text{kolis} - (E \rightarrow T) \approx -0.16$. Olgu veelkord rõhutatud, et palga kasvu mudel kirjeldab

Palga kasvu mudeli tulemused

Muutuja	Pikk vorm		Lühike vorm	
	väärtus	t	väärtus	t
<i>konstant</i>	0.2969	11.54*	0.2967	11.66*
<i>kolis</i>	0.1282	1.97*	0.1249	1.92
<i>vallandatud</i>	-0.1845	-5.82*	-0.1917	-6.06*
<i>töötü</i>	-0.0303	-0.46	-0.0217	-0.32
<i>staaž > 2¹</i>	-0.0828	-2.57*	-0.0785	-2.48*
<i>→spetsialist</i>	0.0905	2.37*		
<i>I→II</i>	0.1512	2.31*		
<i>II→III</i>	-0.1344	-4.19*		
<i>III→I</i>	-0.0031	-0.05		
<i>→era</i>	-0.0142	-0.53		
<i>E → T</i>	0.2879	4.59*	0.2826	4.51*
	$R^2 = 0.045$		$R^2 = 0.033$	
	$F(10, 2373) = 11.16^*$		$F(5, 2378) = 16, 22^*$	

Märkused:

White'i meetodil heteroskedastiivsuse suhtes korrigeeritud *t*-väärtused.

* – statistiliselt oluline 95% usaldusnivool.

¹staaži kordaja tuleb tõlgendada miinusmärgiga (selgitus tekstis).

statistilist, mitte põhjuslikku seost palga tõusu ja kolimise vahel.

Vallandatud ja koondatud töötajad saavad uuel tööl umbes 15% väiksemat palka kui vabatahtlikud töö vahetajad, kuigi ka nende palk kokkuvõttes kasvab. See võib olla aga varem tehtud eelduse – töö vahetamise otsus on mudeli väline – kõrvalmõju, vabatahtlik vahetus on tõenäoliselt põhjustatud oodatavast suurest palgakasvust. Inimeste, kes on vahepeal töötud, palga kasv on enam-vähem sama suur kui teistel.

Üllatav on staaži positiivne mõju (ülalpool on seletatud, et negatiivne kordaja tähendab suurema staažiga inimeste suuremat palgakasvu). Loomulik oleks arvata, et suurema staažiga töötajatel on suurem töökohaspetsiifiline inimkapital ja vastavalt suurem palk. Uuel töökohal nullist alustades peaks sel juhul palgatõus olema keskmisest väiksem. Praegune tulemus viitab eelneva töökogemuse vähesele rollile üleminekumajanduses.

Seisundi muutumist kirjeldavad koefitsendid on ootuspärase märgiga. Spetsialistid

ja kõrgemad ametnikud teenivad keskmisest rohkem. Majandussektorite vahelised üleminekud näitavad, et palk sekundaarsektoris on keskmisest 15% kõrgem (nii primaarsektorist kui tertsiaarsektorist sekundaarsektorisse minekul on palgatõus umbes 15%), samas kui primaar- ja tertsiaarsektori palgad näivad olevat enam-vähem võrdsed. Era- ja riigisektori vahel ei näi olevat olulisi palgaerinevusi.

Viimane muutuja, $E \rightarrow T$ (väärtusega „1” $E \rightarrow T$ kolijatel, 0 jääjatel ja „-1” $T \rightarrow E$ kolijatel), kirjeldab palga vahet Tallinnas ja mujal Eestis. Tallinnas on palgad umbes 30% kõrgemad.

4.2 Esimese palga mudel

Esimese palga mudel koostati kahes vormis – pikas ja lühikeses vormis ning kumbki vorm hinnati kahel erineval moel – esiteks kaheosalise mudelina (TPM) ja teiseks selektsioonimudelina. TPM koosnes seostest (19), (22) ja (23) mida hinnati üks-teisest sõltumatult. Seleksioonimudel koosnes samadest seostest, kuid neid hinnati simultaanselt kasutades tõepära funktsiooni kujul (25), kusjuures eeldati jääkliikmete jaotust kujul (24). Tulemused palgamudelite pika ja lühikese vormi tarvis on toodud vastavalt tabelites 7 ning 8 ning kolimistöenäosuse tarvis (see on seos (19)) tabelis 9. Seleksioonimudel kirjeldab kolijate-mittekolijate vaadeldava palga vahet valikuefektide abil (seos (29)), TPM-s oli vajalik liituva nihke eeldus (10).

Esimese palga mudeli tulemused on üldiselt sarnased nii TPM kui ka selektsioonimudeli mõlema vormi korral, lisaks on nad paljuski võrreldavad ka palga kasvu mudeliga, niivõrd kui kasutati samu muutujaid (palga kasvu mudelis oli võimalik vaadelda ainult muutuvaid tunnuseid). Tulemuste olulisus ja märk on enamasti sarnased, kõige rohkem erineb muutuja *töötü*, mis on negatiivne ja oluline esimese palga mudelis, ning negatiivne ja mitteoluline palga kasvu mudelis. Erinevusi on täpsemalt analüüsitud osas 4.3.

Praeguse töö seisukohalt kõige olulisem parameeter, kolimisega kaasneva palgatõusu

Esimese palga mudeli pikk vorm

Muutuja	Kaheosaline mudel ¹		Selektsioonimudel	
	väärtus	t	väärtus	t
<i>konstant</i>	-0.2340	-6.05*	-0.1490	-3.55*
<i>kolis</i>	0.1995	3.87*		
<i>D</i>			0.1795	3.28*
<i>vallandatud</i>	-0.1484	-5.44*	-0.1779	-6.11*
<i>töötu</i>	-0.1896	-3.92*	-0.1372	-2.39*
<i>era_f</i>	0.0375	1.30	0.0452	1.52
<i>I_f</i>	-0.0519	-1.03	-0.0458	-0.92
<i>II_f</i>	0.2008	6.71*	0.2025	6.54*
<i>spetsialist_f</i>	0.2264	6.40*	0.2270	6.90*
<i>noor</i>	0.0266	0.96	0.0402	1.40
<i>kõrgharidus</i>	0.2198	4.76*	0.2042	4.82*
<i>mitte-eestlane</i>	-0.1258	-4.13*	-0.1347	-4.21*
<i>naine</i>	-0.3506	-12.47*	-0.3890	-12.96*
<i>Tallinn</i>	0.3485	11.93*	0.3608	11.83*
<i>ϱ_S</i>			0.6381	8.96*
<i>ϱ_M</i>			0.0811	1.90
	$R^2 = 0.215$			
	$F(12, 2371) = 54.2^*$			

Märkused:

¹White'i meetodil heteroskedastiivsuse suhtes korrigeeritud *t*-väärtused.

* - statistiliselt oluline 95% usaldusnivool.

näitaja on üldiselt suurem (ligikaudu 0,20) kui palga kasvu mudeli puhul (ligikaudu 0,12). TPM juhu liituvate nihke väärtus *kolis* klappib väga hästi selektsioonimudeli valikuefektidest tuleneva palgavahega *D*. Efekt on veidi väiksem mudelite pika vormi puhul, vigade piires langevad nad aga kokku.

Vallandatud, koondatud ja töötud on valmis vastu võtma umbes 15–20% madalama palgaga tööd kui teised (seosest töö vahetamise otsusega on pikemalt käsitletud osas 4.6).

Era- ja riigisektori palgad on enam-vähem ühesugused. Noorkõiv *et al.* (1998) andmetel olid erasektori palgad märgatavalt kõrgemad veel 1992. aastal, 1993. aastal oli vahe juba kadunud. Kuna käesolevas töös kasutatud andmed algavad 1992. aasta keskpaigast, tundub niisugune tulemus usutav.

Esimese palga mudeli lühike vorm

Muutuja	Kaheosaline mudel ¹		Selektsioonimudel	
	väärtus	t	väärtus	t
<i>konstant</i>	-0.0746	-2.46*	-0.1093	-2.79*
<i>kolis</i>	0.2071	3.99*		
<i>D</i>			0.2099	2.99*
<i>vallandatud</i>	-0.1596	-5.80*	-0.1509	-5.19*
<i>töötu</i>	-0.2036	-4.02*	-0.2166	-3.75*
<i>noor</i>	0.0167	0.61	0.0108	0.38
<i>kõrgharidus</i>	0.3175	7.80*	0.3232	8.53*
<i>mitte-Eestlane</i>	-0.1319	-4.35*	-0.1295	-4.16*
<i>naine</i>	-0.3659	-13.22*	-0.3536	-11.80*
<i>Tallinn</i>	0.3538	12.16*	0.3514	11.84*
ϱ_S			-0.2774	-1.60
ϱ_M			0.1810	4.05*

Märkused:

¹White'i meetodil heteroskedastiivsuse suhtes korrigeeritud t -väärtused.

* - statistiliselt oluline 95% usaldusnivool.

Palgad primaarsektoris on pisut madalamad kui tertsiaarsektoris, kuid too vahe pole statistiliselt oluline. Palgad sekundaarsektoris on 20% kõrgemad. Spetsialistid ja kõrgharidusega töötajad teenivad umbes 25% rohkem kui teised.

Nooremate töötajate palgad ei erine oluliselt vanemate palkadest.

Mitte-eestlased teenivad 10% vähem kui eestlased ja naistel läheb veel halvemini – nad teenivad 30% vähem kui mehed.

Palga tase Tallinnas on 40% kõrgem kui mujal Eestis.

Pika vormi juures on paigale jääjate korrelatsiooniliige ϱ_S ebarealistlik. Seosest (16) on näha et korrelatsioon peaks olema negatiivne – neil kellel on kodupiirkonnas suurem palk, neil peaks olema kolimine vähem tulus. Lühikese vormi korral on korrelatsioonid realistlikud. Üks võimalik, kuigi mitte eriti tõenäoline, viga on eeldus (24), mis väidab, et vealiikmed on normaaljaotusega. Tunali (2000) on leidnud, et oluliselt paremini kirjeldab endogeenset kolimisotsust mudel, mis ei nõua jääkliikmete normaalsust.

Kolimisõenäosuse probit mudelid

Muutuja	Kaheosaline mudel		Seleksioonimudel			
	väärtus	t	pikk vorm		lühike vorm	
	väärtus	t	väärtus	t	väärtus	t
<i>konstant</i>	-1.4026	-10.75*	-1.3301	-10.55*	-1.4195	-10.94*
<i>vallandatud</i>	-0.2778	-3.45*	-0.2868	-3.63*	-0.2768	-3.45*
<i>töötu</i>	0.4396	3.30*	0.4223	3.24*	0.4554	3.45*
<i>spetsialist_t</i>	0.0204	0.22	-0.1022	-1.11	0.0899	0.89
<i>era_t</i>	0.1138	1.46	0.1452	1.97*	0.0855	1.10
<i>I_t</i>	-0.0014	-0.01	0.0241	0.22	-0.0186	-0.16
<i>II_t</i>	0.1607	1.89	0.1414	1.77	0.1884	2.20*
<i>noor</i>	0.1471	1.82	0.1104	1.39	0.1465	1.82
<i>kõrgharidus</i>	-0.1774	-1.45	-0.1424	-1.18	-0.1935	-1.56
<i>mitte-eestlane</i>	-0.1017	-1.13	-0.0727	-0.83	-0.1008	-1.12
<i>naine</i>	-0.3471	-4.02*	-0.2764	-3.17*	-0.3463	-4.05*
<i>abielus</i>	0.0251	0.29	-0.0904	-1.06	0.0584	0.66
<i>sõltuv</i>	0.0840	0.96	0.1191	1.45	0.0573	0.66
$\alpha_0^{\bar{R}} - \alpha_0^R$	-0.0526	-1.25	-0.0235	-0.57	-0.0476	-1.13
	$\chi^2(13) = 65.9^*$					

Märkused:

Tabelis on toodud asümptootilised t -väärtused.

* - oluline 95% usaldusnivool.

 $\alpha_0^{\bar{R}} - \alpha_0^R$ tuleneb seosest (15).

Kolimisotsuse hindamine (seos (19)) annab üldiselt vähe olulisi tulemusi (tabel 9). Siinkohal tuleks märkida, et seleksioonimudelite pikk ja lühike vorm *ei erine kolimisotsuse vektoris Z_i sisalduvate muutujate poolest*, vahe on ainult palka kirjeldavates vektorites K_i . Kaheosalise mudeli korral, kus kolimisotsust ja palka hinnatakse sõltumatult, ei mõjuta palga võrrandis sisalduvad muutujad mingil moel kolimisotsust.

Ainsad muutujad, mis on olulised kõigi kolme mudeli korral on *vallandatud*, *töötu* ja *naine*. Vallandatud ja koondatud töötajad kolivad vähem, töötud rohkem. Tõenäoliselt on vallandatute seas ülekaalus väheaktiivsed töötajad, töötud on (juba definitsiooni põhjal) aktiivsed töö otsijad, tööd otsitakse ka väljaspool koduregiooni. Näib, et suurele osale Eesti töötutest ei ole töötusega kaasnev majanduslik kitsikus kolimisele takistuseks. Naised on vähem liikuvad, see tulemus on tavaline.

