

**JYVÄSKYLÄN YLIOPISTO**  
**Kauppakorkeakoulu**

**REAALIPALKKOJEN SUHDANNEVAIHTELU JA SEN  
OSATEKIJÄT**

Kansantaloustiede  
Pro gradu -tutkielma  
20.1.2014

Laatija: Antti Sieppi  
Ohjaaja: Mika Maliranta



## JYVÄSKYLÄN YLIOPISTON KAUPPAKORKEAKOULU

Tekijä Sieppi, Antti Petteri	
Työn nimi Reaalipalkkojen suhdannevaihtelu ja sen osatekijät	
Oppiaine Kansantaloustiede	Työn laji Pro gradu -tutkielma
Aika Tammikuu, 2014	Sivumäärä 87
Tiivistelmä - Abstract	
<p>Tämän tutkimuksen tavoitteena on tarkastella reaalipalkkojen suhdannevaihtelua sekä aggregaattipalkkojen vaihtelussa esiintyvän työmarkkinarakenteen muutoksista syntyvän harhan lähteitä ja voimakkuutta. Tutkimuksessa tarkastellaan myös eroja eri sukupuolten sekä ammattiasemien palkkojen vaihtelussa.</p> <p>Reaalipalkkojen suhdannevaihtelun tutkimus on ollut miltei koko viime vuosisadan makrotaloustieteen näkökulmasta kiinnostavaa, sillä makrotaloustieteelliset mallit ovat joutuneet kehittymään selittämään vaihtelevia tutkimustuloksia. Vaikka kirjallisuudessa onkin jo päädytty reaalipalkkojen suhdanteiden mukaiseen vaihteluun sekä rakennemuutoksen tuoman harhan vaihtelun voimakkuutta heikentävään vaikutukseen, on tutkimusaihe kiinnostava.</p> <p>Suomalaisella aineistolla estimoituja tuloksia voidaan verrata aikaisempaan kirjallisuuteen, ja tarkastella eri maiden erilaisien työmarkkinoiden vaikutusta tuloksiin. Toisaalta reaalipalkkojen suhdannevaihtelun voimakkuuden vaihtelun ymmärtäminen voi myös tukea esimerkiksi poliittista päätöksentekoa, sillä reaalipalkkojen joustavuudella on vaikutusta kilpailukyvyn vaihteluun suhdanteissa.</p> <p>Estimoitaessa regressiomalleja painotetulla pienimmän neliösumman menetelmällä Tilastokeskuksen hyvin kattavasta yksilötason aineistosta lasketulla aineistolla, huomataan, että reaalipalkkojen vaihtelu on suhdanteiden mukaista sekä koko talouden tasolla että teollisuudessa, muttei palvelualoilla. Vaikka rakennemuutoksesta syntyvässä harhassa havaitaankin olevan eroja eri ammattiasemien ja sukupuolien välillä, ainoat tilastollisesti merkitsevät erot reaalipalkan suhdannevaihtelussa löydetään teollisuuden ulkopuolelta, jossa naisten palkat vaihtelevat heikommin suhdanteiden mukaisesti kuin miesten palkat. Reaalipalkan suhdannevaihtelun erojen tilastollinen merkitsevyys on kuitenkin heikkoa.</p>	
Asiasanat Työn taloustiede, suhdannevaihtelut, palkat, rakennemuutos	
Säilytyspaikka Jyväskylän yliopiston kauppakorkeakoulu	

## Sisällys

1	Johdanto.....	6
2	Teoriaa ja taustaa .....	9
2.1	Suhdannevaihtelut käsitteenä.....	9
2.2	Teoreettinen tausta .....	11
2.2.1	Teorian kehitys.....	13
2.2.2	Uusklassinen makrotaloustieteen selitys .....	14
2.2.3	Uuskeynesiläisen taloustieteen selitys .....	15
2.3	Alojen, yritysten ja työntekijöiden heterogeenisyys .....	16
2.3.1	Yritysten ja toimialojen heterogeenisyys.....	16
2.3.2	Yksilöiden heterogeenisyys.....	18
2.3.3	Rakenneharha.....	19
2.4	Pidemmän aikavälin rakennemuutos .....	23
3	Katsaus aikaisempaan tutkimukseen .....	26
3.1	Tutkimus kansantalouden tasolla .....	28
3.1.1	Perinteiset tutkimukset.....	28
3.1.2	Dynaamiset tutkimukset .....	31
3.1.3	Muu tutkimus.....	33
3.2	Tutkimus toimialojen ja yrityksiensä tasolla .....	35
3.3	Tutkimus yksilötasolla .....	38
4	Aineisto ja menetelmät .....	52
4.1	Työmarkkinarakenne .....	53
4.2	Aineiston tarkastelua.....	56
4.3	Hajotelma .....	58
4.4	Menetelmä.....	60
4.5	Mallit.....	61
5	Tulokset.....	64
5.1	Odotukset.....	64
5.2	Työpaikkatason tulokset.....	65
5.3	Yksilötason tulokset.....	70
5.4	Tulokset yksilöiden eroista.....	75
5.5	Yleisiä huomioita tuloksista .....	79
6	Johtopäätökset.....	81
	Lähteet.....	85



