



Tööjõupakkumine Eestis

Janika Alloja



**Eesti Panga Toimetised
No 1, 2005**



Eesti Panga Toimetised 2004:

No 1,
Tairi Rõõm
Search Intensity and Wage Differences

Nr 2,
Rasmus Kattai
Ülevaade valitsemissektori plokist Eesti majanduse makromudelil

No 3,
Märten Kress
Lending Cycles in Estonia

No 4,
Rasmus Kattai, John Lewis
Hooverism, Hyperstabilisation or Halfway-House? Describing Fiscal Policy
in Estonia 1996–2003

No 5,
Marit Hinnosaar
Estonian Labor Market Institutions within a General Equilibrium Framework

No 6,
Reimo Juks
The Importance of the Bank-Lending Channel in Estonia:
Evidence from Micro-Economic Data

No 7,
Hannes Kaadu, Lenno Uusküla
Liquidity Constraints and Ricardian Equivalence in Estonia

Toimetisega on võimalik tutvuda Eesti Panga veebilehel
www.eestipank.info/pub/et/dokumendid/publikatsioonid/seeriad/uuringud
ja kõigis Eesti suuremates avalikes raamatukogudes.

Tellimisinfo telefonil 668 0998, tellimused faksil 668 0954
või e-posti aadressil trykispbe.ee

ISBN 9949-404-29-0
ISSN 1406-7161

Töøjõupakkumine Eestis

Janika Alloja

Artikli eesmärgiks on hinnata palga mõju meeste ja naiste töøjõupakkumisele Eestis, mida hinnatakse palgaelastsuse koefitsientide kaudu. Kasutatakse Eesti töøjõu-uuringu 2001. aasta andmeid, et hinnata töøjõupakkumist kahe mudeli abil, uurides palga mõju töötundidele ning töötamise tõenäosusele. Mõlema mudeli puhul hinnatakse esimese sammuna palgavõrrandit, mille abil prognoositakse palgad kõikidele inimestele valimis (k.a töötutele). Töötundide mudeli kirjeldamiseks kasutatakse juhuslike efektidega tobit-mudelit ning töötamise tõenäosuse mudeli puhul probit-mudelit. Tulemustele toetudes on palgal oluline positiivne mõju naiste ja meeste töøjõupakkumisele mõlema mudeli põhjal. Palga suurenemisel 1% võrra suureneb meeste töøjõupakkumine 0,18% ja töötamise tõenäosus 0,38 protsendipunkti. Naiste puhul suureneb töøjõupakkumine palga üheprotsendilise suurenemise tagajärjel 0,67% ning töötamise tõenäosus suureneb 0,34 protsendipunkti.

Märksõnad: töøjõupakkumine, palgaelastsus, Eesti tööturg

Autori e-postiaadress: janika.alloja@mail.ee

Toimetise autori arvamused ei pruugi ühtida Eesti Panga ametlike seisukohtadega.

SISUKORD

Sissejuhatus.....	3
1. Tööjõupakkumise ja palgaelastsuse empiiriline käsitus	3
1.1 Tööjõupakkumise põhimudel	3
1.2 Tööjõupakkumise modelleerimine	4
1.2.1 Tööjõupakkumise võrrand.....	4
1.2.2 Palgavõrrand	5
1.3 Palgaelastsuste arvutamine ja varasemad empiirilised tulemused.....	7
2. Ülevaade tööjõupakkumisest eestis	8
2.1 Üldised tendentsid tööjõupakkumises aastatel 1991–2003	8
2.2 Tööjõupakkumine alamgruppide lõikes	9
2.3 Muud tööjõupakkumist mõjutavad näitajad	12
3. Tööjõupakkumise modelleerimine Eesti andmetel	13
3.1 Andmed	14
3.2 Mudelid	15
3.3 Hindamine ja tulemused	16
3.3.1 Töötatud tunnid	16
3.3.2 Töötamise tõenäosus	18
3.3.3 Palgaelastsused.....	19
Kokkuvõte.....	20
Viidatud allikad	21
Lisa 1. Täis- ja osalise tööaja suhe ning töötatud tunnid.	23
Lisa 2. Hariduse klassifikaator ISCED97	24
Lisa 3. Mudelites kasutatavate muutujate kirjeldus	25
Lisa 4. Teisendatud täistööpalga jaotus	27
Lisa 5. Töötundide jaotus andmebaasis	28
Lisa 6. Palgavõrrandi tulemused.....	29

SISSEJUHATUS

Tööjõupakkumise reageerimine palkade muutustele on uurimisprobleemina aktuaalne püsinud aastaid. Oluline on küsimust uurida poliitiliste otsuste langetamise toeks, näiteks kuidas mõjutavad muutused maksudes läbi palkade tööjõupakkumist ning hõivet üldiselt. Väga tundliku tööjõupakkumise korral peavad palgamäärasid mõjutavad otsused olema hoolikalt läbi mõeldud.

Käesoleva töö eesmärgiks on selgitada, kuidas mõjutavad palgamuutused tööjõupakkumist Eestis. Selleks hinnatakse Eesti tööjõu-uuringu (ETU) 2001. aasta andmetel tööjõupakkumise staatilist mudelit ning arvutatakse elastsuskoeffitsiendid.

Töö koosneb kolmest peatükist. Esimeses osas antakse ülevaade tööjõupakkumise teoreetilisest tagapõhjast ning võrreldakse varasematest tööjõupakkumise mudelitest leitud palgaelastsuseid. Töö teises peatükis kirjeldatakse Eesti tööturu tähtsamate näitajate dünaamikat ning muid tööturuga seotud aspekte.

Kolmas peatükk keskendub tööjõupakkumise modelleerimisele Eesti andmetel. Tööjõupakkumise modelleerimiseks kasutatakse juhuslike efektidega tobit-mudelit ning paralleelselt uuritakse töötamise tõenäosust, kasutades probit-mudelit. Tööjõupakkumist hinnatakse meeste ja naiste lõikes eraldi. Hinnatud mudelite põhjal leitakse palgaelastsused ning võrreldakse vastavust majandusteoreetilistele seisukohtadele.

1. TÖÖJÕUPAKKUMISE JA PALGAELASTSUSE EMPIIRILINE KÄSITLUS

Palgaelastsuse hindamiseks tuleb hinnata seost palkade ja tööjõupakkumise vahel, et selgitada, kuidas muutus esimeses mõjutab teist. Õigete hinnangute saamiseks tuleb arvesse võtta mitmeid aspekte: töötute puuduvaid palkasid ning töötunde, mudeli sobivat kuju jne. Seetõttu käsitleb peatükk esmalt tööjõupakkumise mudelit ning peatüki teises poolest käsitletakse otseselt elastsuskoeffitsientidega seonduvat.

1.1 Tööjõupakkumise põhimudel

Tööjõupakkumise mudeleid võib jagada vastavalt uuritavale perioodile staatilisteks ning mitmeperioodilisteks. Staatilises tööjõupakkumise mudelis vaadatakse inimese käitumist ühe perioodi vältel. Mitmeperioodilistes mudelites planeerib indiviid oma valikuid pikemaks perioodiks ning arvesse võetakse säästmise võimalus.

Lisaks võib eristada kahte tüüpi staatilisi tööjõupakkumise mudeleid: 1) indiviidi ning 2) leibkonna tööjõupakkumise mudelid, kus üldjuhul vaadatakse kahest täiskasvanust koosnevat perekonda. Põhilise erinevusena võib välja tuua asjaolu, et indiviidikesksetes mudelites sõltub tööjõupakkumine peamiselt vaid indiviidi enda otsustest, leibkonna mudelites võetakse lisaks arvesse abikaasa tööjõupakkumine ning sissetulek.

Traditsiooniline staatiline üheperioodiline tööjõupakkumise mudel tuleneb majapidamisteooriast. Indiviidi kasulikkus U sõltub tarbimisest C ja vabast ajast L . Indiviid maksimeerib oma kasulikkusfunktsiooni

$$U = U(C, L, X) \tag{1}$$

eelarvepiirangu

$$C + WL = Y + WT = M \quad (2)$$

ja ajapiirangu T korral, kus X tähistab isiklikke karakteristikuid, W on tunnipalgamäär ja Y on mittepalgaline sissetulek. Esimest järku tingimustest saadakse Marshalli nõudlusfunktsioonid $C = C(W, M, X)$ ja $L = L(W, M, X) \leq T$. Kasutades võrdust $H = T - L$, saadakse tööjõu pakkumise funktsioon:

$$H = H(W, Y, X), \quad (3)$$

kus H on töötunnid.

Leibkonna tööjõupakkumise mudeli puhul peetakse perekonda üheks otsustusühikuks ning sellisel juhul vaadeldakse ühist kasulikkusfunktsiooni $U(C, L_m, L_f, X)$, kus L_m ja L_f on vastavalt mehe ja naise vaba aeg.

Seega kujuneb tööjõupakkumine indiviidi kasulikkusfunktsiooni ja eelarvepiirangu puutepunktis, leides optimaalse vaba aja ja rahalise sissetuleku kombinatsiooni. Kasulikkusfunktsioon kirjeldab indiviidi eelistusi vaba aja ja sissetuleku vahel. Eeldatakse, et kasulikkusfunktsioonid ei lõiku, on negatiivse tõusuga ning nõgusad.

Põhimudelil eeldati, et eelarvepiirang on lineaarne (vt valem 2). Maksude ning soodustuste lisandumisel mudelisse muutub eelarvepiirang aga erinevate piirmaksu-määrade tõttu mittelineaarseks:

$$C = WH + Y - \tau(I), \quad (4)$$

kus $\tau(\cdot)$ on maksufunktsioon ning I maksustatav sissetulek, mis leitakse lahutades palga ning muu sissetuleku summast maksusoodustused. Kirjanduses kasutatakse maksudest põhjustatud mittelineaarsuse puhul enamasti kahte lähenemist: 1) segmenthaaval lineaarset lähenemist (*piecewise linear approach*) ning 2) diferentseeritava kitsenduse lähenemist (*differentiable constraint approach*).¹

Tööjõupakkumise taseme üheks oluliseks määrajaks on palk. Palgamäära muutumisest tulenevat tööjõupakkumise muutumist kirjeldavad kaks efekti: 1) sissetuleku- ja 2) asendusefekt. Asendusefekt tähendab, et kuna palgamäära suurenedes muutub vaba aeg suhteliselt kallimaks, asendab indiviid vaba aega töötamise vastu. Seega palga tõustes põhjustab asendusefekt tööjõupakkumise suurenemist. Teiselt poolt tähendab palgatõus reaalse sissetuleku kasvu ning eeldades, et vaba aeg on normaalkaup, peaks sissetuleku suurenedes vaba aja tarbimine suurenema. Seega palga suurenedes põhjustab sissetulekuefekt tööjõupakkumise vähenemist. Netoefekt oleneb sellest, kumb efekt domineerib.

1.2 Tööjõupakkumise modelleerimine

1.2.1 Tööjõupakkumise võrrand

Nagu öeldud, sõltub tööjõupakkumise võrrandi kuju kasulikkusfunktsiooni kujust. Praktikast modelleeritakse tööjõupakkumist otse, tehes eeldusi indiviidi eelistuste kuju suhtes. Levinuimaks on tööjõupakkumise võrrand lineaarsel kujul, mille korral on kasulikkusfunktsioon eksponentkujul².

Empiirilistes käsitlustes on kaks lähenemist: uuritakse kas tööjõupakkumist (kitsamas mõttes) või tööjõus osalemist (töötamise tõenäosust). Esimesel juhul hinnatakse endogeense muutujana töötatud tunde, kasutades sobivat funktsionaalset vormi. Tööjõus

¹ Vaata lähemalt Blundell, MaCurdy (1999).