Noored kolivad rohkem, kuid tulemus ei ole statistiliselt oluline.

Kõrgharidusega töötajad on vähem mobiilsed. Kumbki mudel ei anna statistiliselt olulist tulemust, kuid tabel 5 vihjab, et põhjuseks on haritud inimeste vähene väljaliikumine Tallinnast.

Perekonda kirjeldavad muutujad ei mõjuta oluliselt kolimistõenäosust.

Üllatav, et palgavahe mõju kirjeldav koefitsient, $\alpha_0^{\bar{R}} - \alpha_0^R$, on negatiivne (kuigi mitte oluline). See liige kirjeldab regionaalse palgataseme mõju kolimistõenäosusele, seda kuidas uue regiooni kõrgem või madalam palgatase mõjutab kolimisotsust (vt. seos (15)). Negatiivne väärtus tähendab, et oodatav palgatõus pidurdab kolimist. Tõenäoliselt tuleb siin kordajat mõista mitte palgatasemete, vaid üldiste regionaalsete efektide vahena nagu selgitatud seose (15) järel.

4.3 Mudelite võrdlus

Üldiselt andsid mudelid kooskõlalisi ja realistlikke tulemusi. Ainus mitteusutav tulemus oli positiivne ϱ_S esimese palga selektsioonimudeli pika vormi korral. Positiivse ϱ_S tõlgendus – inimestel, kellele pakutakse nende praeguses töökohas (praeguses piirkonnas) suurt palka, on keskmisest suurem kolimistulu – ei ole usutav, ja muudab kõik töös kasutatud selektsioonimudelid küsitavaks. Kuivõrd nad samal ajal annavad stabiilseid tulemusi, mis klappivad ka kaheosalise mudeli tulemustega, siis on tõenäoline, et saadud esimese palga mudeli parameetrid on siiski enam-vähem usaldusväärsed. Oletust kinnitab ka algväärtuste leidmise tarvis kasutatud Heckmani kahesammuline meetod, millega saadud parameetrite hinnangud (ei ole töös esitatud) üldiselt sarnanesid suurima tõepära meetodil leitutele (korrelatsiooni parameetrid olid oluliselt erinevad, mudeli pika vormi korral $\varrho_S = -0,74$ ja $\varrho_M = -0,67$, lühikese vormi korral $\varrho_S < -1^6$ ja $\varrho_M = -0,84$).

Halvem on olukord kolimisotsuse juures, kus on ainult kolm stabiilselt statistiliselt

⁶Heckmani kahesammulise meetodiga leitud korrelatsiooni hinnang ei pruugi olla vahemikus $[-1; 1]$ (Greene, 2000, lk. 932).

olulist kordajat. Halb kolimisotsuse kirjeldustase on ka tõenäoliselt põhjus, miks paigale jääjate korrelatsioonikordaja mudeli eri variantides märki muudab. Selektioonimudel on efektiivne ainult juhul, kui migratsiooni otsust õnnestub hästi modelleerida niisuguste muutujate abil, mis palka ei seleta. See tingimus ei ole preagu ilmselt täidetud.

Palga kasvu ja esimese palga mudelid annavad üldiselt sarnaseid tulemusi. Mõlemad mudelid näitavad, et riigi- ja erasektori palgad on ligikaudu võrdsed, ja et palgad tööstuses on 20–25% kõrgemad kui põllumajanduses ja teeninduses. Kolimise korral näitab esimese palga mudel märgatavalt suuremat palga lisa kui palga kasvu mudel (vastavalt 13 ja 20%). Tõenäoliselt on siin tegu mittevaadeldavate isikutunnustega: kolima kalduvad inimesed kelle palgad on niigi keskmisest suuremad. Seda kinnitab ka tabel 5. Niisuguse asja peaks võtma arvesse kolimisotsuse seos (15), kuid kuna tolle kirjeldustase on madal, siis võib suur osa vahest jääda arvestamata.

Oluliselt erinev on tulemus töötute kohta – töötute palga kasv ei erine oluliselt teistest, kuid esimene palk on 15% madalam. Siit võib järeldada, et töötute eelmine palk on samuti olnud vastavalt madalam, seega töötud on niisuguste erialade või regioonide esindajad, kus palgad on madalamad ja töötus suurem.

Spetsialistide puhul on tulemus mõneti sarnane – spetsialistiks saamisega kaasneb palgatõus 10%, spetsialistide esimene palk on aga 25% suurem, kui teistel. Siin on tõenäoline seletus ametikohta kirjeldavates tunnustes, mida mudelisse pole lisatud. Kui spetsialistiks saavad eeskätt paremad töötajad, on nende palk juba varem suhteliselt kõrge ja palga kasv seega suhteliselt väiksem kui keskmine spetsialisti - mittespetsialisti palkade vahe.

Tulemuste erinevus kõrghariduse kohta esimese palga mudeli pikas ja lühikese vormis on arvatavasti seotud asjaoluga, et haridus korreleerub ameti ja tööstusharuga, suurustega mis on lühikeses vormis välja jäetud.

Kolimistulu on mudelite lühikese vormi korral veidi suurem. See näitab, et osa palga võidust kolimisel saadakse tööpoolest tänu erialade ja ametite vahetusele. Asjaolu,

et vahe on väike (vigade piires on eri vormide tulud samad) näitab, et inimeste liikumine mudelisse lisatud tööstusharude ja ametite vahel seletab väga väikese osa kogu palga kasvust.

4.4 Kolimisega seotud palgakasv

Analüüs toetab hüpoteesi, et kolimisega kaasneb kohene palgakasv. Tulemust tuleb tõlgendada kui asjaolu, et kolijad leiavad omale kõrgema palgaga töö, võrreldes inimestega kes vahetavad töökohta aga ei koli. Niisugune tulemus toetab Tammaru ja Sjöberg (1999) tulemust, mille kohaselt tööga seotud kolimise korral domineerivad tõmbefaktorid. Tulemus räägib vastu Tunali (2000) tööle, kus on erinevaid endogeenseid mudeleid kasutades saadud negatiivne palgaefekt (autor kasutab liituvat nihke meetodit).

Ehkki mudel ei ütle otseselt põhjuslikkuse suunda, võib tõenäolise seletuse saada otsimismudelite raamistikus: töötajad saavad pidevalt erinevaid tööpakkumisi nii kodu- kui ka kaugemas piirkonnas. Kui pakkumine (palk) on piisavalt palju parem kui praegune töö, siis töökohta vahetatakse. Kuna teise regiooni tööle minek on kulukas, siis peab vastav pakkumine olema märgatavalt kõrgema palgaga. Siinkohal tuleb rõhutada, et seletuse järgi *leitakse enne töö ja alles siis kolitakse*. Kui töötaja koliks enne, kui ta on leidnud uue töö, oleks raske seletada, kuidas suudaks ta leida parema palgaga pakkumise kui kohalikud elanikud.

Eestlaste võimalik mõtteviis – enne otsi töö ja siis koli – annab ka ühe majanduspoliitilise vahendi tööjõu liikuvuse suurendamiseks. Näib, et inimesed on valmis tööpaika vahetama alles siis, kui nad on leidnud sobiva töö mujal. Samas on kaugel töö otsimine kindlasti vähem tõhus kui kohapeal ja nii minnakse mujale tööle suhteliselt harva. Kui tööturuamet suudaks pakkuda teavet töövõimaluste kohta ka teistes regioonides, siis võiks sobiva töö leidmine olla lihtsam. Paraku on siin kaks takistust – esiteks on tööturuamet siiani peamiselt lihttööde vahendaja, ja teiseks on kaugele tööle minek sageli seotud ka elukoha vahetusega. Sel juhul läheb inimene teise regiooni tööle alles siis, kui ta on leidnud nii sobiva töö- kui elukoha. Kuna

eluasemete hinnad ja üürid on regiooniti väga erinevad, siis on neil, kel omal Tallinnas korterit ei ole, võimalik sinna elama minna ainult piisavalt tasuva töö korral. Sel juhul jääb teise regiooni tööpakkumiste vahendamise mõju küsitavaks. Kõrged üürid kinnisvaraturul on ka üheks tõenäolisemaks suurte kolimiskulude põhjuseks.

Kuidas võib mõjutada tulemust asjaolu, et palga kasvu mudelis ei ole arvestatud eelmise töö otsimise viisi? Kui eelmine töö on saadud niisugusel viisil, millega kaasneb madalam palk (vallandamine ja töötus) ja uus töö mitte, siis on uuele tööle minnes palgavahe tõenäoliselt keskmisest suurem. Kui need inimesed on ka suuremad kolijad, siis nihutaks see *kolis*-kordajat suuremaks. Sel juhul peaks kolijate eelmine palk olema keskmisest väiksem. Tabeli 5 järgi ei tundu niisugune võimalus usutav. Kui inimesed, kes enne eelmisele tööle asumist olid vallandatud või töötud, oleksid keskmisest väiksemad kolijad, siis peaks vähema kolimisega kaasnema suurem palgatõus ja seega peaks *kolis*-kordaja olema nihutatud väiksemaks. Sel juhul peaks kolijate keskmine palk olema keskmisest suurem, nagu tabel 5 ka osutab. Samas kolivad vallandatud töötajad keskmisest vähem ja töötud keskmisest rohkem, nii et vea võimalikku märki ei ole ilma täiendava analüüsita võimalik määrata.

4.5 Kolimisotsus

Käesolevas töös on kolimisotsuse mudeli kirjeldustase suhteliselt halb, teistes töödes on migratsiooni õnnestunud paremini kirjeldada. Nakosteen ja Zimmer (1980) on isikutunnustele lisaks kasutanud piirkondlikke (USA osariikide) makromajanduslike näitajaid; on kasutatud informatsiooni varasema kolimise, tulu kohta ja toetuste kohta (Widersted, 1998b); samuti rikkalikult elukutset kirjeldavaid muutujaid (Tunali, 2000).

Sjöberg ja Tammaru (1999) on kolijaid/jääjaid võrreldes saanud märgatavalt rohkem olulisi tunnuseid. Nemad on aga uurinud elukoha kolimist, ja mitte probit mudeliga, vaid lihtsalt protsente kõrvutades. Vanus, perekonnaseis ja haridus on nende töös detailsemalt esitatud (näiteks leidsid nad, et kõige tugevamini seostus kolimisega kesk-eriharidus), eluaseme tüüpi ja sissetulekut ei saa ETU 1995 andmete põhjal

tagasivaateliselt kasutada. Nende valim hõlmas kaheksa aastase vahemiku käesoleva töö 2,5 aasta vastu, kuid sisaldas ainult 1001 küsitletavat.

Preaguses töös on üllatav vanuse vähene seos kolimisotsusega. Sjöberg ja Tammaru (1999) järgi on vanusegruppides 15–34 aastat kolijate osa (töös uuritakse küll elukohta kolimist) tugevasti üle esindatud, ka Nakosteen ja Zimmer (1980) ja Widerstedt (1998c) andmetel on vanus oluline. Vanuse vähese seose kolimisega on saanud Tunali (2000), Ommeren *et al.* (1999) järgi kasvab kolimistõenäosus 40-te eluaastateni.

Teine ootamatu tulemus on seotud palgakasvu negatiivse mõjuga kolimistõenäosusele ($\alpha_0^{\bar{R}} - \alpha_0^R$ kordaja on negatiivne). Tõenäoliselt on erinevus teistes regionaalsetest näitajates (nagu elamiskulud, hea elukeskkond ning teenindusvõrgu ja infrastruktuuri olemasolu) piisavalt suur, et varjutada (eeldatavasti positiivne) palgataseme mõju. Põhimõtteliselt on lihtne arvestada regionaalseid elamiskulusid, paraku ei ole neid siamaani Eestis avaldatud. Kõige suurem erinevus piirkondlikes kuludes on arvatavasti korterihindades. Võimalik on ka, et probleemiks on esimese palga ja pikaajalise tulu seos (11), mis võib olla keerukam ja sõltuda isikutunnustest. Siin oleks vaja kasutada andmebaasis olevat palgainformatsiooni paremini, kuid too muudab ka meetodi keerukamaks.

4.6 Muud tulemused

Mitte-eestlaste väiksem palgatõus ja väiksem esimene palk ei ole üllatav. Sama de andmete põhjal on sarnase tulemuse saanud Kroncke (1999). Tema töös (mis on suunatud rahvusliku palgadiskrimineerimise arengu uurimisele Eestis) leitakse, et kui 1989. a. olid eestlaste-muulaste palgad enam-vähem võrdsed, siis 1995. aastaks oli tekkinud vahe eestlaste kasuks. Seega pidid eestlaste palgad üleminekuaastatel kiiremini kasvama ja see võib kajastuda nii eestlaste suuremas palga kasvus töökoha vahetamisel, kui ka suuremas esimeses palgas. Praeguse uurimuse põhjal ei saa välistada ka võimalust, et põhjuseks on mitte-eestlaste teistsugune töökoha vahetuse motiiv. Sama kehtib ka naiste madala esimese palga kohta.