# 1 JOHDANTO

*"Observed real wages are not constant over the cycle, but neither do they exhibit consistent pro- or countercyclical tendencies. This suggests that any attempt to assign systematic real wage movements a central role in an explanation of business cycles is doomed to failure."*

*- Lucas, 1977*

Reaalipalkkojen ja suhdanteiden välinen suhde on ollut makrotaloustieteessä huomattavan määrän keskustelua synnyttänyt aihe. Tätä suhdetta empiirisesti tarkasteleva kirjallisuus onkin ohjannut makrotaloustieteen teorioiden kehitystä selittämään hyvin vaihtelevia tuloksia, johtaan lukuisiin eri näkemyksiin reaalipalkkojen ja suhdannevaihteluiden yhteydestä toisiinsa.

Vielä ennen toista maailmansotaa sekä klassinen taloustiede että Keynesiläinen taloustiede molemmat oletivat reaalipalkkojen vaihtelevan suhdanteiden vastaisesti, eli laskevan noususuhdanteissa ja kasvavan noususuhdanteissa. Jo Dunlop (1938) ja Tarshis (1939) löysivät kuitenkin viitteitä päinvastaisesta suhteesta, implikoiden reaalipalkkojen suhdanteiden mukaista vaihtelua. Näiden tutkimuksien korrelaatiotarkastelu tosin havaittiin ongelmalliseksi myöhemmin.

Maailmansotien jälkeen makrotaloudellisia aikasarjoja käyttävät tutkimukset saivat pääsääntöisesti tuloksia, jotka eivät tukeneet reaalipalkkojen suhdannevaihtelua ollenkaan, tai korkeintaan tukivat hyvin heikosti suhdanteiden vastaista vaihtelua. Tämä muovasi makrotaloustieteellistä ajattelua niin voimakkaasti, että vielä 1980-luvun alkuun asti talousteoria oletti reaalipalkkojen olevan suhdanteista riippumattomia. Esimerkiksi Lucas (1977) ilmaisi tämän luvun alussa olevassa lainauksessa reaalipalkkojen suhdannevaihtelun olevan epäkonsistenttia ja sille merkittävän roolin antamisen suhdannevaihteluiden selittämisessä olevan tuomittua epäonnistumaan.

1970- ja 1980-luvuilla kirjallisuus kuitenkin haarautui yksilötason paneeliaineistoja ja staattisia malleja käyttäviin tutkimuksiin (esimerkiksi Bils, 1985) sekä aggregaattiaineistoja ja dynaamisia malleja käyttäviin tutkimuksiin

(esimerkiksi Sargent, 1978). Kirjallisuuden saamat tulokset suhdanteiden mukaisesta reaali-palkkojen vaihtelusta ovatkin ohjanneet makrotaloustieteen teorioita selittämään saatuja tuloksia. Vaikka mikrotaloustieteeseen pohjautuva kirjallisuus onkin kyennyt konsistentisti tuottamaan tuloksia suhdanteiden mukaisesta reaali-palkan vaihtelusta, saattaa taustalla kuitenkin olla myös aikaan liittyvä yhteys, sillä monet tutkijat ovat myöhemmin huomanneet myös reaali-palkkojen aggregaattipalkkojen vaihtelevan suhdanteiden mukaisesti jopa staattisissa malleissa.

Kokonaisten kansantalouksien tunnuslukujen aggregaattien käytöstä ala-, yritys- ja yksilötason havaintojen käyttöön siirtyminen mahdollisti kuitenkin reaali-palkkojen suhdannevaihtelun tarkastelemisen entistä tarkemmin. Mikäli suhdanteet vaikuttavat eri tavoin eri aloihin, yrityksiin tai yksilöihin, syntyy aggregaattien käytöstä niin kutsuttua rakenneharhaa. Esimerkiksi mikäli suhdannevaihtelut vaikuttavat voimakkaammin matalapalkkaisten suhteelliseen osuuteen kuin muiden, vaihtelee palkka-aggregaatti suhdannevaihteluissa vaikka työstä maksetut reaali-palkat pysyisivät samoina.