² Vaata näiteks Blundell, MaCurdy (1999).

osalemist hinnatakse sageli probit-mudeliga, kus endogeensel muutujal on kaks väärtust: $H = 0$, kui inimene ei tööta, ning $H = 1$, kui töötab. Sellisel juhul uuritakse tõenäosust, et inimene langetab valiku töötamise kasuks.

Traditsiooniliselt käsitletakse tööjõupakkumist pidevana. See tähendab, et inimene võib valida mistahes töö ja vaba aja kombinatsiooni. Maksudest ning fikseeritud kuludest tuleneva mittelineaarsuse ning mittenõgususe tõttu tekib pideva tööjõupakkumise puhul mitmeid arvutuslikke probleeme³. Lahenduseks peetakse kirjanduses sageli diskreetset lähenemist töötundidele. Näiteks inimene kas ei tööta üldse, töötab osalise tööajaga või täistööajaga (kasutada võib ka rohkemaid võimalusi). Antud eelistuste funktsionaalse kuju juures saab määrata igas punktis vastava kasulikkuse ning leida maksimumi. Seejärel on võimalik leida tõenäosused, et indiviid valib teatud töötundide arvu. Lähenemist õigustab asjaolu, et igapäevaelus on enamik töökohti seotud püsiva arvu töötundidega. Puudustena võib välja tuua arvutustega kaasnevaid ümardamisvigu ja olemasoleva info ebatäielikku kasutamist.

Kuna töötunde pole võimalik vaadelda töötutel inimestel, kasutatakse sageli tsenseeritud muutujatega mudeleid (*censored models*). Üks esimesi tsenseeritud mudeleid oli tobit-mudel (Tobin 1958), kus vaadeldakse ainult töötundide positiivseid väärtusi, ülejäänud võetakse nulliks:

$$H_i = \begin{cases} H_i^*, & \text{kui } H_i^* > 0 \\ 0, & \text{kui } H_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (5)$$

Eeldades lineaarset seost, on tööjõupakkumise mudel üldjuhul järgmisel kujul:

$$H = \alpha_0 + \alpha_1 W + \alpha_2 Y + \alpha_3 X + u, \quad (6)$$

kus α_0 , α_1 , α_2 ja α_3 on parameetrid, Y tähistab mittepalgalist sissetulekut ja X indiviidi karakteristikuid. Eelistuste heterogeensust väljendab vealiige u . Indiviidi karakteristikute X hulka kuuluvad tavaliselt vanus (ka selle ruut), laste arv (ka fiktiivsed muutujad teatud vanuses laste kohta), pere suurus, haridus, rass, tervis jne. Leibkonna tööjõupakkumise mudelites võetakse arvesse ka abikaasa vanus, tema sissetulek, olek tööturul jne.

1.2.2 Palgavõrrand

Tööjõupakkumise võrrandis on üheks olulisemaks muutujaks palgad. Palkasid saab jälgida aga vaid töötavatel inimestel, töötutel mitte. Nimetatud “puuduvad palgad” (“*missing wages*”) on oluline uurimisprobleem tööjõupakkumise mudelites, kuna eeldatakse, et töötavate inimeste valim ei ole juhuslik, vaid arvatavasti on madalama potentsiaaliga inimesed suurema tõenäosusega tööta. Tööjõupakkumise võrrandi hindamine kõigi töövõimeliste inimeste kohta vaid töötavate inimeste põhjal võib põhjustada selektsiooninihet. Sellist juhtumit nimetatakse valimi selektsiooni probleemiks (*sample selection problem*). (Heckman 1979: 153-154)

Üheks võimaluseks on palgavõrrandi hindamine töötavate inimeste andmetel ning selle põhjal töötute inimeste palga prognoosimine⁴. Tööjõupakkumise võrrandisse lülitatakse seega töötute inimeste hinnatud palgad ning töötavate inimeste vaadeldud palgad.

³ Vaata näiteks Moffitt (1984).

⁴ Pakkus välja Hausman (1981).

Meetod annab mõjusaid hinnanguid vaid ühel tingimusel: hinnatud palk peab tööjõupakkumise võrrandisse sisenema lineaarselt, s.t vealiikmed on lineaarselt vähendatud kujul. Mittelineaarsete mudelite puhul on alternatiiviks kasutada täieliku informatsiooniga suurima tõepära meetodit (FIML) hinnates tööjõudu ja palgavõrrandit simultaanselt⁵.

Teiseks võimaluseks on palkade prognoosimine palgavõrrandi põhjal kõikide inimeste jaoks valimis⁶. Antud meetodi puuduseks on info mittetäielik kasutamine. Kõikide inimeste puhul määratletakse eelarvekitsendus veaga, kaasa arvatud töötavate inimeste puhul⁷.

Kirjanduses on üks levinumaid meetodeid Heckmani mudeli kasutamine selektiivsusnihke vältimiseks. 1974. aastal pakkus Heckman välja mudeli, mida hinnatakse suurima tõepära meetodiga (Heckman 1974). Mudel sisaldab varipalka (*shadow-wage*) $W' = a_0 + a_1H + a_3X_1 + u_1$ ning turupalka (*market-wage*) $W = b_0 + b_1X_2 + u_2$. Eeldatakse, et töötatud tunnid kohanduvad, seega $W' = W$ (ehk nõudlus on võrdne pakkumisega) ning töötunnid (H) avalduvad:

$$H = \frac{b_0 + b_1X_2 - a_0 - a_2X_1}{a_1} + \frac{u_2 - u_1}{a_1}, \quad (7)$$

kus a_1, a_2, b_1 ja b_2 on parameetrid, X_1 ja X_2 tähistavad indiviidi karakteristikuid ning u_1 ja u_2 on vealiikmed. Kui $H > 0$, siis inimene osaleb tööjõus ning H ja W on vaadeldavad; kui $H \leq 0$, siis inimene ei osale tööjõus. Viimasel juhul kehtib $u_2 - u_1 < a_0 - b_0 + a_2X_1 - b_1X_2$, eeldades, et a_1 on positiivne. Kui $Var(u_2 - u_1) = \sigma^2$, saadakse tõenäosus, et inimene ei tööta:

$$Pr ob(H \leq 0) = \Phi\left(\frac{a_0 - b_0 + a_2X_1 - b_1X_2}{\sigma}\right) \quad (8)$$

mis võimaldab hinnata ühist tõenäosusfunktsiooni (L):

$$L = \prod_{H>0} F(W, H) \cdot \prod_{H \leq 0} \Phi(\Delta), \quad (9)$$

kus Δ on eelpooltoodud tõenäosus. Hiljem, 1976. aastal pakkus Heckman välja kahesammulise hindamismeetodi (Heckman 1976). Selle meetodi ideeks on hinnata palgavõrrandit kujul:

$$W = b_0 + b_1X + \frac{\sigma_2^2 - \sigma_{12}}{\sigma} \cdot \frac{\phi(\Delta)}{1 - \Phi(\Delta)} + \varepsilon_i, \quad (10)$$

kus σ_{12} on varipalga ja turupalga võrrandite jääkliikmete vaheline kovariatsioon ning σ_2^2 on turupalga võrrandi jääliikme variatsioon. Muutuja Δ leidmiseks hinnatakse probit-mudelit ning seejärel asendatakse leitud hinnangud palgavõrrandisse. Viimast hinnatakse seejärel hariliku vähimruutude meetodiga. Saadud hinnangud on mõjusad.

Palgavõrrand on üldjuhul kujul:

$$W = AX + u, \quad (11)$$

⁵ Vaata Blomquist ja Hansson-Brusewitz (1990).

⁶ Pakkusid välja Arrufat ja Zabalza (1986).

⁷ MaCurdy, Green, Paarsch (1990) ja Gerfin (1993).

kus X on indiviidi karakteristikute ning A parameetrite vektor. Sageli kasutatakse palgavõrrandit logaritmilisel-lineaarsel kujul, kuna on leitud, et palgad on logaritmilise jaotusega. Palgavõrrandi tavapäraseks kirjeldavateks muutujateks on haridustase (ka kooliskäidud aastad, hariduse tüüp, akadeemilise kraadi olemasolu) ja vanus (ka vanuse ruut, logaritmitud vanus ja selle ruut). Kasutatud on ka rassi, kogemust ja selle ruutu, fiktiivset muutujat tervise taseme kohta, potentsiaalset töökogemust jne. Sageli on palgavõrrandisse lisatud ka tööturgu või regiooni iseloomustavad näitajad, näiteks minimaalpalga suurus, regionaalne tööpuuduse määr, fiktiivsed muutujad regiooni kohta jne.

1.3 Palgaelastsuste arvutamine ja varasemad empiirilised tulemused

Tööjõupakkumise funktsioonide hindamise üheks sagedaseks eesmärgiks on leida elastsusenäitajad. Empiirilistes töödes leitakse tavaliselt kaks elastsust. Esimeseks elastsusenäitajaks on Marshalli tööjõupakkumise elastsus (E_u), mida arvutatakse Marshalli pakkumisfunktsioonist:

$$E_u = \frac{\partial H}{\partial W} \cdot \frac{W}{H} \quad (12)$$

Marshalli tööjõupakkumise elastsus näitab protsendilist muutust tööjõupakkumises palga 1%-lise muutuse korral. Eelnevat näitajat nimetatakse ka kompenseerimata palgaelastsuseks, kuna see võtab arvesse sissetuleku tegeliku varieerumise palga varieerumise korral. Teine levinum elastsusenäitaja on Hicksi tööjõupakkumise elastsus (E_c), mis näitab tööjõupakkumise protsendilist muutust palga 1%-lise muutuse korral, kui sissetulek jääb konstantseks:

$$E_c = \frac{\partial H}{\partial W} \cdot \frac{W}{H} - W \frac{\partial H}{\partial Y} \quad (13)$$

Antud elastsusenäitajat nimetatakse ka kompenseeritud palgaelastsuseks, kuna see näitab, et sissetuleku muutudes jääb indiviid samale ükskõiksuskõverale ehk säilitab kasulikkustaseme. Marshalli ja Hicksi elastsused on omavahel seotud Slutsky võrrandi kaudu $E_u = E_c + WH/Y \cdot \partial \ln(H) / \partial \ln(Y)$.

Lisaks analüütilisele meetodile on elastsuskoeffitsiente võimalik leida simuleerimise teel. Sellisel juhul on võimalik uurida majanduspoliitiliste otsuste mõju. Põhiidee on võrrelda kahte sarnaste karakteristikutega gruppi, kus esimene grupp on testitav grupp ja teine kontrollgrupp. Palgaelastsuste leidmiseks simuleeritakse palgamäära 10% muutus. (Cahuc, Zylberberg 2004: 41)

Järgnevalt on esitatud tulemusi varasematest empiirilistest tööddest. Sageli on tööde eesmärgiks uurida erinevate mudelite ja hindamismeetodite mõju elastsuskoeffitsientidele. Tabelis on esitatud vaid autorite poolt eelistatud mudelid või mitme eelistuse korral palgaelastsuste vahemik. Välja on toodud Marshalli palgaelastsused.