Staaži ja palga kasvu ootuspärane seos oleks vastupidine. Eeldatavasti on suurema staažiga töötajatel suuremad ettevõttega seotud tööoskused, millega kaasneks ka kõrgem palk. Uude ettevõttesse tööle asudes nood oskused enam ei maksaks ja palk oleks suhteliselt madalam⁷. Seega on võimalik et üleminekuaja Eestis ei väärtustatud oluliselt ettevõtte-spetsiifilist töökogemust.

Sellesuunalise tulemuse on rootsi andmete põhjal saanud Widersted (1998a), kes leidis, et töökogemus on ettevõtete vahel kergesti üle kantav. Noorkõiv *et al.* (1998) on ETU 1995 andetele tuginedes leidnud et üleminekuage on soosinud mõõduka üldise töökogemusega (*experience*) töötajaid. Alates 30 aastasest kogemusest on suhteline palk langenud. Autorid põhjendavad seda nii, et on kasvanud nõudmine väiksema kogemusega, noorema, tööjõu järele. Nende andmetel on kogu üleminekuaja tööstaaži kasvuga kaasnenud mõõdukas palga tõus. Käesolev töö ei kinnita mõtet kasvanud nõudlusest noorema tööjõu järele (noorte palga kasv ei erine vanemate töötajate palga kasvust), samas ei räägi tulemus suurest töölt-tööle liikumisega kaasnevast palgatõusust vastu Noorkõivu *et al.* (1998) tulemusele staažiga mõõdukalt kasvavast palgast.

Tulemust on võimalik ka teistmoodi seletada. Esiteks on võimalik et tegemist on üleminekuaja omapäraga, mil liikumine tööjõuturul oli küllalt suur ja staaži näitajad lühikesed. Võimalik, et kiire palgainflatsiooni ajal jäi palga kasv olemasolevatel töökohtadel alla loodavate uute töökohtade palgale, seega oli töökoha vahetajatel lihtne leida endisest paremini tasustatud töökohti. Mida kauem on töötaja olnud oma endisel töökojal, seda rohkem on sealne palk jäänud maha üldisest tasemest ja seda suurem on palga võit töökoha vahetusel. Niisugune mõttekäik seletab staaži negatiivse mõju palga kasvule, selline palgapoliitika tundub aga ettevõtete seisukohast ebaratsionaalne.

Teiseks on võimalik, et töökohta vahetavad eeskätt inimesed kes halvasti tööga so-

⁷Staaži seost kõrgema palgaga võib tõlgendada ka teistmoodi. Näiteks võib ettevõtte töötajate palka aja jooksul tõsta, et tagada väiksem tööjõu voolavus. Empiiriline seos staaži ja palga vahel võib olla seotud hoopis asjaoluga, et kiiremini vahetavad tööandjat inimesed, kellele antud töö ei sobi ja kelle palk on selle tõttu ka madalam.

bivad (*bad matches*). Selliste töötajate viimane palk oleks suhteliselt madalam ja seega palga kasv uude töökohta asudes suhteliselt suurem. Mõtet on kinnitanud Widersted (1998b), kelle järgi (rootsi andmetel) töö vahetamise otsust ja palga suurust mõjutavate mittevaadeldavate tunnuste vahel on negatiivne korrelatsioon, ehk siis töökohta kalduvad vahetama keskmisest väiksema palgaga inimesed. Sellisel juhul peaks vallandatute seas olema paremini sobivad töötajad (kuna halvasti sobivad töötajad lahkuvad ise), kelle lahkumise eelne palk on suurem ja palgakasv seega väiksem. Tabeli 6 järgi ei saa niisugust võimalust välistada, kuid kuna vallandatute viimane palk on väiksem kui vabatahtlikult lahkunute (logaritm suhtelisest palgast vastavalt -0,38 ja -0,35, arvutusi ei ole käesolevas töös näidatud) siis see mõte kinnitust ei leia. Lisaks on tabeli 7 järgi vallandatute esimene palk märkimisväärselt madalam, mis ei toeta mõtet, et vabatahtlik töölt lahkumine oleks tööandjale signaal halvast sobivusest. Usutavam tundub võimalus, et vabatahtlikud töökoha vahetajad on pigem head töötajad, kes töölt-töole liikudes omale sobivamat ja parema palgaga kohta otsivad. Widersted (1998a) järgi on töökoha vahetajate tulu inimkapitalilt suurem, mis vihjab nende suuremale võimekusele.

Kolmandaks on võimalik, et kõrgem palgatõus kõrgema staaži korral on seotud kõrgemate liikumiskuludega. Kuna töökoha vahetamine on kulukas, võetakse see ette eeskätt piisavalt hea uue töö leidmise korral. Inimesed, kelle jaoks liikumiskulud on suuremad, püsivad kauem ühel töökohal ja nende jaoks vajalik palk uuel töökohal on samuti kõrgem. Ka nii tekib positiivne seos staaži ja palga kasvu vahel.

Eksogeenne töö vahetamise otsus, mis eelneb kolimisotsusele võib olla õige vallandatud ja koondatud töötajate puhul. Vabatahtliku töö vahetuse korral on vahetuse otsus põhimõtteliselt sõltuv töötaja tahtest, enamasti seoses uue parema tööpakkumisega. Paremad pakkumised kajastuvad suuremas palgas vabatahtliku töö vahetuse puhul. Seega vallandatud töötajate väiksemat uut palka tuleb tõenäoliselt tõlgendada mitte kui „vallandamistrahvi”, vaid kui asjaolu, et vabatahtlik töö vahetus tulenebki suuremast palgapakkumisest. Kuna kolimise kulu mõjutab töötajaid ühte moodi, sõltumata sellest, kas lahkuti töölt sunniviisil või vabatahtlikult, ei

tohiks töö vahetamise endogeensus muutuja *kolis*-kordajat mõjutada. Küll on võimalik, et on vahe, kas otsida uut tööd tööl olles või töötuna, olles „sees” või „väljas”. Kuid ikkagi peaks kolimiskulude mõju olema mõlemal juhul ühesugune, kolimiseks vajalik palgapreemia ei sõltu töö otsimise edukusest, vähemasti niisuguses mudelis nagu (12).

Regionaalse palga vahe ja kolimise seost ei õnnestunud käesolevas töös selgitada. Tulemus, et võrdlusgrupil on kõrgema palgaga Tallinnasse kolimine vähem tõenäoline kui vastupidi liikumine, on ilmselt seotud muude asjaoludega ja seda ei või mingil juhul tõlgendada kõrgema palga kolimist takistava faktorina. Siin oleks vaja vaadelda rohkem regioone koos vastavate erinevate palgatasemetega, vaadelda eraldi töökohta ja elukohta, või siis erinevate isikutunnustega kolijaid. Näiteks võib tulemus ainult kõrgharidusega inimesi vaadeldes olla teistsugune. Kahjuks on praegune valim liiga väike, et kindlate tunnustega inimesi välja eraldada.

Üks võimalik palgapoliitikaga seostuv hüpotees on järgmine: kui oletada, et eestlased on kolimisel huvitatud eeskätt lühiajalisest tulust (ajalise planeerimise horisont on lühike), siis peaks see seostuma kiire palgakasvuga kolimise järel. Niisugust mõtet käesolev töö toetab. Sel juhul peaks olema võimalik soovitud piirkonda tööjõudu tuua suhteliselt lühiajaliste palga- või maksusoodustustega. Tõenäoline on, et soodustuste lõppedes kolitakse niisugusel juhul vanasse piirkonda tagasi. Samas tundub usutavam, et kohene palgatõus ei ole mitte lühikese planeerimishorisondi vaid kõrgete kolimiskulude tulemus. Igatahes on see üks hüpotees, mis väärrib edasist analüüsi.

Võimalik ühinemine EL-ga peaks kaasa tooma suurema tööjõu liikumise üle Eesti piiride. Kui seostada kolijate kohest palgavõitu suurte kolimiskuludega, siis on usutav arvata, et Eestist võõrasse keelelisse ja kultuurilisse keskkonda lahkumiseks on vajalik palju suurem palgatõus. Käesolev töö viitab, et „Euroopasse õnne otsima” minejate osa ei ole eriti suur.

Lühikese planeerimishorisondi hüpotees viitab võimalusele, et välismaal hakatakse

käima lühiajalistel töödel. Kaudselt vihjab sellele ka välismaa tööde osakaal kasutatud valimis (82 juhtu ehk u. 1,2%) kõigist töödest, see on võrreldav Eesti väiksemate maakondadega (kõige väiksem maakond, Hiiumaa, hõlmas 1998. aastal 0,8% eesti tööjõust, järgnevad Lääne- ja Põlvamaa hõlmasid 2,1%). Välismaal töötajaid ei ole praeguses töös eraldi vaadeldud.

4.7 Võimalikud töö edasiarendamise suunad

Töö kõige suuremaks puuduseks on praegu asjaolu, et ei arvestata töötajate töökohta vahetamise otsust sõltuvalt saadavatest palgapakkumistest. Peamise edasiarendusena näen otsimismudelil põhinevat teoreetilist tööd, kus eeldatakse, et inimesed saavad pidevalt tööpakkumisi nii kodu- kui kaugemast regioonist, ja et töökohta vahetatakse juhul, kui oodatav tulu ületab vahetuse või kolimisega seotud kulu. Esimese palga ja pikaajalise tulu seos nõuaks eraldi nii teoreetilist kui empiirilist uurimist, tulemus võiks olla huvitav mitte ainult kolimise vaid üldisemalt staaži ja palga seoste seisukohast.

Lihtne tehniline arendus on regiooniti erineva kolimiskulu (õieti tolle vealiikme) lubamine. See lubaks loobuda eeldusest (18), et jääkliikmete dispersioonid on eri regioonides samad, nii kolijatel kui jääjatel. Tulemuseks oleks aga kahe selektsioonivõrrandiga mudel, mida on keerukam programmeerida ja tõlgendada ning mis sisaldab rohkem tarbetuid korrelatsiooni- ja dispersiooniparameetreid.

Teine võimalus oleks lubada regioonispetsiifilisel efektil (liige α_0^R seoses (15)) sõltuda isikutunnustest. Ideed toetab tabeli 5 tulemus, mille kohaselt kõrgharidusega inimeste osakaal on eri suunas kolimise korral erinev. Ka Tammaru ja Sjöberg (1999) on leidnud, et Tallinnasse ja Tallinnast välja kolimisel on valitsevad erinevad motiivid. Analooilise tulemuse võiks saada ka siis, kui lubada kolimiskulul sõltuda isikutunnustest. Paraku on praegune valim väga väike ega võimalda kirjeldada eraldi kõrgharidusega inimeste kolimist.

Ka suurema hulga regioonide vaatamine muudaks selektsioonimudelit märgatavalt

keerulisemaks. Küll oleks niisugune analüüs võimalik palga kasvu või kaheosalise mudeli abil.

Kindlasti oleks vaja otsida teisi muutujaid, mis paremini kirjeldaksid kolimise tõenäosust.

KOKKUVÕTE

Töö eesmärk on selgitada, kas kolijate palk tõuseb kohe kolimise järel. Selleks on võrreldud kolijate vahetatut palgatõusu (s.o. esimest palka uuel töökohal) niisuguste töökoha vahetajate palgatõusuga, kes ei kolisid.

Majandusteaduses on tavaks vaadelda kolimist kui investeeringut elukohta. Kolimise kui investeeringuga kaasnevad kohesed kulud nagu otsene kolimiskulu, eelmise töö kaotamise alternatiivkulu ja kulud, mis on seotud uues keskkonnas kohanemise ja ümberõppimisega. Varasemad empiirilised tööd on niisugust vaadet üldiselt kinnitanud, kuid sealjuures on mitmeid vastuolusid ja palju ebaselgust.

Praegune töö põhineb 1995. aasta Eesti Tööjõu Uuringu andmetel, kus on olemas informatsioon töökohtade esimese ja viimase palga ning elu- ja töökohtade kohta, seega ei ole erinevalt teistest sarnastest töödest vaja kasutada palga- ja kolimise lähendusi. Kasutatakse andmeid 1992. teisest poolaastast 1995. aasta alguseni. Sina ajavahemikku jäävad kõige olulisemad majandusreformid Eestis, konverteeritava raha kasutuselevõtt ja põhiline osa erastamisest. Selle perioodi reformide käigus kaotasid üldiselt põllumajandusest ja rasketööstusest sõltuvad piirkonnad ning võitsid suuremad linnad.

Töös käsitleti töökoha-, mitte elukohavahetust. Kasutatud valim sisaldas 2384 tööltööle üleminekut, kahe järjestikuse töökoha vahel lubati kuni kolmekuulist töötuse perioodi. Eelmiselt töölt lahkumise põhjuseid vaadeldi kui vabatahtlikke (peamiselt seotud parema töö saamisega) ja mitte-vabatahtlikke (seotud vallandamise ja koondamisega). Vaadeldi kahte piirkonda – Tallinn (T) ja ülejäänud Eesti (E), ja ainult nende kahe piirkonna vahelist rännet.

Oletatati, et inimesed võrdlevad oodatavat pika-ajalist sissetulekut kohapeal ja kau-

gemal. Kuna kolimine on kulukas, otsustatavad inimesed kaugema töö kasuks ainult juhul kui sealne palk on piisavalt suur. Niiviisi valivad kolijad välja keskmisest parema palgaga tööd, s.t. kolimisega seotud palga kasv tekib tänu selektsioonile. Inimesed lihtsalt ei kolinud, kui uues piirkonnas pakutav palk on liiga madal.

Töös konstrueeriti kaks mudelit, mis mõlemad vaatlevad palga logaritmi lineaarse funktsioonina individuaalsetest ning tööd ja regiooni kirjeldavatest muutujatest. Lihtsam mudel on palga kasvu mudel, mis kirjeldab palga muutumist töökoha vahetamise korral ja vaatleb kolimist kui liituvat nihet. Mudelit hinnati OLS-ga.

Teine mudel kirjeldab esimest palka vahetult töökoha vahetuse järel. Oletatati, et inimene võrdleb oma võimalikku palkapaigale jäämise ja kolimise korral. Mudel hinnati simultaanselt suurima tõepära meetodil.

Mõlemat tüüpi mudeleid hinnati kahes vormis – pikas ja lühikeses. Pikk kuju sisaldab muutujaid, mis kirjeldavad elukutset ja ametit, lühikeses kujus neid ei ole. Nii saab elukutse ja ameti vahetust käsitleda endogeensena, osana kõrgema palga poole liikumisest töö vahetamise käigus.

Töö tulemused kinnitasid üldiselt mõtet, et kolijad saavad osa palgavõidust kätte kohe, esimese palgaga uuel töökohal. Keskmiselt oli palgatõus kolijatel palga kasvu mudelis, nii pika kui lühikese kuju puhul, umbes 13% (oluline 10% tasemel) kõrgem kui mittekolijatel (tegemist on kolijate palgavõiduga mittekolijate suhtes, mitte uue ja vana palga vahega). Kõik esimese palga mudelid, nii pikal kui lühikesel kujul, andsid mõneti suurema väärtuse, umbes 20% (oluline 1% tasemel). Üldiselt ei olnud erinevate mudelite tulemustel suurt vahet, vaid esimese palga mudeli pika vormi korral on selektsiooniparameetri väärtus ebarealistlik. See on tõenäoliselt seotud asjaoluga, et katse kirjeldada kolimisotsust sõltuvana regiooni- ja isikutunnustest ei andnud head kirjeldustaset. Kolijate palgavõidu hinnang oli mudelite pika ja lühikese vormi korral sarnane, mis näitab, et mudelisse lülitatud erialade ja ametite vahetamine ei ole peamine palga kasvu allikas.

Enamik teisi tulemusi olid tavapärased: naiste ja vähemusrahvuste esimene palk oli

väiksem kui meestel ja põhirahvuse esindajatel, palgad tööstussektoris oli kõrgemad kui palgad põllumajandus- ja teenindussektoris, spetsialistid ja kõrgharidusega inimesed teenisid rohkem, vallandatud ja töötud vähem. Üllatav tulemus oli seotud tööstaažiga – praegune analüüs näitas, et palga kasv töökoha vahetusel on suurem, kui staaž on pikem. Seega uus palk võrreldes vana palgaga suureneb, kui vanal töökohal on töötatud kauem. Seega ei kinnitanud käesolev analüüs teooriat töökoha spetsiifilisest inimkapitalist ja tolle väärtustamisest läbi kõrgema palga.

Töö peamine tulemus – vahetu palga kasv kolimisel ületab kasvu töökoha vahetamisel suurusjärgus 15% – näitab, et töötajad ei ole valmis kolima, ilma et nad oleksid eelnevalt leidnud sobiva töö. Vastasel juhul oleks raske mõista, kuidas kolijad suutsid uues keskkonnas leida parema palgapakkumise kui kohalikud elanikud. Siinjuures on kaks võimalikku seletust: esiteks, et kolimiskulud on suhteliselt kõrged ja teiseks, et ajalise planeerimise horisont on suhteliselt lühike. Mõlemal juhul on usutav, et osa loodetud tulust saadakse kätte kohe peale kolimist. Mõlemad hüpoteesid annavad mõtteid, kuidas majanduspoliitiliste vahenditega rännet mõjutada. Esiteks tuleks võimaldada töötsijatele rohkem teavet töö- ja eluvõimaluste kohta ka kaugemates piirkondades; ja teiseks peaks lühikese planeerimishorisondi korral olema võimalik mõjutada kolimist soovitud piirkonda lühiajaliste palga- või maksusoodustustega. Viimasel juhul on võimalik, et poliitika mõju ei kesta kaua.

Edasises töös peaks põhjalikult modelleerima nii kolimist kui töö vahetuse otsust. Vaja on teoreetilist uurida pikemaajalist tulu ja esimese palga seoseid.

KASUTATUD KIRJANDUS

Amemiya T., *Advanced Econometrics*, Oxford: Basil Blackwell, 1985, 521 p.

Bartel A.P., The Migration Decision: What Role Does Job Mobility Play?, *American Economic Review*, 1979, 65(5), pp. 775–586.

Bolton P., Rolang G., Distributional Conflicts, Factor Mobility, and Political Integration. *American Economic Review*, 1996, 86, pp. 105–110.

Borjas G.J., Bronars S.G., Trejo S.J., Assimilation and the Earnings of Young Internal Migrants, *The Review of Economics and Statistics*, 1992, 74(1), pp. 170–175.

Carrington W.J., Detragiache, E., Vishwanath, T., Migration with Endogenous Moving Costs, *American Economic Review*, 1996, 86, pp. 909–930.

Carter J.T., Urban productivity, urban unemployment, and labour market policies. *Regional Science and Urban Economics*, 1998, 28, pp. 329–344.

ETU 1995 – Eesti Töøjõu Uuring 1995. Metoodiline juhend, ESA, Tallinn-Viljandi, 1995.

Eamets R., Eesti tööturg ja tööpoliitika Euroopa Liitu integreerumisel. Euroopa Kolledži loengud, TÜ Euroopa Kolledž, Tartu, 2000, 41 lk.

Eamets R., Philips K., Eesti tööturu areng üleminekuperioodil. Tartu Ülikool, 1999, 96 lk.

Eamets R., Toomet O., Regional disparities and low labour mobility as the reasons of structural unemployment in Estonia, ettekanne konverentsil „Labour Mar-

- kets, Work and Welfare During the Transition and Integration Processes”, Vilnius, 10–14 IV, 2000.
- El-Gamal M.A.**, A dynamic migration model with uncertainty. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1994, 18, pp. 511–538.
- Fidrmuc J.**, Adjustment to Shocks via Inter-regional Labor Mobility: Evidence from the Czech and Slovak Republics. Ettekanne konverentsil „Labour Markets, Work and Welfare During the Transition and Integration Processes”, Vilnius, 10–14 IV, 2000.
- Greene W.H.**, *Econometric Analysis*. Fourth Edition, Prentice Hall, New Jersey, 2000, 1004 p.
- Harris J.R., Todaro M.P.**, Migration, Unemployment and Development: A Two-Sector Analysis. *American Economic Review*, 1970, 60, pp. 126–142.
- Heckman J.J.**, The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for Such Models, *Annals of Economic Social Measurement*, 1976, 5(4) pp. 475–492.
- Hu W.-Y.** Immigrant Earnings Assimilation: Estimates from Longitudinal Data. – *American Economic Review Papers and Proceedings*, 2000, 90(2), pp. 368–372.
- Huizinga H.**, Migration and income transfers in the presence of labour quality externalities, CentER and Departement of Economics, Tilburg University, 1994.
- Hummelgaard H., Baadsgaard M., Nielsen B.J.**, Arbejdsløshed og marginalisering i kommunene. AKF rapport. AKF forlaget, Kopenhaagen, 1998, 102s.
- Kroncke C., Smith K.**, The wage effects of ethnicity in Estonia, *Economics of Transition*, 1999, 7, pp. 179–199.
- Kulikov D.**, An analysis of structural unemployment in Estonia during the transition period of 1989–1994. in: Eamets, R. ed, *Estonian labour market and labour market policy*, Ministry of Social Affairs of Estonia, Viljandi-Tartu, 1994, 102 p.

- Leung S.F., Yu S.**, On the choice between sample selection and two-part models, *Journal of Econometrics*, 1996, 72, pp. 197–229.
- Marr W.L.**, The United Kingdom's International Migration in the Inter-war Period: Theoretical Considerations and Empirical Testing. *Population Studies*, 1977, 31(3), pp. 571–579.
- McCormick B.**, Regional unemployment and labour mobility in the UK, *European Economic Review*, 1997, 41, pp. 581–589.
- Nakosteen R.A., Zimmer M.**, Migration and Income: The Question of Self-Selection, *Southern Economic Journal*, 1980, 46, pp. 840–851.
- Neto F., Mullet E.** Decision-making as regards migration: Wage differential, job opportunity, and network effect. – *Acta Psychologica*, 1998, 98, pp. 57–66.
- Noorkõiv R., Orazem, P.F., Puur A., Vodopivec M.**, Employment and wage dynamics in Estonia, 1989–1995. *Economics of Transition*, 1998, 6(2), pp. 481–503.
- Ommeren J., Rietveld P., Nijkamp P.**, Job Moving, Residential Moving, and Commuting: A Search Perspective, *Journal of Urban Economics*, 1999, 46, pp. 230–253.
- Paas T., Eamets R.**, Eesti regionaalne tööturg ja tööpoliitika. Kogumikus: Kivilaid M., koostaja, Eesti regionaalarengu käsitlusi. Artiklite kogumik. Kesk-Eesti Statistikabüroo, Viljandi, 1999, 124 lk.
- Palk. Wages and Salaries. Statistikaamet, Tallinn, kvartaalsed kogumikud 1993–1995.
- Partridge M.D., Rickman D.S.**, Which comes first, jobs or people? An analysis of recent stylized facts., *Economic Letters*, 1999, 64, pp. 117–123.
- Philips K.**, Wage dynamics and labour mobility in Estonia. in: Eamets, R. ed, *Estonian labour market and labour market policy*, Ministry of Social Affairs of Estonia, Viljandi-Tartu, 1999, 102 lk.

- Philips K.**, Aspects of wages in Estonia during Transition Period. Tartu Ülikool, doktoritöö, 2001 (pooleli).
- Pissarides A.C., Wadsworth J.**, Unemployment and the Inter-Regional Mobility of labour, *The Economic Journal*, 1989, 99, pp. 739–755.
- Puhani P.A.**, The Heckman correction for sample selection and its critique. *Journal of Economic Surveys*, 2000, 14(1), pp. 53–68.
- Raagmaa G.**, Eesti regionaalne areng. Kogumikus: Kivilaid M., koostaja, Eesti regionaalarengu käsitlusi. Artiklite kogumik. Kesk-Eesti Statistikaamet, Viljandi, 1999, 124 lk.
- Razin A., Sadka E.**, Resisting Migration: Wage Rigidity and Income Distribution. *American Economic Review*, 1995, 85(2), pp. 312–316.
- Sjaastad L.A.**, The Costs and Returns of Human Migration, *The Journal of Political Economy*, 1962, 70, 5(2), pp. 80–93.
- Sjöberg Ö., Tammaru T.**, Transitional Statistics: Internal Migration and Urban Growth in Post-Soviet Estonia, *Europe-Asia Studies*, 1999, 51(5), pp. 821–842.
- Tammaru T., Sjöberg Ö.**, On the Move: Explaining Migration Patterns in Estonia During the Transition Period. *International Journal of Population Geography*, 1999, 5, pp. 241–260.
- Tepp L.**, Maarahvastiku arvu ja koosseisu muutumine majapidamisarvestuse andmetel. Kogumikus: Eesti Statistika 1 (1995), Statistikaamet, Tallinn, 1995.
- Toomet O.**, Töajõu liikuvus Eestis: Empiiriline Uuring. Kogumikus: Eesti Vabariigi majanduspoliitika tulemuslikkus ja Euroopa Liit, Mattimar OÜ, Tallinn, 2000b, 510 lk.
- Tunali I.**, Rationality of Migration. *International Economic Review*, 2000, 41(4), pp. 893–920.