Tabel 1. Varasemad empiirilised tulemused palgaelastsuste hindamisel

Autor	Mudel	Palgaelastsused		Riik
		Mehed	Naised	
Van Soest (1995)	leibkonna töøjõupakkumine, diskreetne mudel	0,10	0,52	Holland
Aronsson, Palme (1998)	leibkonna töøjõupakkumine	0,12	0,44	Rootsi
Moffitt (1984)	indiviidi töøjõupakkumine, diskreetne mudel	—	0,21	USA
Smith (1995)	indiviidi töøjõupakkumine	0,09-0,10	0,06-0,09	Taani
Van Soest <i>et al</i> (1990)	indiviidi töøjõupakkumine, diskreetne mudel	0,1	0,79	Holland
Triest (1990)	indiviidi töøjõupakkumine	(-0,02 - 0,06)	(0,03 - 0,28)	USA
Blomquist ja Hansson- Brusewitz (1990)	indiviidi töøjõupakkumine	0,13	0,77	Rootsi
Silverstovs, Koulikov (2002)	indiviidi töøjõupakkumine	—	0,53	Eesti

Kokkuvõtteks võib märkida, et sõltuvalt valitud mudeli kujust, hindamismeetodist ning erinevatest eeldustest saadakse palgaelastsuse hindamisel üsnagi erinevaid tulemusi. Meeste puhul võib märgata, et palgaelastsuste väärtused on suhteliselt sarnased, ligikaudu 0,1. Koefitsiendid on oodatavalt positiivsed, välja arvatud Triesti uuringu järgi, kus mõni mudeli spetsifikatsioon andis negatiivsed palgaelastsused. Meeste palgaelastsuse madalat ja sarnast väärtust võiks seletada asjaoluga, et meeste töøjõupakkumine on suhteliselt konstantne, mida ei mõjuta oluliselt palgamäära väikesed muutused.

Küll aga kõiguvad tulemused palju naiste puhul – tabelis näidatud andmetel vahemikus 0,03-0,79. Võiks eeldada, et suhteliselt madalamad elastsuskoeffitsiendid on leibkonna töøjõupakkumise mudelites ning kõrgemad indiviidi töøjõupakkumise mudelites, kuna leibkonna mudelites võetakse arvesse ka abikaasa töøjõupakkumine, mis muudab töøjõupakkumise vähem tundlikuks. Toodud tulemustest see aga ei selgu. Palgaelastsused on eranditult positiivsed.

Võrreldes tulemusi meeste ja naiste vahel, võib öelda, et meeste töøjõupakkumine on üldjoontes vähem tundlik palgamäära muutuste suhtes. Kuna enamasti on leibkonna vastutavaks liikmeks mees, siis saab naine töötamise otsustes rohkem varieeruda.

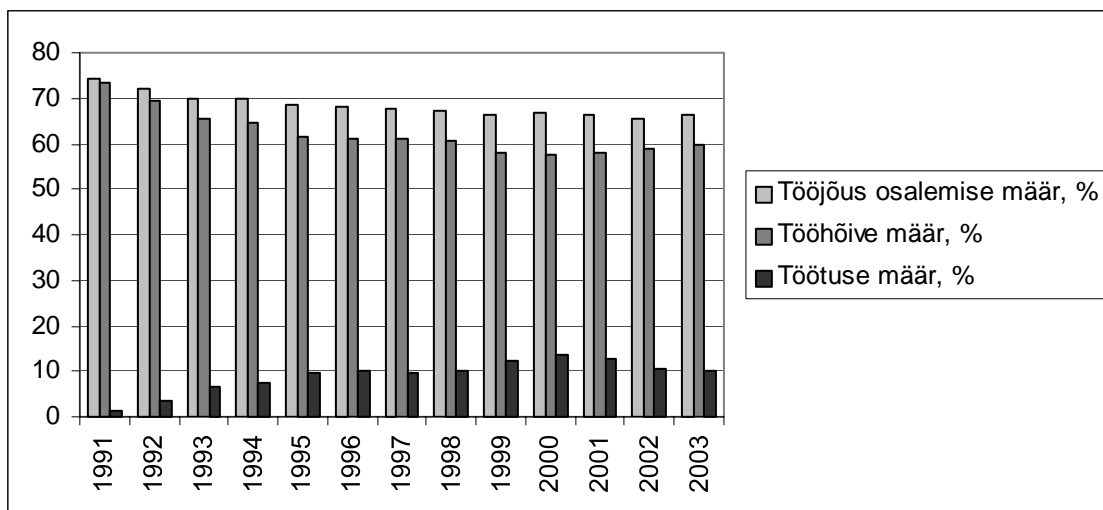
2. ÜLEVAADE TÖÖJÕUPAKKUMISEST EESTIS

2.1 Üldised tendentsid töøjõupakkumises aastatel 1991–2003

Üleminekuajaperioodi algusest saadik on Eesti tööturul toimunud mitmesugused muutused: majanduse ümberstruktureerimisest tulenevad hõive ja palkade tasemete muutused, tööpuuduse teke jne. Liberaalse majanduspoliitika valikuga on loodetud pigem majanduse iseregulatsioonile ning riiklik sekkumine tööturul on olnud tagasihoidlik.

Alates 1991. aastast on toimunud pidev hõive määra alanemine, mis 1996–1997. aasta majanduskasvuga küll peatus, kuid 1998. aasta majanduskriisiga taas jätkus (vt joonis

1⁸). Mõningane hõive määra kasv on toimunud 2002. ja 2003. aastal, kuid jõutud pole sellele tasemele, mis oli enne 1998. aasta kriisi. Sarnaselt on käitunud töötuse määr. 1991. aasta praktiliselt olematu (1,5%) töötuse määr kasvas 1992. ja 1993. aastal peaaegu kaks korda. Alates 1995. aastast töötuse määr peatus ligikaudu 10% juures, kuid 1998. aasta majanduskriis andis uue tõuke ja töötuse kasv peatus alles 2000. aastal, saavutades käsitletavate aastate kõrgeima taseme. 2001. aastast saadik on toimunud töötuse määra mõningane langus, olles 2003. aastal 10,1%.



Joonis 1. Tööturu seisundid aastatel 1991–2003⁹

Allikas: Eesti Statistikaamet

Kolmanda tendentsina võib märgata töötajate osalemise määra langust, mis tähendab, et tööealise elanikkonna seas on suurenenud mitteaktiivsete inimeste osakaal. Põhjustena võib välja tuua õppijate hulga suurenemise, pensioniealiste osakaalu kasvu jne. Seega kokkuvõtteks on vähenenud inimeste hulk, kes tööturul osalevad ning vähenenud hõivatute osa. Teiselt poolt on kasvanud töötute inimeste osa töötajates.

Vaadates tööpakkumist töötatud tundide seisukohast (vt lisa 1), on näha, et töötatud tundides suuri muutusi pole, kuigi esineb väike langustendents. Võrreldes täis- ja osalist tööaega, võib märgata täistööaja domineerimist, kuigi osalise tööaja osakaal on pisut suurenenud. Osalise tööaja väike osakaal viitab tööturu jäikusele ning hoiab eemal inimesi, kes täistööajaga ei saa või ei soovi töötada (nt lastega naised).

2.2 Töötajate osalemine alamgruppide lõikes

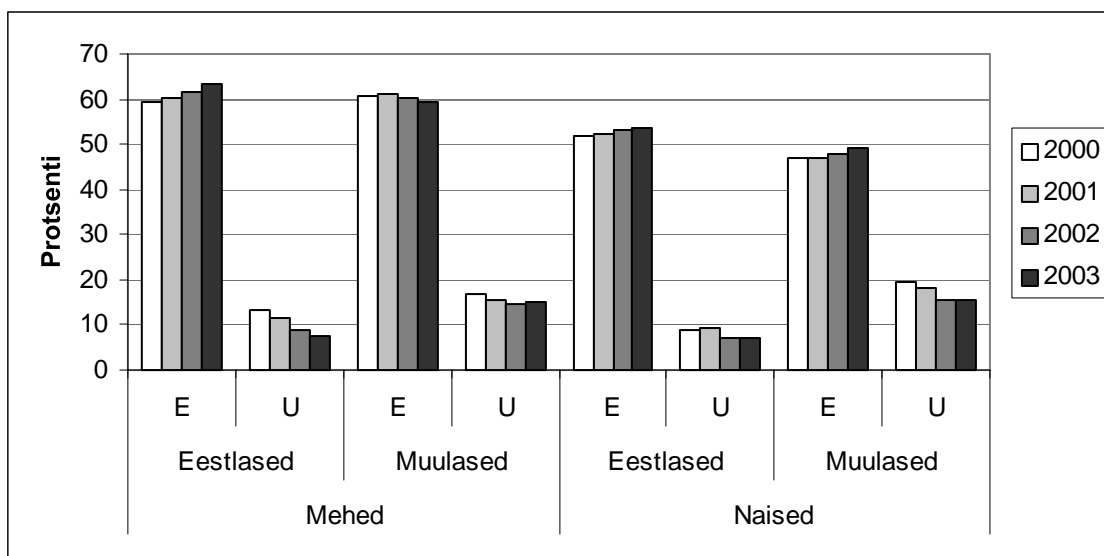
Nagu näitas varasemate töötajate osalemise uuringute ülevaade, erineb meeste ja naiste töötajate osalemine üsna palju. Seetõttu käsitletakse ka käesolevas peatükis töötajate osalemist soo lõikes, uurides tööhõive ja töötuse määra rahvuse, vanuse ja hariduse tasandil, kuna nimetatud muutujad mõjutavad oluliselt töötajate osalemist. Vaatluse all on aastad 2000-2003, mil majandus on olnud suhteliselt stabiilne, mis väljendub hõive määra väheses suurenemises ning tööpuuduse vähenemises. Peatükk

⁸ Vaadatud on 15-69 aastaseid, kuna ILO meetodikal põhinev 16-74 aastaste inimeste vaatlemine algas alles 1997. aastast. Järgnevate tabelite andmed põhinevad 15-74 aastaste inimeste andmetel.

⁹ Töötajate osalemine määr – hõivatute ja töötute osakaal tööealisest elanikkonnast; tööhõive määr - hõivatute osa tööealisest elanikkonnast; töötuse määr – töötute osakaal töötajates.

annab lühiülevaate, millised on olnud määrade muutused nimetatud alamgruppide lõikes ning kas need on erinenud põhinäitajatest.

Esmalt on vaatluse all eestlaste ja muulaste hõive ja tööpuuduse määrad. Uurides hõive määrasid etniliste gruppide lõikes, võib märgata, et eestlased on tööturul eelisseisundis (vt joonis 2) – muulastel on madalamad hõive määrad ning kõrgemad töötuse määrad. Vaadates mehi etniliste gruppide lõikes, on näha, et kui 2000. aastal olid hõive määrad praktiliselt samal tasemel, siis eestlaste hulgas on hõive määr tõusnud, muulaste seas aga vähenenud. Töötuse määr on kahe grupi lõikes üsna erinev ning suureneb, 2003. aastal erinesid töötuse määrad 7,6 protsendipunkti. Kui meessoost muulaste töötuse tase on püsinud suhteliselt stabiilne, siis eestlaste puhul on see selges langustendentsis.



Joonis 2. Hõive ja töötuse määrad soo ja etniliste gruppide lõikes¹⁰

Allikas: Eesti Statistikaamet

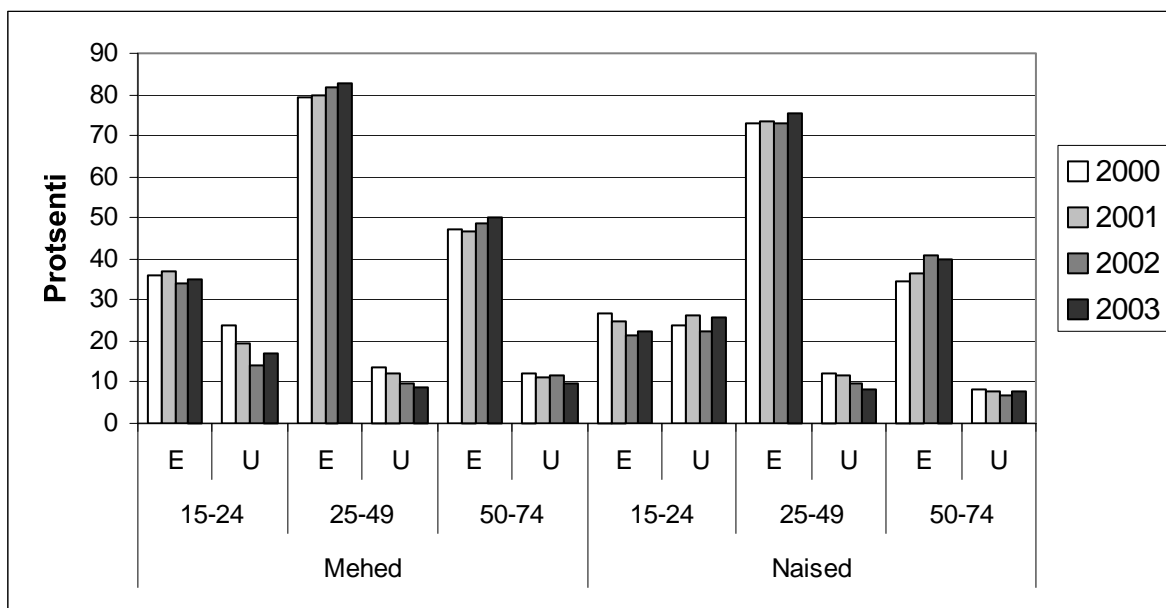
Naiste puhul on gruppidevahelised erinevused veelgi suuremad. Samas, kuigi hõive määra erinevus küll eksisteerib, on see nii eestlaste kui ka muulaste seas tõusutendentsis. Positiivselt liigub ka töötuse määr, olles küll naissoost muulaste seas tunduvalt kõrgem (2003. aastal erinevus 8,4 protsendipunkti). Võrreldes mehi ja naisi omavahel, võib märgata, et kui hõive määrad on selgelt meeste puhul kõrgemad, siis töötuse määrad on viimaste aastatega praktiliselt võrdsustunud. Kokkuvõtteks tuleb märkida, et muulased on Eesti tööturul tunduvalt raskemas olukorras – vähem on inimesi, kes leiavad tööd, ning rohkem neid, kes on töötud. Olulist rolli mängib siinjuures keeleoskus – muulased (sh enamasti venelased) on tööturul tõrjutud mitte rahvuse, vaid pigem keeleoskuste tõttu¹¹.

Teiseks on uuritud inimeste olukorda tööturul sõltuvalt vanusest. Esitatud on kolm vanusegruppi: noored (15-24aastased), 25-49aastased ning 50-74aastased inimesed (vaata joonis 3). Esmalt on jällegi vaadatud meeste olukorda. Uuritavatest vanusegruppidest on ootuspäraselt kõrgeim tööhõive 25-49aastastel inimestel, madalaim aga noortel inimestel. Kui üle 25aastaste inimeste seas on tööhõive määrad pidevalt kasvanud, siis noorte puhul on see aastati kõikunud (2003. aastal siiski positiivse kasvuga). Töötuse määrade võrdlemine näitab, et töötute protsent on suurim

¹⁰ E – tööhõive määr, U – töötuse määr.

¹¹ Vaata näiteks Eamets (2001, lk 133).

noorte seas, kusjuures 2003. aastal on see suurenenud 2,6 protsendipunkti. Madal hõive määr viitab ka suhteliselt väikesele aktiivsuse määrale, s.t suur hulk noori ei sisenege tööturule. Peapõhjusena võib siin tuua õppijate arvu suurenemise. Teistes vanusegruppides on töötuse määr langustendentsis.



Joonis 3. Töötuse ja hõive määrad soo ja vanusegruppide lõikes

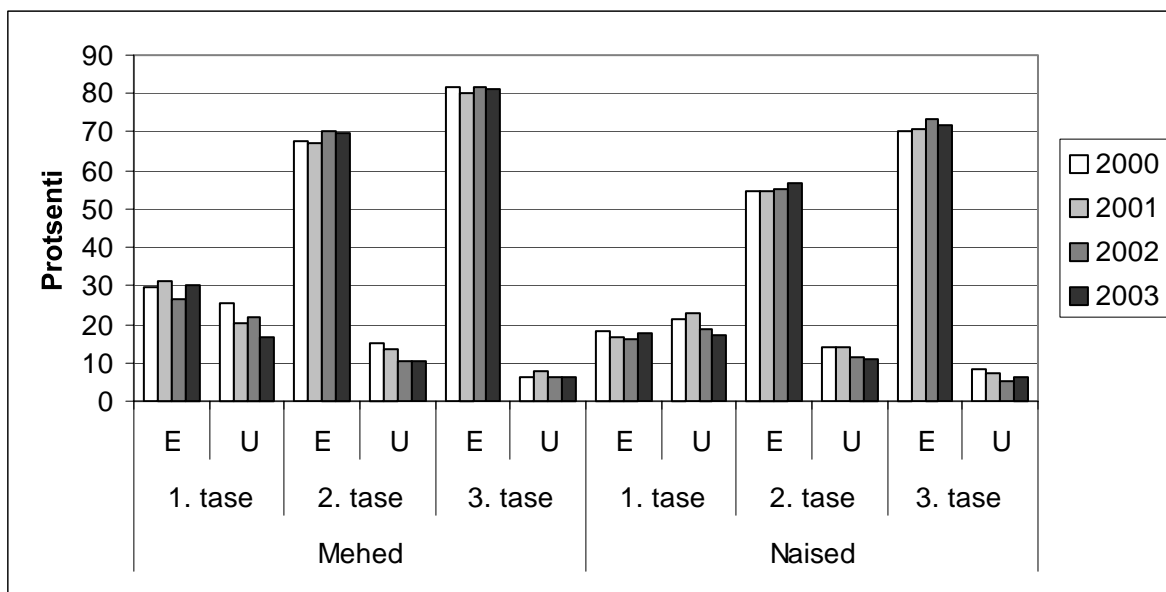
Allikas: Eesti Statistikaamet

Naiste puhul on näitajad sarnased. Kõrgeim on hõive määr 25-49aastaste ja madalaim noorte puhul. Näitaja on 2003. aastal mõlema grupi puhul kasvanud, 50-74aastaste inimeste puhul aga pisut vähenenud. Kõrgeim tööpuuduse määr on taas noorte grupis. Negatiivsena saab välja tuua asjaolu, et 2003. aastal on tõusnud 15-24aastaste ja 50-74aastaste inimeste töötuse määr. Meeste ja naiste võrdluses on näha, et kõikide gruppide lõikes on meeste tööhõive määr kõrgem, töötuse määr näitab, et kõrgem on noorte naiste tööpuudus ning madalam vanemate naiste tööpuudus võrreldes meestega. 25-49aastaste meeste ja naiste tööpuudus on sarnasel tasemel.

Kokkuvõtteks – raskeim olukord tööturule sisenemisel on noortel inimestel, millele viitab kõrge töötuse määr. Teiselt poolt aga suur hulk noori tööturule ei sisenege, valides edasiõppimise.

Viimasena on vaatluse all erinevate haridustasemetega inimesed¹². Ilmneb hariduse positiivne mõju hõive määrale ja negatiivne mõju töötuse määrale (vaata joonis 4). Meeste puhul on näha, et hõive määrad on uuritavatel aastatel püsivad suhteliselt stabiilsed. Töötuse määr on vähenenud esimese ja teise haridustasemega inimestel, kolmanda taseme haridusega inimeste töötuse määr on olnud püsiv.

¹² 1. taseme haridus – põhihariduse ja madalama haridustasemega inimesed, 2. taseme haridus – kutseharidus pärast põhiharidust, keskkharidus, kutseharidus koos keskkharidusega ja pärast keskkharidust, keskeriharidus peale põhiharidust, 3. taseme haridus – keskeriharidus pärast keskkharidust, kõrgharidus.



Joonis 4. Hõive ja töötuse määrad soo ja haridustasemete lõikes

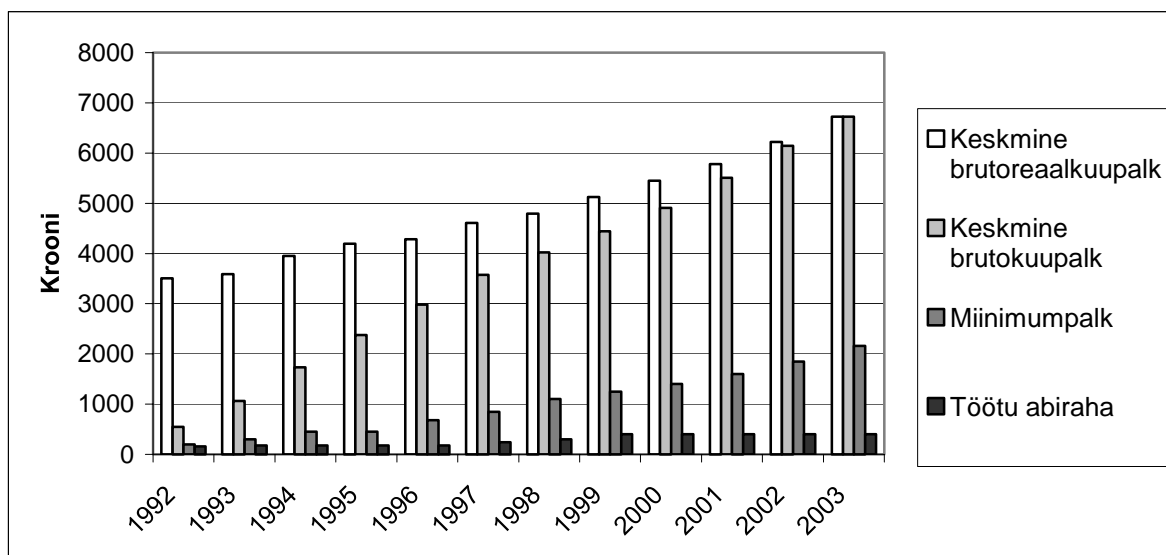
Allikas: Eesti Statistikaamet

Naiste puhul on hõive määrad püsivad suhteliselt stabiilsed, töötuse määras on märgata langustendentsi (v.a kolmanda taseme haridus, kus 2003. aastal on töötuse määr pisut suurenenud). Meeste-naiste lõikes on olukord sarnane varasemaga – hõive määrad on kõigis gruppides meeste puhul suuremad, töötuse määrad aga suhteliselt sarnased. Välja võiks tuua veel esimese taseme haridusega naised, kelle hõive määr 2003. aastal oli vaid 18%, s.t esimese taseme haridusega naistest on hõivatud vaid iga viies. Praktiliselt sama kõrge oli grupi töötuse määr.

Seega kokkuvõtteks on tööturul eelisolukorras mehed, eestlased, tööealised inimesed vanuses 25-49 ning kõrgharidusega inimesed. Probleemseks võib pidada noorte inimeste, muulaste ning madala haridustasemega inimeste olukorda kõrge tööpuuduse määra aspektist.

2.3 Muud tööjõupakkumist mõjutavad näitajad

Lisaks inimeste individuaalsetele omadustele mõjutavad tööjõupakkumist mitmed teisedki näitajad: palk, töötü abirahad jne. Keskmine nominaalpalk on vaadeldaval ajaperioodil (1992-2003) kasvanud ligikaudu 12 korda 549-lt kroonilt 1992. aastal 6723-le kroonile 2003. aastal (vaata joonis 5). Kuigi reaalpalga kasv on olnud tunduvalt madalam (kasv 1,9 korda), näitab hõivemäärade langus ja palga kasv siiski kasvanud tootlikkust. Sarnases tempos võrreldes nominaalse brutopalgaga on kasvanud miinimumpalga tase (200-lt kroonilt 2160-le kroonile). Miinimumpalk on teiste riikidega võrreldes suhteliselt madalal tasemel. Madal miinimumpalk takistab vähem töökohtade teket kui kõrgem miinimumpalk, kuid on siiski mõjutajaks madalapalgaliste töökohtade puhul.