- Võrk A., Habicht J.**, Labour market conditions and early retirement through disability benefits scheme in Estonia. Paper presented at the seminar „Labour Markets, Work and Welfare During the Transition and Integration Process”, Riia, 24–30 aprill, 2001.
- Widerstedt B.**, Multiple Job Change and Adverse Selection in the Swedish Labour Market. in: Widerstedt, B., Moving or Staying? Job Mobility as a Sorting Process, Umeå Economic Studies No. 464, Umeå University, 1998a.
- Widerstedt B.**, Job Mobility, Wage Growth and Match Quality in Sweden. in: Widerstedt, B., Moving or Staying? Job Mobility as a Sorting Process, Umeå Economic Studies No. 464, Umeå University, 1998b.
- Widerstedt B.**, Determinants of Long and Short Distance Migration in Sweden. in: Widerstedt, B., Moving or Staying? Job Mobility as a Sorting Process, Umeå Economic Studies, No. 464, Umeå University, 1998c.
- Wrobel R.**, Local Administration Reform in Estonia: Institutional Competition as Alternative. – Ulst E., Oks A., Nõmmik M. ja Wrobel R., koostajad: Municipal Enterprises, Local Government Management and Municipal Delivery System in Estonia. Final Report for the IMF Estonian Local Government Financial Assistance Program, 2001, pp. 32–51.
- Yankow J.J.**, The wage dynamics of internal migration within the United States. Eastern Economic Journal, 1999, 25(3), pp. 265–278.

1 Kirjanduses kasutatud mikroandmed

T a b e l 10

Erinevate autorite poolt kasutatud valimid

autor	valim	s.h. kolijaid	sugu
Bartel (1979)	?	?	M
Nakosteen ja Zimmer (1980)	9223	1078	M+N
Pissarides ja Wadsworth (1989) ¹	33956	380	M
Borjas <i>et al.</i> (1992)	5199	?	M+N
Neto ja Mullet (1998) ²	40	40	M+N
Widerstedt (1998c)	537	137	M
Ommeren <i>et al.</i> (1999)	372	?	M
Yankow (1999)	4305	850	M
Tunali (2000)	2429	580	M

Märkused:

? - suurus täpsustamata

¹autorid vaatlesid leibkondi ja leibkonnapäid.²autorid ei vaadelnud mitte tegelikku kolimist vaid tõenäosust, millega katsealused etteantud tingimustel koliksid.

2 Andmete selekteerimine

2.1 Töökoha vahetused

Töökoha vahetused pidid vastama järgmistele nõuetele:

1. Nii eelmiselt töökohalt lahkumine kui uuele asumine pidid jääma vahemikku VII 1992 – I 1995.
2. Nii vana kui uus töö olid Eestis. Välismaal töötamiseks loeti juhud, kui ETU andmebaasis Eesti tööpaiga kood $C05E = 0$.
3. Palgaandmed pidid olema usaldusväärsed. Arvesse võeti ainult palgad vahemikus 30...900 000 krooni kuus. Minimaalne arvesse läinud palk oli 35, maksimaalne 70 000 krooni kuus.

Sunniviisil töölt lahkumiseks loeti järgmised lahkumispõhjused:

- 1 Ettevõtte/asutuse likvideerimine
- 2 Ettevõtte/asutuse reorganiseerimine
- 3 Ettevõtte/asutuse pankrotistumine
- 4 Ettevõtte/asutuse erastamine
- 5 Vallandamine tööandja algatusel
- 6 Koondamine
- 7 Tähtajalise töölepingu lõppemine
- 8 Katseaja lõppemine
- 9 Ajateenistusse minek
- 10 Vabadusekaotus

Ülejäänud põhjused loeti vabatahtlikeks.

2.2 Isikutunnused

Üldiselt arvestatakse enamike isikutunnuste puhul vastavat tunnust 1989. aasta algul ja kõiki järgnevaid muutusi vastavalt töölt lahkumiseni välja. Erandiks on haridus ja ülalpeetavate arv perekonnas. Haridust 1989. aasta alguse seisuga pole märgitud, ülalpeetavate kohta on võimalik ainult arvestada, millised lapsed on vahepeal sündinud. Töötud pereliikmed ja laste võimalik majanduslik iseseisvus kajastuvad ainult küsitlusnädala kohta.

Haridustase tagasivaatelise perioodi alguses on andmebaasis puudu. Töös on 1989. aasta alguse haridustasemeks märgitud:

- Neile, kes polnud ühtegi kooli lõpetanud, märgiti algseks haridustasemeks küsitlusnädala (1995 I kvartal) haridustase.
- Neile, kes olid mõne kooli lõpetanud, märgiti algseks haridustasemeks kõige esimesele lõpetatud koolile vastav eelnev haridustase. S.o., kui isik oli lõpetanud keskkooli, siis oli ta eeldatavasti algharidusega, kui tehnikumi, siis keskharidusega jne.

Edasi on haridustaset muudetud kõrgemaks vastavalt lõpetatud koolidele.

Ülalpeetavate arvu juures arvestatakse lapsena kõiki, kes on sündinud peale 1979. aastat ja enne antud töölt lahkumist. Isikutel, kes on sündinud varem kui 1979 vaadeldakse tööturu seisundit. Ülalpeetavateks loetakse

- Töötud, kes on tööd otsinud vähemalt küsitluisiku antud töölt lahkumisest saadik.
- Pensionärid.
- Invaliidid.

- Õpilased.

Kuna perekonna informatsioon on andmebaasis ainult küsitlusnädala seisuga, ei ole võimalik kontrollida kas leibkonda on varem kuulunud veel ülalpeetavaid isikuid või on osad leibkonna liikmed olnud varem ülalpeetavad. Leibkonnaliikmete sissetuleku informatsioon on olemas küsitlusnädala kohta, puudub info nende üldise materiaalse kindlustatuse kohta. Samuti puudub teave leibkonnast lahus elavate ülalpeetavate (üliõpilased) kohta.

Andmebaasist sobivate tunnustega inimeste välja valimine ja tunnuste esialgne töötlemine programmeeriti REXX-keeles (<http://www2.hursley.ibm.com/rexx/>).

3 Ülevaade selektsioonimudelitest

Käesolev lisa tutvustab lühidalt selektsioonimudelite olemust ja kirjeldab kahte tüüpi selektsioonimudeleid. Siin ei ole antud täpseid tõestusi ja esitatud on ainult vastavate lahendusmeetodite põhiidee. Põhjalikult on mudeleid kirjeldanud Amemiya (1985, 10. osa) ja Greene (2000, 20. osa). Selektiioonimudelite nimetamisel on järgitud Amemiya (1985, lk. 384) tähistusviisi.

Selektiioonimudelid kirjeldavad asjaolu, et meile on paljudel juhtudel vaadeldav ainult osa meid huvitavatest suurustest. Selektiiooniefektidega on tegemist siis kui vaatlusobjekti sattumise tõenäosus valimisse, või ka ühte või teise valimiossa, korreleerub samade tunnustega nagu suurus, mida me mõõdame. Näiteks sõltub isikutunnustest palk, aga isikutunnustest sõltub ka asjaolu, kas inimene üldse palgatööd teeb.

Selektiiooniefektid on väga tavalised mikroandmete kasutamisel. Järgnev käsitlus põhineb Amemiya (1985, lk. 360–401) õpikul. *-ga on tähistatud mittevaadeldavad muutujaid, \mathbf{y} märgib sõltuvaid muutujaid ning \mathbf{x} sõltumatuid muutujaid.

3.1 Tavaline Tobiti mudel

Kõige lihtsamaks selektiioonimudeliks on tavaline Tobiti mudel. Mudelit on palju kasutatud majandusagentide tarbimis- ja tööpakkumise otsuste kirjeldamisel. Vaatleme näitena kalli kauba nõudluse sõltuvust isikutunnustest. Oletame, et inimesed kulutavad kaubale kindla osa sissetulekust. Valimis on sel juhul kahte tüüpi indiviide – osad ostavad kaupa, teised ei osta, sest kauba hind ületab sobiva sissetuleku osa. Matemaatiliselt võib mudeli avaldada nii:

$$(30) \quad y_i^* = \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta} + u_i$$

$$(31) \quad y_i = \begin{cases} y_i^* & \text{kui } y_i^* > 0 \\ 0 & \text{kui } y_i^* \leq 0. \end{cases}$$

Siin y_i^* on suurus, mis on tegeliku otsustusprotsessi aluseks, kuid mis üldjuhul ei ole vaadeldav. Kauba ostmise näite puhul oleks selleks *kui palju ületab soovitud kaubale kulutatav summa kauba hinda*. On selge, et kui kaubale soovitakse kulutada vähem kui kaup maksab, siis inimene kaup ei osta ja soovitud ostukogus jääb meil vaatlemata.

Kui meid huvitab nõutava koguse seos isikutunnustega (suurus β), siis ei või me loomulikult kasutada tavalist regressiooni y ja \mathbf{x} vahel. Juhtudel kui $y_i = 0$ ei ole tegelik ostetud kogus seotud isikutunnustega seose (30) järgi. Osutub, et me saame nihutatud hinnangud ka siis, kui me isikud, kes palka ei saa valimist välja jätame. Tõepoolest,

$$(32) \quad E[y_i | y_i > 0] = \mathbf{x}'_i \beta + E[u_i | y_i > 0] = \mathbf{x}'_i \beta + E[u_i | u_i > -\mathbf{x}'_i \beta].$$

Seega ei ole y_i oodatav väärtus enam $\mathbf{x}'_i \beta$. $E[u_i | u_i > -\mathbf{x}'_i \beta]$ väärtus sõltub u_i jaotusest. Kui $u_i \sim N(0, \sigma^2)$, siis (Greene, 2000, lk. 899)

$$(33) \quad E[u_i | u_i > -\mathbf{x}'_i \beta] = \sigma \lambda \left(\frac{\mathbf{x}'_i \beta}{\sigma} \right),$$

kus $\lambda(a) = \phi(a)/\Phi(a)$ ja ϕ ja Φ on normaaljaotuse tihedus- ja kumulatiivne jaotusfunktsioon. Samas on toodud ka avaldis $\text{Var}[u_i | u_i > -\mathbf{x}'_i \beta]$ tarvis.

Üheks võimalikuks mõjusaks hinnanguks eelnevale mudelile on lihtsalt probit mudel (eeldusel, et jääkliikmed on normaaljaotusega). Tõepoolest, kui tähistame

$$(34) \quad Y_i = \begin{cases} 0 & \text{kui } y_i^* \leq 0 \\ 1 & \text{kui } y_i^* > 0, \end{cases}$$

siis täidab Y_i kõiki probit-mudeli eeldusi. Probit hinnang ei ole aga efektiivne, isegi siis kui meil on võimalik y_i^* -i vaadelda, me neid väärtusi ei kasuta.

Heckman (1976) on esitanud tõhusama kahesammulise meetodi β tarvis mõjusate hinnangute leidmiseks. Selleks tuleb seos (30) kirjutada vaadeldavate y_i väärtuste jaoks seose (33) abil kujul

$$(35) \quad y_i = \mathbf{x}'_i \beta + \sigma \lambda(\mathbf{x}'_i \alpha) + \varepsilon_i,$$

Kus $\alpha = \beta/\sigma$. Nüüd $E\varepsilon_i = 0$. Meetodi esimese sammuna leitakse ülalkirjeldatud probit-meetodil esialgsed mõjusad hinnangud $\hat{\alpha}$. Seejärel leitakse

$$(36) \quad \hat{\lambda}_i = \lambda(\mathbf{x}'_i \hat{\alpha})$$

ja kasutatakse järgnevas regressioonis seletavate muutujatena nii \mathbf{x}_i -d kui ka $\hat{\lambda}_i$ -d. Meetod annab mõjusad, kuid mitte efektiivsed hinnangud.

Efektiivsed, mõjusad ja asümptootiliselt normaalsed hinnangud on võimalik saada suurima tõepära meetodil. Tõepära funktsioon on lihtne: kõik mittevaadeldavad juhud ($y_i = 0$) lisavad tõepärale komponendi $P(y_i^* \leq 0)$, kõik vaadeldavad juhud komponendi $f(y_i^*)$, kus f on y_i jaotusfunktsioon. Normaaljaotuse puhul seega

$$(37) \quad L = \prod_0 \Phi\left(-\frac{\mathbf{x}'_i \beta}{\sigma}\right) \prod_1 \frac{1}{\sigma} \phi\left(\frac{y_i - \mathbf{x}'_i \beta}{\sigma}\right).$$

Siin \prod_0 tähistab korrutist üle mittevaadeldavate juhtude ja \prod_1 üle vaadeldavate juhtude.