Joonis 5. Keskmine brutorealkuupalk¹³, keskmine brutokuupalk¹⁴, miinumipalk ja töötu abiraha¹⁵

Allikas: Eesti Statistikaamet

Vastupidiselt palgatõusule on töötu abirahade suurenemine olnud suhteliselt väike. Kui 1992. aastal oli töötu abiraha 200 krooni ja 2003. aastal 400 krooni, siis tõus on olnud vaid kahekordne. Palgad on samas aja kasvanud ligikaudu 12 korda. Siit võib järeldada, et töötu abiraha ei ole stiimuliks tööturult eemale jäämiseks ega mõjuta oluliselt tööpakkumist negatiivses suunas, s.t üldjuhul ei ole inimesel kasulik töötuks jääda. 2003. aastast kehtiv töötukindlustusmaksete süsteem on samuti veel liiga noor, et töötõupakkumist mõjutada.

Töötu abirahale lisaks võib sotsiaalse kaitse instrumentidena välja tuua toimetulekutoetust, mis käesoleval hetkel on 500 krooni (teistele leibkonna liikmetele 400 krooni). Samas arvestatakse selle arvutamisel muude sissetulekutega. Seega isikul, kelle sissetulekuks on töötu abiraha, on õigus saada toimetulekutoetust vaid 100 krooni ning tema sissetulekuks on 500 krooni. Sellise summa korral võib see töötõupakkumist mõjutada vaid väga madala hariduse ning väheste oskustega tööjõu puhul. Üldjuhul on nimetatud summa siiski liiga väike.

Seega kokkuvõtteks –hõive- ja töötusemäärade kujunemist erinevate gruppide lõikes ning sissetulekuga seotud näitajaid vaadates võib üldistada, et oluliseks töötõupakkumise mõjuriks lisaks palgale on pigem inimese individuaalsed näitajad (sugu, haridus, vanus), kui muud n-õ riiklikud sissetulekud (toimetulekutoetus, töötu abiraha). Sellega arvestatakse ka järgnevas analüüsis Eesti töötõupakkumise uurimisel.

3. TÖÖJÕUPAKKUMISE MODELLEERIMINE EESTI ANDMETEL

Käesolevas peatükis modelleeritakse töötõupakkumise palgaelastsust Eesti andmetel. Vaadatakse kahte lähenemist töötõupakkumisele: töötatud tundide ja hõivatuse mudelit.

¹³ Brutoreaalpalk on teisendatud 2003. aasta hindadesse (THI=100 2003. aastal).

¹⁴ Brutopalk on alates 1998. aastast ilma ravikindlustushüvitiseta.

¹⁵ Töötu abiraha puhul on lähtutud aasta alguse seisust.

Nagu eelnevas peatükiski mainiti, on meeste ja naiste tööturukäitumine erinev ning tööjõupakkumist mõlemas grupis koos vaadata ei ole mõtet. Seega hinnatakse mudelid meeste ja naiste lõikes eraldi ning leitakse vastavad palgaelastsused.

3.1 Andmed

Tööjõupakkumise mudeli hindamiseks kasutati Eesti tööjõu-uuringu 2001. aasta andmeid (ETU01). ETU01 andmebaasi suuruseks on 16 309, mille puhul on küsitletud indiviide vanuses 15-74. Küsitletud isikute arv on vaatluste arvust väiksem, kuna inimesi küsitletakse korduvalt.

Hõivatutena käsitleti ETU järgi inimesi, kes küsitlusele eelneval nädalal:

- töötasid vähemalt ühe tunni ja said selle eest tasu või
- tegelesid ettevõtluse, talupidamise, äri- või vahendustegevusega, individuaaltöoga, tegutsesid vabakutselisena, maksuametis või äriregistris registreeritud ettevõtjana ning said selle eest tasu või
- töötasid ilma otsese tasuta pereettevõttes või talus, mille tuludest saadi osa või
- tegelesid põllumajandussaaduste tootmisega müügiks või
- puudusid oma põhitöökohalt vähem kui kolm kuud või
- saavad (osalist) tasu töölt puudunud aja eest.

Analüüsis ei tehtud vahet töötute ja mitteaktiivsete vahel. Valimist eemaldati vaatlused, kus olid puuduvad väärtused mudelis kasutatavate muutujate puhul. Lõplikuks valimiks jäi 16 280. Valimist 58% olid hõivatud ning 42% mittehõivatud.¹⁶

Tööjõupakkumist kirjeldavateks muutujateks valiti järgmised inimkapitali ning tööturгу iseloomustavad suurused: elukoht, rahvus, vanus, haridustase, õppimine, perekonnaseis ja laste arv. Valitud näitajad on sagedasemad tööjõupakkumise kirjeldajad. Samuti tuli muutujate kaasamisel arvestada, et mudelisse saab lisada vaid näitajaid, mis on olemas ka töötute kohta.

- Elukohana võeti mudelisse 2 gruppi fiktiivseid muutujaid: fiktiivsed muutujad 15 Eesti maakonna ning eraldi Tallinna kohta ning fiktiivsed muutujad elukoha tüübi kohta (pealinn, linn, maa).
- Rahvust vaadati kaheväärtuselisena: eestlased ja muulased (andmete põhjal olid muulasteks vaid vene rahvusest inimesed).
- Vanus jagati 10aastasteks intervallideks¹⁷, et paremini selgitada vanuse mõju palkadele. Vanemaealiste inimeste korral on vaadatud pikemat intervalli grupi väiksuse tõttu.
- Hariduse kirjeldamiseks kasuti rahvusvahelist standardit ISCED, kusjuures gruppide väiksuse tõttu võeti kokku ISCEDi 1 ja 2 tase ning 5 ja 6 tase. (ISCEDI kirjeldust vaata lisast 2)
- Õppimine jagati sarnaselt haridusele, kuid grupeeriti ISCEDi 4-6 tase.
- Perekonnaseisu kirjeldab fiktiivne muutuja, mille kohasest inimene on üksik (kas vallaline, lahutatud, lahuselav või lesk) või kaaslasega (vabaabielus või abielus).
- Laste arvu vaadati kolmes grupis: 1-3aastaste laste arv (väikelapsed), 4-8aastased ning 9-16aastased.
- Kvartalid.

¹⁶ Hõive määra leidmisel kasutati valimi kaalusid, kaalumata on protsendid vastavalt 53% ja 47%.

¹⁷ Intervallid: 16-25, 26-35, 36-45, 46-55 ja 56-74.

Muutujate kohta vaata ka lisa 3.

Palgana oli andmebaasis antud kuine netopalk, mille järgi leiti palk, mida inimene teeniks täistöökojal kasutades valemit

$$\text{Täistöökoja kuupalk} = \frac{\text{netopalk kuus}}{\text{töötatud tunnid nädalas} \cdot 4,3} \cdot 172 \quad (14)$$

Valemi esimene pool annab netotunnipalga täistöökojal ning tulemuse korrutamine 172ga kuupalga. Kuna palgad on sageli logaritmilise jaotusega ning võib arvata, et muutus väiksemate palkade puhul on olulisem kui muutus suuremate palkade puhul, siis kasutati muutujat logaritmilisel kujul. Täiskohapalga jaotust vaata lisast 4.

Töötatud tundidena kasutati töötatud tunde nädalas keskmiselt (teise võimalusena oleks saanud kasutada töötatud tunde uuringule eelnenud nädalas), kuna see peegeldab tööjõupakkumist paremini. Vaatluse alla võeti ainult töötatud tunnid põhitöökojal, jättes kõrvaltööd vaatluse alt välja. Põhjuseks asjaolu, et kuigi andmebaasis olid kättesaadavad andmed töötatud tundide kohta kõrvaltöökojal, polnud teada vastav tasu. Töötatud tundide jaotust vaata lisast 5.

Arvesse ei võetud ka andmete puuduse tõttu üht olulist kirjeldavat tegurit – muud sissetulekut. Kui inimesel on suur mittepalgaline sissetulek (kapitalitulu, abikaasa sissetulek vms), siis mõjutab see tõenäoliselt üsna tugevalt tööpakkumist kuni juhuni, et tööpakkumist ei mõjuta enam palk, vaid muud tegurid.

Kuna ETU andmete puhul on tegemist paneelandmetega ja esineb korduvaid vaatlusi ühelt vaatlusaluselt, siis loodi nn ID, et inimesi identifitseerida. Selleks kasutati leibkonna, leibkonna liikme ning korduvalt küsitletud liikme koodi. Võrrandite hindamisel võeti need klastrid (*cluster*) arvesse, et saada korrigeeritud standardhälvete hinnanguid. Samuti kasutati mudelis valimi kaalusid, mis teoreetiliselt peaksid võimaldama tulemusi üldistada kogu Eesti elanikkonnale.

Kuna andmete vähesuse tõttu pole mudelisse lülitatud muud sissetulekut peale palkade, siis on võimalik välja arvutada vaid Marshalli ehk kompenseerimata palgaelastsused. Empiiriliste tööde ülevaade näitab, et võiks oodata positiivset palgaelastsust, s.t palga suurenedes peaks suurenema ka tööjõupakkumine ja töötamise tõenäosus. Samuti on leitud, et meeste tööjõupakkumine on vähem tundlik kui naiste tööjõupakkumine.

Modelleerimisel kasutati statistikaprogrammi Stata 8.0.

3.2 Mudelid

Tööjõupakkumise modelleerimisel lähtutakse staatilisest indiviidi tööjõupakkumisest, seega arvesse ei võeta säästmist ja laenamist. Eeldatakse, et tööjõupakkumise otsused ei sõltu abikaasa tööjõupakkumisest ning tööturule sisenemisel ja väljumisel ei eksisteeri püsivaid kulusid. Töötundide mudelis eeldatakse, et indiviid saab valida mis tahes töö ja vaba aja kombinatsiooni vahel.

Tööjõupakkumise modelleerimisel tuleb arvesse võtta asjaolu, et palkade lisamisel mudelisse on teada vaid töötavate inimeste palgamäär. Puuduvate palkade leidmiseks tuleks hinnata palgavõrrand töötavate inimeste andmetel ning prognoosida puuduvad palgad töötute jaoks. Nagu esimeses peatükis kirjeldati, on palgavõrrandi hindamiseks erinevad meetodeid. Käesolevas töös hinnatakse palgavõrrandit töötavate inimeste andmete järgi vähimruutude meetodil, mille alusel prognoositakse kõikide inimeste palgad.

Töötatud tundide mudeliks on valitud tobit-mudel (vt lähemalt ptk 1.1), mis võimaldab töötute inimeste nullilisi töötunde paremini arvesse võtta. Lineaarne regressioonimudel annab siin nihkega hinnangud. Kasutatud on juhuslike efektidega tobit-mudelit, mis võimaldab tulemusi üldistada kogu üldkogumi kohta ning arvestada inimese ajas mittemuutuvat eripära. Juhuslike efektidega mudelite puhul on mudelis kaks vealiiget:

$$y_{it} = \alpha + \beta x_{it} + u_i + \varepsilon_{it}, \quad (15)$$

kus ε_{it} tähistab traditsioonilist vealiiget, mis on igal vaatlusel erinev ning u_i on vealiige, mis näitab iga i -nda vaatluse vabaliikme hälvimist kogu valimi vabaliikmest.

Kui töötundide mudelis eeldati, et inimene võib valida mistahes töötundide arvu, siis töötamise tõenäosuse mudelis on endogeensel muutujal kaks väärtust: $H = 0$, kui inimene ei osale tööturul ning $H = 1$, kui osaleb. Tegemist on probit-mudeliga, kus hinnatakse tõenäosust, et inimene valib ühe või teise oleku. Probit-mudelit võib pidada töötundide mudeliga võrreldes realistlikumaks, kuivõrd see läheneb tööjõupakkumisele tegelikkusega võrreldes realistlikumalt – nagu näitas peatükis 2.1 töötatud tundide analüüs ja eelmise peatüki muutujate uurimine, domineerib siiski vaid üks valik – täistööajaga töötamine (40 tundi).

Mõlemaid mudeleid hinnatakse suurima tõepära meetodiga.

3.3 Hindamine ja tulemused

Esimese sammuna hinnati töötavate inimeste andmetel palgavõrrandit, kus uuriti seost logaritmitud palkade ja indiviidi demograafilisi ja tööturгу iseloomustavate näitajate vahel. Kirjeldavateks muutujateks valiti haridus, sugu, fiktiivsed muutujad maakondade ja kvartalite kohta, rahvus ja vanus ning regressioonivõrrand hinnati töötavate inimeste andmetel. Palgavõrrandit hinnati vähimruutude meetodiga ja saadud tulemuste järgi prognoositi hinnatud palgad kõikidele inimestele valimis.

Tulemused on esitatud lisa 6. Mudel on oluline olulisusnivoole 0,05, samuti on olulised praktiliselt kõik parameetrid. Ebaoluliseks muutujaks oli Harju maakond, viimane tõenäoliselt oma seotuse tõttu Tallinnaga, ning teine ja kolmas kvartal. Uurides parameetrite hinnangute märke, on need kooskõlas majandusteooria ja tegelikkusega. Kõrgemat palka teenivad eestlased ning mehed. Meeste ja naiste vaheline palgaerinevus on hinnatud mudeli järgi 27%. Vanuse muutujad on kõik positiivsed, kuna võrreldud on 56-74aastaste inimestega, kusjuures kõrgeimat palka teenivad 26-35aastased. Palka mõjutab positiivselt haridustaseme kasv, võrreldes madalama haridusega inimestega. Samuti tuleneb hinnatud võrrandist, et kõrgemaid palku makstakse Tallinnas.

3.3.1 Töötatud tunnid

Töötundide mudeli modelleerimisel kasutati juhuslike efektidega tobit-mudelit, kus ajamuutujana kasutati kvartaleid ning klastritena inimest identifitseerivat ID-d. Sõltumatute muutujatena lisati mudelisse fiktiivsed muutujad hariduse, rahvuse, õppimise, perekonnaseisu ja vanuse kohta ning muutujad laste arvu kohta. Mudelisse ei lisatud muutujaid maakondade kohta, kuna ühelt poolt tekiks probleem identifikatsiooniga (palgavõrrandi muutujad on samad, mis tööjõupakkumise võrrandis) ning teiselt poolt ei mõjuta maakonnad oluliselt töötunde (ka empiirilistes töödes võetakse elukoht harva mudelisse). Tööjõupakkumist on hinnatud meeste ja naiste lõikes eraldi. Tulemused on esitatud tabelis 2.

Tabel 2. Töötundide mudeli tulemused

	Mehed	Naised
	Koefitsient	Koefitsient
Haridus (vrd ISCED 0-2)		
ISCED3	24,692*	8,007*
ISCED4	24,718*	8,981*
ISCED 5-6	24,512*	7,815*
Rahvus: eestlane (vrd muulane)	-0,005	-0,763**
Õppimine (vrd ei õpi)		
ISCED1-2	-43,687*	-28,686*
ISCED3	-27,250*	-39,194*
ISCED 4-6	-24,910*	-25,667*
Perekonnaseis: kaaslasega (vrd ilma kaaslaseta)	0,404	0,455***
Laste arv		
1-3 aastased	24,644*	-26,786*
4-8 aastased	0,291	1,466*
9-16 aastased	0,282	-0,318
Vanus (vrd 56-74 aastased)		
15-25	26,336*	1,892*
26-35	26,798*	26,839*
36-45	26,554*	27,353*
46-55	26,132*	27,356*
Hinnatud ln(palk)	2,154**	3,869*
Konstant	-41,083*	-38,175*
Vaatluste arv	7432	8848
Tsenseeritud	3167	4565

Märkus: *oluline olulisusnivool 1%, **oluline olulisusnivool 5%, ***oluline olulisusnivool 10%.

Mudel on oluline olulisusnivool 0,05, olulised on ka enamik parameetreid. Ebaolulisteks on meeste mudelis rahvus, perekonnaseis ja 4-8aastaste laste arv, 9-16aastaste laste arv on ebaoluline mõlemas mudelis.

Parameetrite hinnangute märke uurides võib näha järgmist. Kõrgem haridustase mõjutab töajupakkumist positiivselt võrreldes madalama haridustasemega. Samas üllatavalt on kõrgeima haridustasemega (ISCED5-6) inimeste töajupakkumine madalam ISCED4 taseme haridusega inimeste töajupakkumisest.

Eestlastest naiste töajupakkumine on pisut väiksem võrreldes muulastest naistega. Õppimine mõjutab töajupakkumist oodatavalt negatiivselt nii naiste kui ka meeste puhul. Kõige vähem mõjutab töajupakkumist just kõrgemal haridustasemel õppimine (ülikool, kutsekool peale keskkooli), kus osa õpilastest tõenäoliselt töötavad kooli kõrvalt.

Tulemuste järgi pakuvad tööd rohkem naised, kellel on elukaaslane. Eeldati, et seos on vastupidine, kuna kaaslane võib olla finantsiliselt toeks.

Laste arv mõjutab töötunde naiste ja meeste puhul erinevalt. Naiste töajupakkumist mõjutavad kuni 8aastaste laste arv, sealjuures 1-3aastaste laste arv negatiivselt ja 4-8aastaste laste arv positiivselt. Meeste töajupakkumist mõjutab vaid väikelaste arv ning positiivselt. Siit ilmneb, et lapse sünni korral jääb tavapärast koju naine, mistõttu tema töajupakkumine väheneb kuni koduseks jäämiseni. Pole veel levinud, et mees väikelapsega koju jääb. Seepärast suureneb uue pereliikme korral meeste töajupakkumine. Vanemad lapsed enam oluliselt töajupakkumist ei suurenda.

Ka vanuse mõju on meeste ja naiste puhul erinev. Võrdlusgrupist (56-74 aastased) on kõigis vanusegruppides töøjõupakkumine suurem. Kui meeste töøjõupakkumine on kõrgeim nooremas eas (26-35aastaselt), siis naiste puhul vastupidiselt vanemas eas (36-55aastaselt) võrreldes meestega.

Viimasena on tabelist 2 näha, et palga ees olev parameetri hinnang on positiivne, mis tähendab, et palga suurenedes töøjõupakkumine suureneb. Tulemus on kooskõlas teooriaga, kust tuleneb töötundide ja palga vaheline positiivne seos, mis omakorda viitab positiivsele palgaelastsusele.

3.3.2 Töötamise tõenäosus

Töötamise tõenäosuse mudelis kasutati samasid muutujaid mida töötundide mudelis. Lisaks lülitati mudelisse näitajad elukoha kohta (inimene elab maal, linnas või pealinnas), kuna võib arvata, et otsus siseneda tööturule sõltub paljuski elukohast. Võib eeldada, et maal elavad inimesed on rohkem mitteaktiivsed ning ka töötuid on maal rohkem.¹⁸ Tulemused on esitatud tabelis 3.

Tabel 3. Töötamise tõenäosuse mudeli tulemused

	Mehed	Naised
	Koefitsient	Koefitsient
Elukoht (vrd maakohat)		
Linn	0,090***	0,202*
Pealinn	0,011	0,120
Haridus (vrd ISCED 0-2)		
ISCED3	0,119	0,350*
ISCED4	0,401*	0,546*
ISCED 5-6	0,267***	0,509*
Rahvus: eestlane (vrd muulane)	-0,016	0,246*
Õppimine (vrd ei õpi)		
ISCED1-2	-2,290*	-1,799*
ISCED3	-1,696*	-1,148*
ISCED 4-6	-0,899*	-0,900*
Perekonnaseis: kaaslasega (vrd ilma kaaslaseta)	-0,564*	0,013
Laste arv		
1-3 aastased	-0,051	-0,869*
4-8 aastased	0,265*	-0,042
9-16 aastased	0,228*	-0,097
Vanus (vrd 56-74 aastased)		
15-25	1,108*	0,680*
26-35	1,192*	0,978*
36-45	0,919*	1,364*
46-55	0,779*	1,238*
Hinnatud ln(palk)	1,005*	0,860*
Konstant	-8,942*	-7,909*
Vaatluste arv	7432	8848
Pseudo R2	0,272	0,285

Märkus: *oluline olulisusnivool 1%, **oluline olulisusnivool 5%, ***oluline olulisusnivool 10%.

Mudel on oluline olulisusnivool 0,05 ning suhteliselt hea kirjeldatuse tasemega. Ebaolulisteks muutujateks meeste mudelis on pealinnas elamine, hariduse kolmas tase

¹⁸ Alternatiivina lisati elukoha tüübi asemel mudelisse fiktiivsed muutujad maakondade kohta, mis hindamisel osutusid aga kõik ebaolulisteks.

(ISCED3), rahvus ning väikelaste arv; naiste mudelis on ebaolulised pealinnas elamine, perekonnaseis ning vanemate kui 3aastaste laste arv.

Linnas elamine suurendab mõlema grupi puhul töenäosust tööturule siseneda võrreldes maal elamisega. Eestlasest naistel on suurem töenäosus töötada võrreldes muulastest naistega.

Hariduse näitajatest tuleneb, et võrreldes madalaima haridustasemega suureneb kõrgemate haridustasemete puhul töenäosuse töötada. Sarnaselt töötatud tundide mudeliga on koefitsient suurim ISCED4 puhul. Õppimine mõjutab oodatavalt töötamise töenäosust negatiivselt, sealjuures suurim töenäosus töötada õppimise kõrvalt on kõrgemal haridustasemel õppides.

Kaaslase olemasolu mõjutab töötamise töenäosuse mudelis vastupidise suunaga võrreldes töötundide mudeliga – mehel, kellel on elukaaslane on väiksem töenäosus töötada kui ilma elukaaslaseta meestel. Vanemate laste arv suurendab meeste töenäosust töötada, kuid naiste puhul vähendab väikelaste arv töenäosust töötada.

Vanuse muutujatest tuleneb, et alla 56aastastel on suurem töenäosus töötada ning suurim töenäosus töötada on 26-35aastastel meestel ning 36-45aastastel naistel. Palk avaldab töötamise tõenäolisusele positiivset mõju, mis tähendab, et kõrgema palgaga suureneb töenäosus, et inimene töötab.

3.3.3 Palgaelastsused

Nagu käeoleva peatüki alguses mainiti, kasutatakse andmete tõttu palgaelastsusele hinnangu andmiseks Marshalli palgaelastsust. Selleks leitakse marginaalsed efektid kõigile muutujatele. Huvi pakub marginaalne efekt palga kordaja puhul, mis väljendabki palgaelastsust. Järgnevas tabelis on esitatud palgaelastsused nii juhuslike efektidega tobit- kui ka probit-mudeli puhul meeste ja naiste lõikes eraldi.