3.2 Tobit-5 mudel

Tobit-5 mudel (Amemiya, 1985, lk. 399) on ühe selektsioonivõrrandi ja kahe mõõdetava suuruse võrrandiga mudel. Tema üldkuju on niisugune:

$$(38) \quad y_{1i}^* = \mathbf{x}'_{1i} \beta_1 + u_{1i}$$

$$(39) \quad y_{2i}^* = \mathbf{x}'_{2i} \beta_2 + u_{2i}$$

$$(40) \quad y_{3i}^* = \mathbf{x}'_{3i} \beta_3 + u_{3i}$$

$$(41) \quad y_{2i} = \begin{cases} y_{2i}^* & \text{kui } y_{1i} > 0 \\ 0 & \text{kui } y_{1i} \leq 0 \end{cases}$$

$$(42) \quad y_{3i} = \begin{cases} 0 & \text{kui } y_{1i} > 0 \\ y_{3i}^* & \text{kui } y_{1i} \leq 0. \end{cases}$$

Vaadeldavateks muutujateks on seega y_{1i}^* märk ja vastavalt märgile kas y_{2i}^* või y_{3i}^* . Tobit-5 mudeli näiteks võib tuua kõrghariduse omandamisega seotud valikud: y_{1i}^*

oleks sel juhul näiteks ülikooli mineku lisakasulikkus võrreldes ülikooli mitte minekuga. y_{2i}^* on inimese saavutatav palk, kui inimene piirdub keskharidusega ja y_{3i}^* on palk juhul kui ta lõpetab ka ülikooli. Tegelikuses on keskhariduse palk vaadeldav ainult neil inimestel, kes ülikooli pole lõpetanud ja vastupidi.

Nüüd

$$(43) \quad E[y_{2i}] = \mathbf{x}'_{2i}\boldsymbol{\beta}_2 + E[u_{2i}|u_{1i} > -\mathbf{x}'_{1i}\boldsymbol{\beta}_1]$$

$$(44) \quad E[y_{3i}] = \mathbf{x}'_{3i}\boldsymbol{\beta}_3 + E[u_{3i}|u_{1i} < -\mathbf{x}'_{1i}\boldsymbol{\beta}_1],$$

kust on näha, et ainult vaadeldavate \mathbf{x}_{2i} ja \mathbf{x}_{3i} väärtuste kasutamine regressioonis annab üldjuhul nihutatud $\boldsymbol{\beta}_2$ ja $\boldsymbol{\beta}_3$ hinnangud. Kui oletada, et jääkliikmed on ühise kolmemõõtmelise normaaljaotusega:

$$(45) \quad \begin{pmatrix} u_{1i} \\ u_{2i} \\ u_{3i} \end{pmatrix} \sim N \left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & \varrho_2\sigma_2 & \varrho_3\sigma_3 \\ \varrho_2\sigma_2 & \sigma_2^2 & \sigma_{23} \\ \varrho_3\sigma_3 & \sigma_{23} & \sigma_3^2 \end{pmatrix} \right),$$

siis on võimalik näidata, et

$$(46) \quad E[u_{2i}|u_{1i} > -\mathbf{x}'_{1i}\boldsymbol{\beta}_1] = \varrho_2\sigma_2\lambda(\mathbf{x}'_{1i}\boldsymbol{\beta}_1)$$

$$(47) \quad E[u_{3i}|u_{1i} < -\mathbf{x}'_{1i}\boldsymbol{\beta}_1] = -\varrho_3\sigma_3\lambda(-\mathbf{x}'_{1i}\boldsymbol{\beta}_1)$$

Nüüd võib kirjutada analoogiliselt (35)-ga (Amemiya, 1985, lk. 386)

$$(48) \quad y_{2i} = \mathbf{x}'_{2i}\boldsymbol{\beta}_2 + \varrho_2\sigma_2\lambda(\mathbf{x}'_{1i}\boldsymbol{\beta}_1) + \varepsilon_{2i}$$

$$(49) \quad y_{3i} = \mathbf{x}'_{3i}\boldsymbol{\beta}_3 - \varrho_3\sigma_3\lambda(-\mathbf{x}'_{1i}\boldsymbol{\beta}_1) + \varepsilon_{3i},$$

kus ε_{2i} ja ε_{3i} ei korreleeru u_{1i} -ga.

Heckmani kahesammuline meetod mõjusate $\boldsymbol{\beta}_2$ ja $\boldsymbol{\beta}_3$ hinnangute leidmiseks on nüüd järgmine. Esiteks tuleb hinnata probitiga seost (38), mis annab meile $\hat{\boldsymbol{\beta}}_1$. Seejärel tuleb leida hinnangud

$$(50) \quad \hat{\lambda}_{2i} = \lambda(\mathbf{x}'_{1i}\hat{\boldsymbol{\beta}}_1)$$

$$(51) \quad \hat{\lambda}_{3i} = -\lambda(-\mathbf{x}'_{1i}\hat{\boldsymbol{\beta}}_1)$$

ning kasutada regressioonis lisaks muutujatele \mathbf{x}_{2i} ja \mathbf{x}_{3i} ka vastavalt $\hat{\lambda}_{2i}$ ja $\hat{\lambda}_{3i}$. Nüüd on β_2 ja β_3 hinnangud mõjusad. Erinevalt tavalisest tobit mudelist, on siin regressioonil saadavast $\hat{\lambda}$ kordajast vaja eraldada $\hat{\rho}$ ja $\hat{\sigma}$ (juhul kui soovitakse ka nende parameetrite hinnanguid). y_{2i} -le vastaval juhul on seda kirjeldanud Greene (2000, lk. 931), y_{3i} tarvis on mõttekäik üsna sarnane.

Mudeli tõepära funktsioonile lisavad kõik juhud, mil on vaadeldav y_{2i} komponendi $f_{2i}(y_{2i}|y_{1i} > 0)$ ja juhud, mil vaadeldav on y_{3i} komponendi $f_{3i}(y_{3i}|y_{1i} \leq 0)$. Siin f_{2i} ja f_{3i} on vastavalt y_{2i} ja y_{3i} jaotusfunktsioonid. Tõepära funktsioon on esitatatud üldkujul ja ka normaaljaotuse korral lisas 4 (tõsi, pisut muudetud tähistustega).

4 Tõepära funktsiooni tuletuskäik

4.1 Tõepära funktsioon ise

Lähtume seostest (19), (22) ja (23). Kolmest muutujast y_i^* , w_{fi}^{SR} ja $w_{fi}^{M\bar{R}}$ on vaadeldav ainult y^* märk ja üks kahest palgast: $w_{fi}^{M\bar{R}}$ kui $y_i^* > 0$ ja w_{fi}^{SR} kui $y_i^* \leq 0$.

Olgu $f(y_i^*, w_{fi}^{SR}, w_{fi}^{M\bar{R}})$ juhuslike muutujate y_i^* , w_{fi}^{SR} ja $w_{fi}^{M\bar{R}}$ ühine kolmemõõtmeline jaotusfunktsioon. Niisuguse mudeli tõepära funktsioon on nüüd (Amemiya, 1985, lk. 400):

$$(52) \quad L = \prod_S \int_{-\infty}^0 f_S(y_i^*, w_{fi}^{SR}) dy_i^* \prod_M \int_0^{\infty} f_M(y_i^*, w_{fi}^{M\bar{R}}) dy_i^*$$

kus

$$(53) \quad f_S(y^*, w^S) = \int f(y^*, w^S, w^M) dw^M$$

ja

$$(54) \quad f_M(y^*, w^M) = \int f(y^*, w^S, w^M) dw^S.$$

Mõlemad integraalid on võetud üle kogu palga muutumispiirkonna. Tõepära esimene korrutis on korrutis üle kõigi paigale jääjate, teine üle kõigi kolijate. Kuna paigale jääjatel ei ole vaadeldav w^M siis on nende puhul tõenäosusjaotus integreeritud üle w^M -i. Kuna ka y^* ei ole vaadeldav, ainult tema märk, siis on integreeritud ka üle kõigi negatiivsete y^* väärtuste. Teine korrutis on analoogiline liige kolijate tarvis. Edaspidises on indeksid R ja f lühiduse mõttes ära jäetud.

Kui eeldame, et jääkliikmete jaotus on kolmemõõtmeline normaaljaotus kujul (24) siis on vastavad kahemõõtmelised jaotused (Greene, 2000, lk. 87)

$$(55) \quad \begin{pmatrix} y_i^* \\ w_{fi}^{SR} \end{pmatrix} \sim N \left[\begin{pmatrix} \mathbf{Z}'_i \boldsymbol{\gamma} \\ \mathbf{K}'_i \boldsymbol{\delta} \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & \varrho_S \sigma_S \\ \varrho_S \sigma_S & \sigma_S^2 \end{pmatrix} \right]$$

ja analoogiliselt

$$(56) \quad \begin{pmatrix} y_i^* \\ w_{fi}^{M\bar{R}} \end{pmatrix} \sim N \left[\begin{pmatrix} \mathbf{Z}'_i \boldsymbol{\gamma} \\ \bar{\mathbf{K}}'_i \boldsymbol{\delta} \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & \varrho_M \sigma_M \\ \varrho_M \sigma_M & \sigma_M^2 \end{pmatrix} \right].$$

Tingliku jaotuse omadust (Greene, 2000, lk. 77) kasutades võib avaldada esimese integraali tõepära funktsiooni avaldises

$$\begin{aligned}
& \int_{-\infty}^0 f_S(y_i^*, w_i^{SR}) dy^* = \\
& = \int_{-\infty}^0 f_S(y_i^* | w_i^{SR}) f(w_i^{SR}) dy^* = \\
& = f(w_i^{SR}) \int_{-\infty}^0 f_S(y_i^* | w_i^{SR}) dy^* = \\
& = \phi \left(\frac{w_i^{SR} - \mathbf{K}_i' \boldsymbol{\delta}}{\sigma_S} \right) \int_{-\infty}^0 \frac{1}{\sqrt{1 - \varrho_S^2}} \phi \left[\frac{y_i^* - \mathbf{Z}_i' \boldsymbol{\gamma} - \frac{\varrho_S}{\sigma_S} (w_i^{SR} - \mathbf{K}_i' \boldsymbol{\delta})}{\sqrt{1 - \varrho_S^2}} \right] dy^* = \\
(57) \quad & = \phi \left(\frac{w_i^{SR} - \mathbf{K}_i' \boldsymbol{\delta}}{\sigma_S} \right) \Phi \left[- \frac{\mathbf{Z}_i' \boldsymbol{\gamma} + \frac{\varrho_S}{\sigma_S} (w_i^{SR} - \mathbf{K}_i' \boldsymbol{\delta})}{\sqrt{1 - \varrho_S^2}} \right].
\end{aligned}$$

$f_S(y_i^* | w_i^{SR})$ lahti kirjutamisel normaaljaotuse tarvis on kasutatud tingliku normaaljaotuse avaldist (Greene, 2000, lk. 87). Teine integraal avaldub analoogiliselt (Ame-miya, 1985, lk. 386)

$$(58) \quad \int_0^{\infty} f_M(y_i^*, w_i^{M\bar{R}}) dy^* = \phi \left(\frac{w_i^{M\bar{R}} - \mathbf{K}_i' \boldsymbol{\delta}}{\sigma_M} \right) \Phi \left[\frac{\mathbf{Z}_i' \boldsymbol{\gamma} + \frac{\varrho_M}{\sigma_M} (w_i^{M\bar{R}} - \mathbf{K}_i' \boldsymbol{\delta})}{\sqrt{1 - \varrho_M^2}} \right]$$

Kolijate ja paigale jääjate kohta käivad liikmed tõepära funktsioonis erinevad ainult märgi poolest jaotusfunktsiooni all. Võttes nendest avaldistest logaritmid ja kokku liites saame tõepära funktsiooni kujul (25). Üldisest Tobit-5 mudelist erineb praegune seeläbi, et nii paigale jääjate kui kolijate palka eeldatakse kirjeldavat sama parameetrite vektor $\boldsymbol{\delta}$ (võrdle seostega (39) ja (40), kus eri valikutel eeldatakse olevat erinevad parameetrid ja erinevad seletavad muutujad).

4.2 Mõjusate alghinnangute leidmine Heckmani kahesammulise meetodiga

Üldiselt ei ole keerulisemad tõepära funktsioonid globaalselt kumerad. Niisugusel juhul on vaja maksimeerimisel kasutada häid algväärtusi. Tavaline on leida lihtsamal viisil (erinevate mitmesammuliste meetodite abil) mõjusad algväärtused ja alustada maksimeerimist nendest.