Tabel 4. Palgaelastsused meeste ja naiste tööjõupakkumise korral

	Mehed	Naised
Töötatud tunnid (juhuslike efektidega tobit-mudel)	0,18	0,67
Töötamise töenäosus (probit-mudel)	0,38	0,34

Palgaelastsuste oodatavateks väärtusteks olid positiivsed koefitsiendid, mis ka hinnatud mudelite põhjal saadi. Samuti on varasemate empiiriliste töödega kooskõlas tundlikkus palkadele – meeste tööjõupakkumine on vähem tundlik palkade muutustele kui naiste tööjõupakkumine. Probit-mudelis on elastsused suhteliselt sarnased.

Tulemuste põhjal võib väita, et palga suurenemisel 1% võrra suureneb meeste tööjõupakkumine 0,18% ja töötamise töenäosus 0,38 protsendipunkti. Naiste puhul suureneb tööjõupakkumine palga üheprotsendilise suurenemise tagajärjel 0,67% ning töötamise töenäosus suureneb 0,34 protsendipunkti. Kuna sageli on perekonnapeaks ja põhisissetuleku teenijaks mees, siis ei saa ta palga muutustele nii paindlikult reageerida. Naiste tööjõupakkumine on aga tunduvalt paindlikum töötatud tundide mudelis. Probit-mudeli puhul on vastuolu varasemate tulemustega, kuna meeste palgaelastsus on pisut suurem kui naiste palgaelastsus. Samas on hinnangud ligilähedaselt samad.

Tulemused on kooskõlas ka Siliverstovsi ja Koulikovi tööga, kus hinnati Eesti abielus naiste tööjõupakkumist (töötatud tunde hinnati tobit-mudeliga) 1998. aasta Eesti tööjõu-uuringu andmetel. Nimetatud töös saadi palgaelastsuse hinnanguks 0,53. Käesoleva töö

tulemus 0,67 on suhteliselt sarnane, kuid pisut kõrgem. Erinevus tuleneb erinevast uuringugrupist (käesolevas töös on vaatluse all kõik naised) ning sellest, et tegu on erineva aasta andmetega.

KOKKUVÕTE

Käesolevas töös hinnati meeste ja naiste tööjõupakkumist Eestis kasutades Eesti tööjõu-uuringu 2001. aasta andmeid. Tööjõupakkumist modelleeriti kahest aspektist lähtuvalt: hinnati töötundide ning töötamise tõenäosuse mudeleid, kasutades vastavalt juhuslike efektidega tobit- ja probit-mudelit. Mõlema mudeli põhjal leiti hinnangud palgaelastsustele.

Tulemused olid mõlema mudeli korral sarnased ning enamasti kooskõlas ootuste ja varasemate empiiriliste tulemustega. Positiivselt mõjutab töötunde kõrgem haridustase, 4-8aastaste laste arv naiste puhul, väikelaste arv meeste puhul ning palk. Negatiivselt mõjutab tööpakumist väikelaste arv naiste puhul ning õppimine. Meeste tööjõupakkumine on kõrgeim nooremas eas (26-35aastaselt), naiste puhul vastupidiselt vanemas eas (36-55aastaselt) võrreldes meestega. Linnas elamine suurendas tõenäosust töötada võrreldes maal elamisega.

Hinnatud mudelite põhjal leiti palgaelastsused meeste ja naiste lõikes, mis olid positiivsed ning olulised. Palga suurenemisel 1% võrra suureneb meeste tööjõupakkumine 0,18% ja töötamise tõenäosus 0,38 protsendipunkti. Naiste puhul suureneb tööjõupakkumine palga üheprotsendilise suurenemise tagajärjel 0,67% ning töötamise tõenäosus suureneb 0,34 protsendipunkti. Seega on tulemused enamasti kooskõlas teooria ja varasemate empiiriliste tulemustega, erandina tulenevad probit-mudelitest väga sarnased hinnangud (üldjuhul on leitud, et meeste palgaelastsus on tunduvalt madalam naiste palgaelastsusest).

Eestis on varasemalt hinnatud abielus naiste palgaelastsust, milleks saadi 0,53. See hinnang on võrreldav käesolevate tulemustega, kuigi antud töös (**Silverstovs, Koulikov 2002**) oli palgaelastsus töötundide mudelis pisut madalam. Arvestades, et käesolevas töös on arvesse võetud ka mitteabielus naised (sh vallalised), on loogiline, et sellisel juhul on tööjõupakkumine tundlikum palga muutuse suhtes. Meeste tööjõupakkumise palgaelastsus on võrreldav Rootsi andmetel leitud tulemustega (vt ptk 1.3), kus elastsus oli erinevates uuringutes 0,12-0,13.

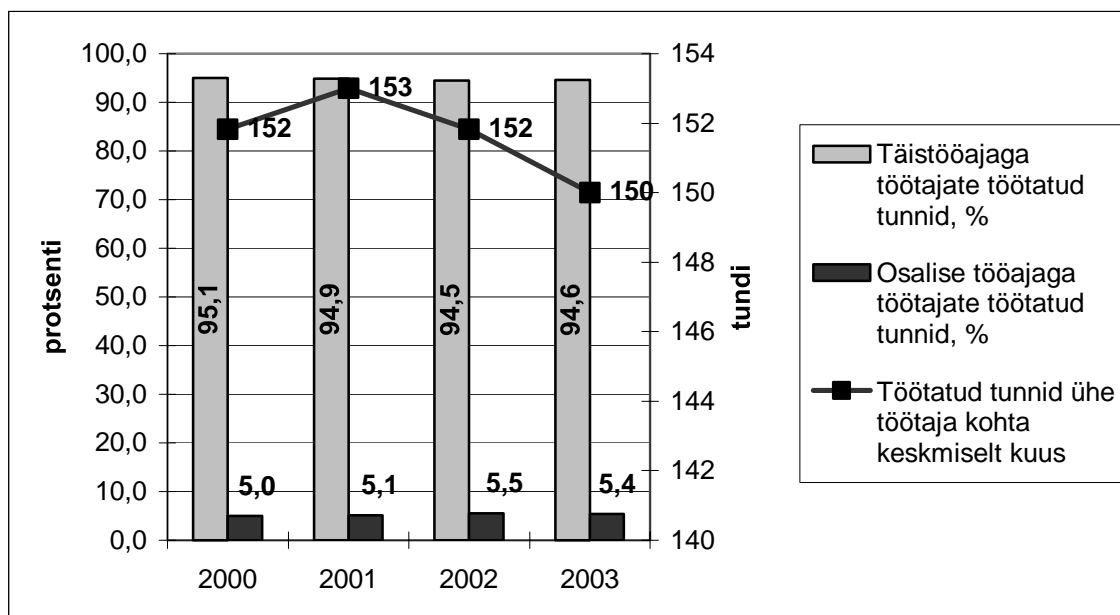
Tulemused viitavad sellele, et palga muutumine, näiteks läbi maksumäärade muutmise, mõjutab naiste tööjõupakkumist tugevamini kui meeste oma. Samas nagu näitas teise peatüki analüüs, on naised tööturul raskemas olukorras võrreldes meestega. Seega tuleks poliitiliste otsuste langetamisel olla ettevaatlik, kuivõrd tulemused mõjutavad rohkem just raskemas olukorras olevat gruppi.

Mudeli ühe edasiarendusena võiks hinnata leibkonna tööjõupakkumise mudelit, kus vaadatakse ühe leibkonna kahe (või enama) täiskasvanu tööjõupakkumist, mis on üksteise otsustest mõjutatud.

Viidatud allikad

1. Aronsson, T., Palme, M. (1998), 'A Decade of Tax and Benefit Reforms in Sweden: Effects on Labour Supply, Welfare and Inequality' *Economica, New Series, Vol. 65, No. 257, 39-67.*
2. Arrufat, J., L., Zabalza, A. (1986), 'Female Labor Supply with Taxation, Random Preferences, Optimization Errors' *Econometric, 54(1), p 47-64*
3. Blomquist, N., S., Hansson-Bruzewitz, U. (1990), 'The Effect of Taxes on Male and Female Labor Supply in Sweden' *The Journal of Human Resources, Vol. 25, No 3, 317-357.*
4. Blundell, R., MaCurdy, T. (1999), 'Labor Supply: a Review of Alternative Approaches. *Handbook of labor economics, Vol 3A, ch 27*
5. Cahuc, P., Zylberberg, A. (2004), 'Labor economics' *The MIT Press, 844 p.*
6. Garcia, I., Molina, J., A. (1998), 'Household labour supply with rationing in Spain' *Applied Economics, Vol. 30, Issue 12, 1557- 1570*
7. Eamets, R. (2001), 'Reallocation of labour during transition disequilibrium and policy issues the case of Estonia' *Tartu, 252 lk*
8. Eesti Statistikaameti koduleht www.stat.ee
9. Eesti Tööhõu-uuring, 2001
10. Gerfin, M. A (1993), 'Simultaneous Discrete Choice Model of Labor Supply and Wages for Married Women in Switzerland' *Empirical Economics, 18: 337-356.*
11. Hausman, J., Ruud, P. (1984), 'Family labor supply with taxes' *American Economic Review, Vol. 74, issue2, p242, 7p.*
12. Heckman, J. (1979), 'Sample Selection Bias as a Specification Error' *Econometrica, 47, 153-161*
13. Heckman, J. (1983), 'The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variables and Simple Estimators for Such Models. viidatud Maddala, G., S. 'Limited dependent and qualitative variables in econometrics' *Cambridge University Press, 401 p*
14. MaCurdy, T., Green, D., Paarsch, H. (1990), 'Assessing empirical approaches for analyzing taxes and labour supply' *Journal of Human Resources, 25: 415-490*
15. Moffitt, R. (1984), 'The Estimation of a Joint Wage-Hours Labor Supply Model' *Journal of Labor Economics, Vol. 2, No. 4, pp. 550-566.*
16. Siliverstovs, B., Koulikov, D. (2002), 'Labor Supply of Females in Estonia' Working Paper
17. Smith, N. (1995), 'A panel study of labour supply and taxes in Denmark' *Applied Economics, 27, 419-429.*
18. Tobin, J. (1958), 'Estimation of Relationship for Limited Dependent Variables' *Econometrica, Vol 26, 24-36.*

19. Triest, R., K. (1990), 'The effect of income taxation on labor supply in the US' *Journal of Human Resources*, 25: 491-516.
20. Van Soest, A. (1995), 'Structural models of Family Labour Supply. A Discrete Choise Approach' *The Journal of Human Resources*, Vol. 30, No. 1., pp. 63-88.
21. Van Soest, A., Woittiez, I., Kapteyn, A. (1990), 'Labour supply, income taxes and hours restrictions in the Netherlands' *Journal of Human Resources*, 25: 517-558.
22. Zabalza, A. (1983), 'The CES Utility Function, Non-linear Budget Constraints and Labour Supply. Results on Female Participation and Hours' *The Economic Journal*, vol. 93, nr 370, p 312-330.



Täis- ja osalise tööaja suhe ning töötatud tunnid.

Allikas: Eesti Statistikaamet

Hariduse klassifikaator ISCED97

	ISCED 1997
Alusharidus	0
Põhikooli 1.–6. klass	1
Põhikooli 7.–9. klass	2A
Kutseõpe põhihariduseta õpilastele, omandatakse elukutse (ka koos põhiharidusega)	2C
Gümnaasiumi 10.–12. klass	3A
Kutseõpe põhiharidusega õpilastele, omandatakse elukutse ja kesküldharidus	3A
Koreograafia õpperühm, omandatakse keskeri- ja kesküldharidus	3A
Keskeriõpe põhiharidusega õpilastele, omandatakse keskeri- ja kesküldharidus	3A
Kutseõpe põhiharidusega õpilastele, omandatakse elukutse	3C
Kutseõpe ilma sisseastumisnõudeta, omandatakse elukutse	3C
Kutseõpe keskharidusega õpilastele, omandatakse elukutse	4B
Keskeriõpe keskharidusega õpilastele	5B
Diplomiõpe	5A
Bakalaureuseõpe	5A
Magistriõpe	5A
Doktoriõpe	6

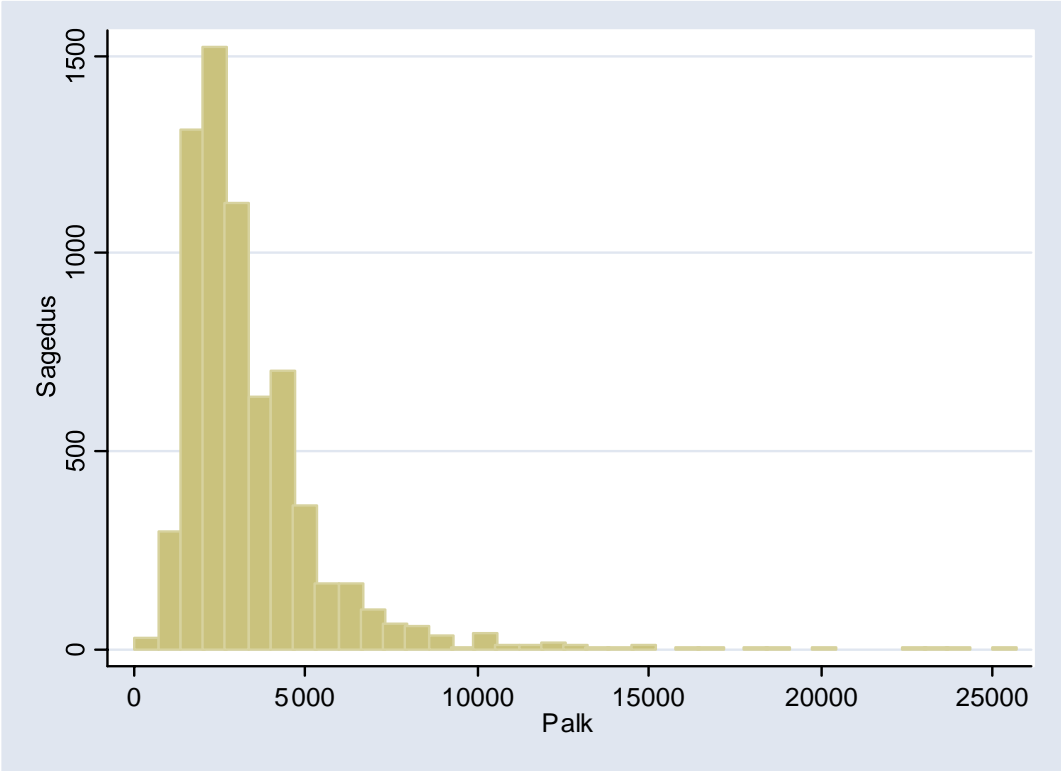
Allikas: Eesti Statistikaamet

Mudelites kasutatavate muutujate kirjeldus

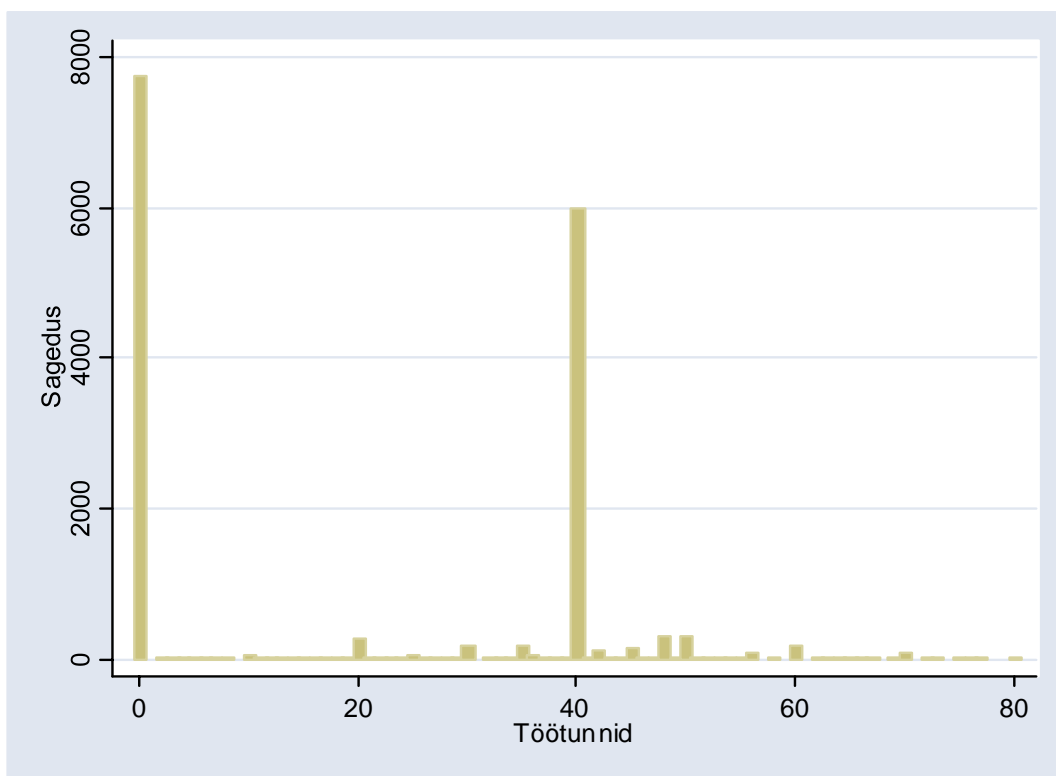
MUUTUJA	MEHED	NAISED	KOKKU
	7432 (46%)	8848 (54%)	16 280
Haridus			
ISCED0	49 (1%)	73 (1%)	122 (1%)
ISCED1	499 (7%)	490 (6%)	989 (6%)
ISCED2	1659 (22%)	1782 (20%)	3441 (21%)
ISCED3	3676 (49%)	3640 (41%)	7316 (45%)
ISCED4	382 (5%)	621 (7%)	1003 (6%)
ISCED5	1148 (15%)	2237 (25%)	3385 (21%)
ISCED6	19 (0%) ¹⁹	5 (0%)	24 (0%)
Maakonnad			
Harju	547 (7%)	648 (7%)	1195 (7%)
Hiiu	330 (4%)	317 (4%)	647 (4%)
Ida-Viru	1010 (14%)	1285 (15%)	2295 (14%)
Jõgeva	292 (4%)	321 (4%)	613 (4%)
Järva	334 (4%)	348 (4%)	682 (4%)
Lääne	215 (3%)	250 (3%)	465 (3%)
Lääne-Viru	520 (7%)	645 (7%)	1165 (7%)
Põlva	302 (4%)	357 (4%)	659 (4%)
Pärnu	483 (6%)	513 (6%)	996 (6%)
Rapla	329 (4%)	340 (4%)	669 (4%)
Saare	285 (4%)	355 (4%)	640 (4%)
Tartu	729 (10%)	920 (10%)	1649 (10%)
Valga	291 (4%)	378 (4%)	669 (4%)
Viljandi	468 (6%)	489 (6%)	957 (6%)
Võru	295 (4%)	381 (4%)	676 (4%)
Tallinn	6430 (87%)	7547 (85%)	13 977 (86%)
Rahvus			
Eestlased	5568 (75%)	6414 (72%)	11 982 (74%)
Muulased	1864 (25%)	2434 (28%)	4298 (26%)
Õppimine			
Ei õpi	6442 (87%)	7685 (87%)	14 127 (87%)
ISCED1	4 (0%)	2 (0%)	6 (0%)
ISCED2	177 (2%)	125 (1%)	302 (2%)
ISCED3	501 (7%)	482 (5%)	983 (6%)
ISCED4	15 (0%)	39 (0%)	54 (0%)
ISCED5	288 (4%)	507 (6%)	795 (5%)
ISCED6	5 (0%)	8 (0%)	13 (0%)
Perekonnaseis			
Kaaslasega	4566 (61%)	4715 (53%)	9281 (57%)
Ilma kaaslaseta	2866 (39%)	4133 (47%)	6999 (43%)
Lapsed			
1-3aastased			
0	7111 (96%)	8729 (99%)	15 840 (97%)
1	298 (4%)	111 (1%)	409 (3%)
2	23 (0%)	8 (0%)	31 (0%)

¹⁹ Vaadeldav grupp on väiksem kui 1%.

4-8 -aastased			
0	6884 (93%)	8567 (97%)	15 451 (95%)
1	460 (6%)	245 (3%)	705 (4%)
2	80 (1%)	36 (0%)	116 (1%)
3	8 (0%)		8 (0%)
9-16 -aastased			
0	6389 (86%)	8118 (92%)	14 507 (89%)
1	647 (9%)	532 (6%)	1179 (7%)
2	338 (5%)	166 (2%)	504 (3%)
3	49 (1%)	26 (0%)	75 (0%)
4	9 (0%)	4 (0%)	13 (0%)
5	-	2 (0%)	2 (0%)
Vanus			
15-25	1719 (23%)	1646 (19%)	3365 (21%)
26-35	1230 (17%)	1338 (15%)	2568 (16%)
36-45	1412 (19%)	1553 (18%)	2965 (18%)
46-55	1306 (18%)	1536 (17%)	2842 (17%)
56-74	1765 (24%)	2775 (31%)	4540 (28%)
Elukoht			
Pealinn	1002 (13%)	1301 (15%)	2303 (14%)
Linn	3221 (43%)	4090 (46%)	7311 (45%)
Maakoht	3209 (43%)	3457 (39%)	6666 (41%)
Kvartalid			
1	1885 (25%)	2182 (25%)	4067 (25%)
2	1839 (25%)	2206 (25%)	4045 (25%)
3	1839 (25%)	2230 (25%)	4069 (25%)



Teisendatud täistööpalga jaotus



Töötundide jaotus andmebaasis

Märkus: vaadatud on kuni 84 töötundi nädalas

Palgavõrrandi tulemused

	Koefitsient	Standardviga
Kvartal (vrd 4 kv)	-0,071*	0,018
1 kv	-0,024	0,019
2 kv	-0,011	0,016
3 kv		
Haridus (vrd ISCED 0-2)		
ISCED3	0,244*	0,024
ISCED4	0,201*	0,036
ISCED56	0,545*	0,028
Sugu: mees (vrd naine)	0,257*	0,018
Maakond (vrd Tallinn)		
Harju	-0,005	0,032
Hiiu	-0,281*	0,042
Ida-Viru	-0,225*	0,027
Jõgeva	-0,356*	0,046
Järva	-0,274*	0,042
Lääne	-0,287*	0,056
Lääne-Viru	-0,341*	0,034
Põlva	-0,410*	0,046
Pärnu	-0,263*	0,038
Rapla	-0,236*	0,048
Saare	-0,310*	0,040
Tartu	-0,156*	0,035
Valga	-0,372*	0,044
Viljandi	-0,311*	0,035
Võru	-0,357*	0,048
Rahvus: eestlane (vrd muulane)	0,245*	0,023
Vanus (vrd 56-74 aastased)		
15-25	0,114*	0,030
26-35	0,192*	0,030
36-45	0,114*	0,030
46-55	0,101*	0,030
Konstant	7,471*	0,039
Vaatluste arv	6717	
F-stat (p=0,000)	37,36	
R2	0,245	

*oluline olulisusnivool 1%