Mudeli kujul (19), (22) ja (23) võib kirjutada

$$(59) \quad E \log w_{fi}^{SR} = \mathbf{K}'_{fi} \boldsymbol{\delta} + E [u_i^R | y_i^* \leq 0]$$

$$(60) \quad E \log w_{fi}^{M\bar{R}} = \bar{\mathbf{K}}'_{fi} \boldsymbol{\delta} + E [u_i^{\bar{R}} | y_i^* > 0],$$

kusjuures

$$(61) \quad E [u_i^R | y_i^* \leq 0] = -\varrho_S \sigma_S \lambda(-\mathbf{Z}'_i \boldsymbol{\gamma})$$

$$(62) \quad E [u_i^{\bar{R}} | y_i^* > 0] = \varrho_M \sigma_M \lambda(\mathbf{Z}'_i \boldsymbol{\gamma}).$$

Siin $\lambda(a) = \phi(a)/\Phi(a)$ (seoseid on selgitatud lisa 3). Nüüd võib kirjutada

$$(63) \quad \log w_{fi}^{SR} = \mathbf{K}'_{fi} \boldsymbol{\delta} - \varrho_S \sigma_S \lambda(-\mathbf{Z}'_i \boldsymbol{\gamma}) + e_i^S$$

$$(64) \quad \log w_{fi}^{M\bar{R}} = \bar{\mathbf{K}}'_{fi} \boldsymbol{\delta} + \varrho_M \sigma_M \lambda(\mathbf{Z}'_i \boldsymbol{\gamma}) + e_i^M,$$

kusjuures eelnevate seoste e^S ja e^M ning e seoses (19) on nüüd sõltumatud, seega võib võrrandeid hinnata OLS-iga. Kolijate korral avalduvad uute jääkliikmete dispersioonid (Amemiya, 1985, lk. 387)

$$(65) \quad \text{Var } e_i^M = \sigma_M^2 \{1 - \varrho_M^2 [\lambda^2(\mathbf{Z}'_i \boldsymbol{\gamma}) + \mathbf{Z}'_i \boldsymbol{\gamma} \lambda(-\mathbf{Z}'_i \boldsymbol{\gamma})]\}.$$

On võimalik näidata, et paigale jääjate korral avaldub dispersioon

$$(66) \quad \text{Var } e_i^S = \sigma_S^2 \{1 - \varrho_S^2 [\lambda^2(-\mathbf{Z}'_i \boldsymbol{\gamma}) - \mathbf{Z}'_i \boldsymbol{\gamma} \lambda(-\mathbf{Z}'_i \boldsymbol{\gamma})]\}.$$

Enne tavalise vähimruutude meetodi kasutamist tuleb hinnata probiti abil seost (19) ja saadud $\boldsymbol{\gamma}$ algväärtusi kasutades leida

$$(67) \quad \hat{\lambda}_i = \lambda(\mathbf{Z}'_i \hat{\boldsymbol{\gamma}})$$

kus $\hat{\boldsymbol{\gamma}}$ on probitiga leitud $\boldsymbol{\gamma}$ lähend. Nüüd tuleb lisada $\hat{\lambda}_i$ palgavõrrandisse (seosed (63) ja (64)). Võrrandeid tuleb hinnata tavalise vähimruutude meetodiga ning saadud jääkliikmete dispersiooni, $\hat{\lambda}_i$ kordaja ja dispersiooni avaldiste (65) ja (66) abil leida $\hat{\sigma}$ ja $\hat{\varrho}$ alghinnangud (Greene, 2000, lk. 931). Kuna $\hat{\varrho}$ alghinnangut ei arvutata valimi korrelatsioonina, on võimalik, et nii saadud hinnang ei asu vahemikus $[-1; 1]$.

4.3 Newton-Raphson algoritmi tarvis vajalikud tuletised

Newton-Raphsoni algoritm lähendab funktsiooni kaheliikmelise Tayloriga etteantud algväärtusel. Saadud ruutfunktsiooni maksimum võetakse järgmiseks korduse algväärtuseks. Niisuguse algoritmi tööks on vaja funktsiooni gradienti ja Hessi maatriksit, põhimõtteliselt võib need leida ka numbriliselt (see on lihtsam), kuid numbriline diferentseerimine võib anda ebastabiilsed tulemused. Tekkiva numbrilise müra tõttu kasutati antud töös nii analüütilist gradienti kui ka Hessi maatriksit.

Järgnevas on kasutatud tähistusi

$$(68) \quad B_S = -\frac{\mathbf{Z}'\boldsymbol{\gamma} + \frac{\varrho_S}{\sigma_S}u_S}{\sqrt{1 - \varrho_S^2}}$$

$$(69) \quad B_M = \frac{\mathbf{Z}'\boldsymbol{\gamma} + \frac{\varrho_M}{\sigma_M}u_M}{\sqrt{1 - \varrho_M^2}}$$

$$(70) \quad \lambda(B) = \frac{\phi(B)}{\Phi(B)}$$

$$(71) \quad u_S = y_S - \mathbf{K}'\boldsymbol{\beta}_S$$

$$(72) \quad u_M = y_M - \mathbf{K}'\boldsymbol{\beta}_M$$

$$(73) \quad C(B) = -\frac{\Phi(B)\phi(B)B + \phi(B)^2}{\Phi(B)^2}$$

ja ϕ ning Φ tähistavad, nagu eespoolgi, normaaljaotuse tihedus- ja kumulatiivset jaotusfunktsiooni. Esitatud on ühe gradiendi komponendi tuletuskäik, ülejäänud komponentide tuletamine on analoogiline. Tõepärafunktsiooni kujul (25) korral (lühiduse mõttes on ära jäetud indeksid i , f ja R) võime avaldada tuletise:

$$(74) \quad \frac{\partial l}{\partial \boldsymbol{\gamma}} = \sum_S \frac{\partial}{\partial \boldsymbol{\gamma}} \log \Phi \left[-\frac{\mathbf{Z}'\boldsymbol{\gamma} + \frac{\varrho_S}{\sigma_S}(w^S - \mathbf{K}'\boldsymbol{\delta})}{\sqrt{1 - \varrho_S^2}} \right] \\ + \sum_M \frac{\partial}{\partial \boldsymbol{\gamma}} + \log \Phi \left[\frac{\mathbf{Z}'_i\boldsymbol{\gamma} + \frac{\varrho_M}{\sigma_M}(w_{fi}^{MR} - \bar{\mathbf{K}}'_i\boldsymbol{\delta})}{\sqrt{1 - \varrho_M^2}} \right]$$

$$(75) \quad = \sum_S \frac{\phi(B_S)}{\Phi(B_S)} \frac{\partial}{\partial \boldsymbol{\gamma}} \left[-\frac{\mathbf{Z}'\boldsymbol{\gamma} + \frac{\varrho_S}{\sigma_S}(w^S - \mathbf{K}'\boldsymbol{\delta})}{\sqrt{1 - \varrho_S^2}} \right]$$

$$\begin{aligned}
 & + \sum_M \frac{\phi(B_M)}{\Phi(B_M)} \frac{\partial}{\partial \gamma} \left[\frac{\mathbf{Z}'_i \gamma + \frac{\varrho_M}{\sigma_M} (w_{fi}^{M\bar{R}} - \bar{\mathbf{K}}'_i \boldsymbol{\delta})}{\sqrt{1 - \varrho_M^2}} \right] \\
 (76) \quad & = - \sum_S \lambda(B_S) \frac{\mathbf{Z}}{\sqrt{1 - \varrho_S^2}} + \sum_M \lambda(B_M) \frac{\mathbf{Z}}{\sqrt{1 - \varrho_M^2}}
 \end{aligned}$$

Ülejäänud gradiendi komponendid võib leida analoogiliselt:

$$\begin{aligned}
 (77) \quad \frac{\partial l}{\partial \boldsymbol{\delta}} & = \sum_S \left[\lambda(B_S) \left(\frac{\varrho_S}{\sigma_S} \frac{1}{\sqrt{1 - \varrho_S^2}} \right) + \frac{u_S}{\sigma_S^2} \right] \mathbf{K} + \\
 & + \sum_M \left[-\lambda(B_M) \left(\frac{\varrho_M}{\sigma_M} \frac{1}{\sqrt{1 - \varrho_M^2}} \right) + \frac{u_M}{\sigma_M^2} \right] \mathbf{K}
 \end{aligned}$$

$$(78) \quad \frac{\partial l}{\partial \sigma_S} = \sum_S \left[-\frac{1}{\sigma_S} + \frac{u_S^2}{\sigma_S^3} + \lambda(B_S) \frac{\varrho_S}{\sigma_S^2} \frac{u_S}{\sqrt{1 - \varrho_S^2}} \right]$$

$$(79) \quad \frac{\partial l}{\partial \varrho_S} = - \sum_S \lambda(B_S) \frac{\frac{u_S}{\sigma_S} + \varrho_S \mathbf{Z}' \boldsymbol{\gamma}}{(1 - \varrho_S^2)^{\frac{3}{2}}}$$

$$(80) \quad \frac{\partial l}{\partial \sigma_M} = \sum_M \left[-\frac{1}{\sigma_M} + \frac{u_M^2}{\sigma_M^3} - \lambda(B_M) \frac{\varrho_M}{\sigma_M^2} \frac{u_M}{\sqrt{1 - \varrho_M^2}} \right]$$

$$(81) \quad \frac{\partial l}{\partial \varrho_M} = \sum_M \lambda(B_M) \frac{\frac{u_M}{\sigma_M} + \varrho_M \mathbf{Z}' \boldsymbol{\gamma}}{(1 - \varrho_M^2)^{\frac{3}{2}}}.$$

Hessi maatriksi komponendid avalduvad:

$$(82) \quad \frac{\partial^2 l}{\partial \gamma^2} = \sum_S \frac{C(B_S)}{1 - \varrho_S^2} \mathbf{Z} \mathbf{Z}' + \sum_M \frac{C(B_M)}{1 - \varrho_M^2} \mathbf{Z} \mathbf{Z}'$$

$$(83) \quad \frac{\partial^2 l}{\partial \gamma \partial \boldsymbol{\delta}'} = - \sum_S C(B_S) \frac{1}{\sigma_S} \frac{\varrho_S}{1 - \varrho_S^2} \mathbf{Z} \mathbf{K}' - \sum_M C(B_M) \frac{1}{\sigma_M} \frac{\varrho_M}{1 - \varrho_M^2} \mathbf{Z} \mathbf{K}'$$

$$(84) \quad \frac{\partial^2 l}{\partial \gamma \partial \sigma_S} = - \sum_S \frac{\varrho_S u_S}{\sigma_S^2 (1 - \varrho_S^2)} C(B_S) \mathbf{Z}$$

$$(85) \quad \frac{\partial^2 l}{\partial \gamma \partial \varrho_S} = \sum_S \left[C(B_S) \frac{\frac{u_S}{\sigma_S} \varrho_S \mathbf{Z}' \boldsymbol{\gamma}}{(1 - \varrho_S^2)^2} - \lambda(B_S) \frac{\varrho_S}{(1 - \varrho_S^2)^{\frac{3}{2}}} \right] \mathbf{Z}$$

$$(86) \quad \frac{\partial^2 l}{\partial \gamma \partial \sigma_M} = - \sum_M \frac{\varrho_M u_M}{\sigma_M^2 (1 - \varrho_M^2)} C(B_M) \mathbf{Z}$$

$$(87) \quad \frac{\partial^2 l}{\partial \gamma \partial \varrho_M} = \sum_M \left[C(B_M) \frac{\frac{u_M}{\sigma_M} \varrho_M \mathbf{Z}' \boldsymbol{\gamma}}{(1 - \varrho_M^2)^2} + \lambda(B_M) \frac{\varrho_M}{(1 - \varrho_M^2)^{\frac{3}{2}}} \right] \mathbf{Z}$$

$$(88) \quad \frac{\partial^2 l}{\partial \delta \partial \delta'} = \sum_S \frac{1}{\sigma_S^2} \left[\frac{\varrho_S^2}{1 - \varrho_S^2} C(B_S) - 1 \right] \mathbf{K} \mathbf{K}' +$$

$$+ \sum_M \frac{1}{\sigma_M^2} \left[\frac{\varrho_M^2}{1 - \varrho_M^2} C(B_M) - 1 \right] \mathbf{K} \mathbf{K}'$$

$$(89) \quad \frac{\partial^2 l}{\partial \delta \partial \sigma_S} = \sum_S \left[C(B_S) \frac{u_S}{\sigma_S^3} \frac{\varrho_S^2}{1 - \varrho_S^2} - \frac{\lambda(B_S)}{\sigma_S^2} \frac{\varrho_S}{\sqrt{1 - \varrho_S^2}} - 2 \frac{u_S}{\sigma_S^3} \right] \mathbf{K}$$

$$(90) \quad \frac{\partial^2 l}{\partial \delta \partial \varrho_S} = \sum_S \left[-C(B_S) \frac{\frac{u_S}{\sigma_S} + \varrho_S \mathbf{Z}' \boldsymbol{\gamma}}{(1 - \varrho_S^2)^2} \frac{\varrho_S}{\sigma_S} + \frac{\lambda(B_S)}{\sigma_S} \frac{1}{(1 - \varrho_S^2)^{\frac{3}{2}}} \right] \mathbf{K}$$

$$(91) \quad \frac{\partial^2 l}{\partial \delta \partial \sigma_M} = \sum_M \left[C(B_M) \frac{\varrho_M^2}{\sigma_M^3} \frac{u_M}{1 - \varrho_M^2} + \frac{\varrho_M}{\sigma_M^2} \frac{\lambda(B_M)}{\sqrt{1 - \varrho_M^2}} - 2 \frac{u_M}{\sigma_M^3} \right] \mathbf{K}$$

$$(92) \quad \frac{\partial^2 l}{\partial \delta \partial \varrho_M} = \sum_M \left[-C(B_M) \frac{\frac{u_M}{\sigma_M} + \varrho_M \mathbf{Z}' \boldsymbol{\gamma}}{(1 - \varrho_M^2)^2} \frac{\varrho_M}{\sigma_M} - \frac{\lambda(B_M)}{\sigma_M} \frac{1}{(1 - \varrho_M^2)^{\frac{3}{2}}} \right] \mathbf{K}$$

$$(93) \quad \frac{\partial^2 l}{\partial \sigma_S^2} = \sum_S \left[\frac{1}{\sigma_S^2} - 3 \frac{u_S^2}{\sigma_S^4} + \frac{u_S}{\sigma_S^4} \frac{\varrho_S^2}{1 - \varrho_S^2} C(B_S) \right] -$$

$$- 2 \sum_S \lambda(B_S) \frac{u_S}{\sigma_S^3} \frac{\varrho_S}{\sqrt{1 - \varrho_S^2}}$$

$$(94) \quad \frac{\partial^2 l}{\partial \sigma_S \partial \varrho_S} = \frac{1}{(1 - \varrho_S^2)^{\frac{3}{2}}} \sum_S \frac{u_S}{\sigma_S^2} \left[-C(B_S) \frac{\varrho_S \left(\frac{u_S}{\sigma_S} + \varrho_S \mathbf{Z}' \boldsymbol{\gamma} \right)}{\sqrt{1 - \varrho_S^2}} + \lambda(B_S) \right]$$

$$(95) \quad \frac{\partial^2 l}{\partial \sigma_S \partial \sigma_M} = 0$$

$$(96) \quad \frac{\partial^2 l}{\partial \sigma_S \partial \varrho_M} = 0$$

$$(97) \quad \frac{\partial^2 l}{\partial \varrho_S^2} = \sum_S C(B_S) \left[\frac{\frac{u_S}{\sigma_S} + \varrho_S \mathbf{Z}' \boldsymbol{\gamma}}{(1 - \varrho_S^2)^{\frac{3}{2}}} \right]^2 -$$

$$- \sum_S \frac{\phi(B_S)}{\Phi(B_S)} \frac{\mathbf{Z}' \boldsymbol{\gamma} (1 + 2\varrho_S^2) + 3\varrho_S \frac{u_S}{\sigma_S}}{(1 - \varrho_S^2)^{\frac{5}{2}}}$$

$$(98) \quad \frac{\partial^2 l}{\partial \varrho_S \partial \sigma_M} = 0$$

$$(99) \quad \frac{\partial^2 l}{\partial \varrho_S \partial \varrho_M} = 0$$

$$(100) \quad \frac{\partial^2 l}{\partial \sigma_M^2} = \sum_M \left[\frac{1}{\sigma_M^2} - 3 \frac{u_M^2}{\sigma_M^4} + 2\lambda(B_M) \frac{u_M}{\sqrt{1 - \varrho_M^2}} \frac{\varrho_M}{\sigma_M^3} \right] +$$

$$(101) \quad \frac{\partial^2 l}{\partial \sigma_M \partial \varrho_M} = -\frac{1}{(1 - \varrho_M^2)^{\frac{3}{2}}} \frac{u_M}{\sigma_M^2} + \sum_M \frac{\varrho_M^2}{\sigma_M^4} \frac{u_M^2}{1 - \varrho_M^2} C(B_M) \cdot \sum_M \left[C(B_M) \frac{\varrho_M \left(\frac{u_M}{\sigma_M} + \varrho_M \mathbf{Z}' \boldsymbol{\gamma} \right)}{\sqrt{1 - \varrho_M^2}} + \lambda(B_M) \right]$$

$$(102) \quad \frac{\partial^2 l}{\partial \varrho_M^2} = \sum_M C(B_M) \left[\frac{1}{\sigma_M} \frac{u_M + \varrho_M \mathbf{Z}' \boldsymbol{\gamma}}{(1 - \varrho_M^2)^{\frac{3}{2}}} \right]^2 + \sum_M \lambda(B_M) \frac{\mathbf{Z}' \boldsymbol{\gamma} (1 + 2\varrho_M^2) + 3\varrho_M \frac{1}{\sigma_M} u_M}{(1 - \varrho_M^2)^{\frac{7}{2}}}.$$

4.4 Seleksioonist tingitud palgavahe

Seleksioonist tingitud keskmine palgavahe on toodud avaldises (29). Lindberg-Felleri tsentraalse piirteoreemi põhjal (Amemiya, 1985, lk. 92) on seose (29) põhjal leitud hinnang \hat{D} asümptootiliselt normaaljaotusega, kusjuures

$$(103) \quad \text{Var } \hat{D} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \text{Var } \hat{D}_i,$$

kus D_i on defineeritud seoses (29). Juhuslik muutuja \hat{D}_i tuleneb juhuslikust muutujatest $\hat{\boldsymbol{\gamma}}$, $\hat{\sigma}_S$, $\hat{\varrho}_S$, $\hat{\sigma}_M$ ning $\hat{\varrho}_M$.

Kirjutame lühemalt

$$(104) \quad \hat{D}_i = D(\hat{\boldsymbol{x}}),$$

kus juhuslike muutujate vektor $\hat{\boldsymbol{x}}$ sisaldab mudeli parameetrid, millest vaadeldav palgavahe sõltub. On teada, et suurima tõepära meetodil leitud parameetrite korral kehtib asümptootiliselt (Amemiya, 1985, lk. 121)

$$(105) \quad \hat{\boldsymbol{x}} \sim N(\boldsymbol{x}_0, \boldsymbol{\Sigma}),$$

Kus \boldsymbol{x}_0 on parameetri tegelik väärtus. Kovariatsioonimaatriksi $\boldsymbol{\Sigma}$ mõjus lähend $\hat{\boldsymbol{\Sigma}}$ on leitav log-tõepära funktsiooni Hessi maatriksist kohal $\hat{\boldsymbol{x}}$.

Asümptootiliselt on ka \hat{D}_i normaaljaotusega, kusjuures dispersioon avaldub Σ ja D_i gradiendi kaudu (Greene, 2000, lk. 118):

$$(106) \quad \hat{D}_i \sim N \left(D_0, \frac{\partial D}{\partial \mathbf{x}} \Sigma \frac{\partial D}{\partial \mathbf{x}'} \right).$$

Kuna \hat{D}_i on skaalar, siis on ka tema kovariatsioonimaatriks

$$(107) \quad \text{Var } \hat{D}_i = \frac{\partial D}{\partial \mathbf{x}} \Sigma \frac{\partial D}{\partial \mathbf{x}'}$$

skaalar. Seosest (29) võib avaldada D_i gradiendi:

$$(108) \quad \frac{\partial D_i}{\partial \boldsymbol{\gamma}} = [\varrho_S \sigma_S C(-\mathbf{Z}'_i \boldsymbol{\gamma}) + \varrho_M \sigma_M C(\mathbf{Z}'_i \boldsymbol{\gamma})] \mathbf{Z}_i$$

$$(109) \quad \frac{\partial D_i}{\partial \sigma_S} = -\varrho_S \lambda(-\mathbf{Z}'_i \boldsymbol{\gamma})$$

$$(110) \quad \frac{\partial D_i}{\partial \varrho_S} = -\sigma_S \lambda(-\mathbf{Z}'_i \boldsymbol{\gamma})$$

$$(111) \quad \frac{\partial D_i}{\partial \sigma_M} = \varrho_M \lambda(\mathbf{Z}'_i \boldsymbol{\gamma})$$

$$(112) \quad \frac{\partial D_i}{\partial \varrho_M} = \sigma_M \lambda(\mathbf{Z}'_i \boldsymbol{\gamma}),$$

kus C on defineeritud avaldises (73). Toodud gradiendi avaldise ja parameetrite \boldsymbol{x} leidmisel saadud kovariatsioonimaatriksi abil võib seosest (107) avaldada D dispersiooni.

Kasutades suurima tõepära meetodil leitud parameetrite hinnanguid, võib eelnevate avaldiste põhjal leida D_i gradiendi, seosest (107) \hat{D}_i dispersiooni hinnangu ja seose (103) põhjal asümptootilise \hat{D} dispersiooni hinnangu.

THE IMMEDIATE RETURNS TO INTERNAL MIGRATION. THE ESTONIAN CASE

Ott Toomet

Summary

The economic reforms have affected different regions differently in Estonia. Former industrial areas and regions depending on agriculture have lost while big cities have won. The mobility of labour force is one of the main possibilities to even the regional disparities on the labour market. On the one hand, more intensive migration should lower the unemployment and increase the wages in the region of origin, in this case the optimal policy may be to increase the labour force mobility. On the other hand, outflow of educated and enterprising persons can further decrease the developing potential of the regions, and the policymakers should try to stimulate the migration of the more educated persons into less developed regions.

The migration is traditionally viewed by economists as an investment into location. The investment costs include direct moving costs, alternate costs associated with losing the job in previous location and costs necessary for searching for a job and learning the work in a new environment. The revenues are a higher wage and better living conditions in the future. It is possible that the new wage immediately after the migration is higher or lower, depending on the behaviour of the individuals.

The aim of the thesis is to investigate the immediate wage gain of internal migrants in Estonia. The immediate wage, received by the individuals immediately after the migration, is compared with the wage, received by job-changers who have not migrated. The main hypothesis which is tested is the following:

H0: The first wage of migrants, immediately after migration, is higher than the first wage of job-changers who do not migrate, immediately after the job-change.

This hypothesis allows to describe better the motivation behind the migration decision of the Estonians and suggest some policy implications.

The analysis is based on the Estonian Labour Force Survey data from 1995 where the information about first and last wage and location of work-places are available. It is no need for approximations in the current paper, in contrary to the other authors who are investigated the same issue. The sub-sample, which is used in actual analysis, covers two-and-a-half years period, beginning from July 1992, until the beginning of 1995. The analysis concerns migration of work places, data about the place of residence is not used. The working sample contains 2384 job-to-job movements. Unemployment spells with length until three months are allowed between successive jobs. There are included controls for reason of quitting the previous job. Two regions – Tallinn and the rest of Estonia are considered.

It is assumed that the individuals compare the expected long-run income in local and distant region. As the migration is costly, the distant job offers are accepted only if the corresponding wage is better. In this way the migrants are choosing the jobs with wages above the average, i.e. the wage gain by migration is viewed as a sorting effect, which arise due to selection of better jobs by the migrants.

Two models are constructed in the current paper, both are looking at the (log of) wage as a linear function of individual-, region-, and job-search specific variables. The simplest is additive shift (AS) type wage change model which investigates wage change associated with job change, and looks the effect of migration as an additive shift to the average value. The model is estimated using OLS. The second model describes the first wage immediately after the job change. It is assumed that a particular individual compares the wages for the case of staying and moving, and chooses the best possibility. The model is estimated simultaneously using maximum likelihood technique.

Both types of models are estimated in two forms – in long and short form. The long form includes the variables controlling the industry and occupation, short form does not, the idea is to allow industry and occupation changes to be endogenous in association with job changes.

The results generally confirm the idea of immediate wage gains. The wage change model says that the extra wage gain, received by the migrants, is about 13% (significant on 10% level), compared with the wage of the job changers who do not migrate. All the first wage models (in long- and short form, estimated individually and simultaneously) give somewhat higher value, about 20% (significant on 1% level). There are no big differences between the main results of different versions of first wage models. However, some of the coefficients are unstable. This is presumably due to the fact that the attempt to describe migration decision using individual- and previous job specific variables do not give good results. The similar outcomes of long and short form suggest that the changes of the included job-specific variables are not the main source of wage increase.

Most of the other results are conventional – the females and minorities earn less than males and Estonians, the wages in secondary sector are higher than the wages in the primary and tertiary sector, professionals and individuals with higher education earn more, displaced and unemployed workers earn less than the others. A surprising result is received about the work tenure – according to the current analysis there is higher wage increase when tenure is longer, i.e. the new wage, relative to the previous one, increases as the tenure on the previous job increases. Hence, the idea about job-specific human capital and its association with higher wage is not confirmed.

The main result – immediate wage gain of the order 15% – suggests that the individuals do not move unless they have found a satisfying job in the new location. Otherwise it would be difficult to explain the high wage of migrants immediately after the move. There are two possible reasons – either the Estonians have high migration costs or they have short planning horizon. Both cases may be associated with the needs to receive gains shortly after the migration. This suggest two possibilities

how the policymakers can affect the mobility of labour force. First, more information should be provided to the workers about the job (and housing) possibilities in other regions. This policy should make the labour force more mobile. Second – limited time regional wage or tax benefits might increase the migration toward the particular region.

The most serious shortcomings of the current analyses are ignoring on-the-job search behaviour, lack of theoretical background for association between first wage and expected long-run income, and low significance level of migration decision equation. These issues need further work.