Tarkastelemalla koko kansantalouden sijaan pienempiä yksiköitä voidaan tätä heterogeenisistä aloista, yrityksistä ja yksilöistä syntyvää harhaa kontrolloida. Mitä matalamman tason havaintoja kyetään tarkastelemaan, sitä paremmin reaali-palkkojen vaihtelun ja suhdannevaihteluiden suhdetta kyetään ymmärtämään. Keskittymällä tietyn tason keskimääräisiin palkkoihin jäävät sen tason populaation heterogeenisyydet huomiotta: Tarkasteltaessa toimialojen keskimääräisiä palkkoja jäävät toimialojen heterogeenisyydet huomiotta, tarkasteltaessa yritysten keskimääräisiä palkkoja jäävät yritysten heterogeenisyydet huomiotta ja tarkastelemalla yksilöiden keskimääräisiä palkkoja jäävät yksilöiden heterogeenisyydet huomiotta.

Makrotaloustieteellisten implikaatioiden lisäksi reaali-palkkojen suhdannevaihteluiden tarkastelusta tekee kiinnostavaa esimerkiksi myös reaali-palkkojen yhteys kilpailukykyyn. Esimerkiksi lyhyen aikavälin kilpailukykyyn mittareista reaali-palkkojen yksikkötyökustannukset ovat määritelmällisesti reaali-palkkojen suhde niillä maksetun työn tuottamaan arvonlisäykseen. Tämän perusteella sekä reaali-palkan suhdannevaihtelun voimakkuus että suunta ovat kiinnostavia muuttujia arvonlisäyksen suhdannevaihtelun muutoksen ja voimakkuuden ohella kansantalouden tai eri alojen lyhyen aikavälin kilpailukykyyn suhdannevaihtelua sekä työmarkkinoiden rakennemuutoksen vaikutusta kilpailukykyyn tarkasteltaessa.

Tässä tutkimuksessa lähestytään reaali-palkkojen suhdannevaihtelua Suomessa eri aggregaation tasoilla. Reaali-palkkojen suhdannevaihtelun ohella työssä tarkastellaan myös aggregaattipalkkojen vaihteluun vaikuttavan rakennemuutoksen vaihtelua suhdanteiden yhteydessä. Tutkimuksen aihe on kiinnostava, sillä suomalaista tai edes mannereurooppalaista aineistoa

käyttävää kirjallisuutta on olemassa suhteellisen vähän. Tässä työssä käytetty kolmanneksen työssä käyvästä suomalaisista kattava Tilastokeskuksen FLEED- ja palkkarakenneaineistoihin perustuva aineisto mahdollistaa lähestymistavan, joka tuo kirjallisuuteen uutta näkökulmaa. Aikainen kirjallisuus keskittyi käyttämään teollisuuden aineistoja, kun taas merkittävä osa uudemmassa, laajemmin eri toimialoja kattavia aineistoja käyttävästä, tutkimuksesta ei erottele eri alojen palkkojen suhdannevaihtelua, vaan ilmaisee vain palkkojen keskimääräisen suhdannevaihtelun. Tämän työn aineisto mahdollistaa myös esimerkiksi eri alojen sekä eri sukupuolten ja ammattiasemien palkkojen suhdannevaihtelun erojen tarkastelun.

Tämän pro gradu - tutkielman rakenne on seuraavanlainen: Luvussa 2 käsitellään aiheeseen liittyviä teorioita ja käsitteitä. Luvussa 3 tarkastellaan eri tason aineistoja käyttävässä kirjallisuudessa aikaisemmin esitettyjä menetelmiä ja tuloksia. Luvuissa 4 ja 5 esitellään tutkimuksessa käytetty aineisto sekä estimoidaan suhdannevaihtelua eri tasoilla. Lopuksi luvussa 6 tehdään yhteenveto työn tuloksista.



## 2 TEORIAA JA TAUSTAA

Tässä luvussa käsitellään reaalitypalkkojen suhdannevaihteluun liittyviä käsitteitä sekä teoriaa. Kappaleessa 2.1 esitellään työssä keskeiset suhdannevaihtelun ja reaalitypalkkojen käsitteet ja kappaleessa 2.2 makrotaloustieteen teorioiden esittämä näkemys reaalitypalkkojen suhdannevaihtelusta. Kappaleet 2.3 ja 2.4 käsittelevät heterogeenisyyksien mahdollisesti aiheuttamia harhoja tarkasteltaessa aggregoitujen reaalitypalkkojen muutosta. Näistä kappaleista ensimmäinen keskittyy yritysten, yksilöiden ja toimialojen heterogeenisyyksistä syntyvästä työmarkkinarakenteen muutoksesta mahdollisesti aiheutuvaan *rakenneharhaan* reaalitypalkkojen suhdannevaihtelua estimoitaessa. Jälkinmäinen kappale sen sijaan käsittelee pidemmällä aikavälillä tapahtuvaa työmarkkinarakenteen muutosta ja sen mahdollisia vaikutuksia estimaatteihin.

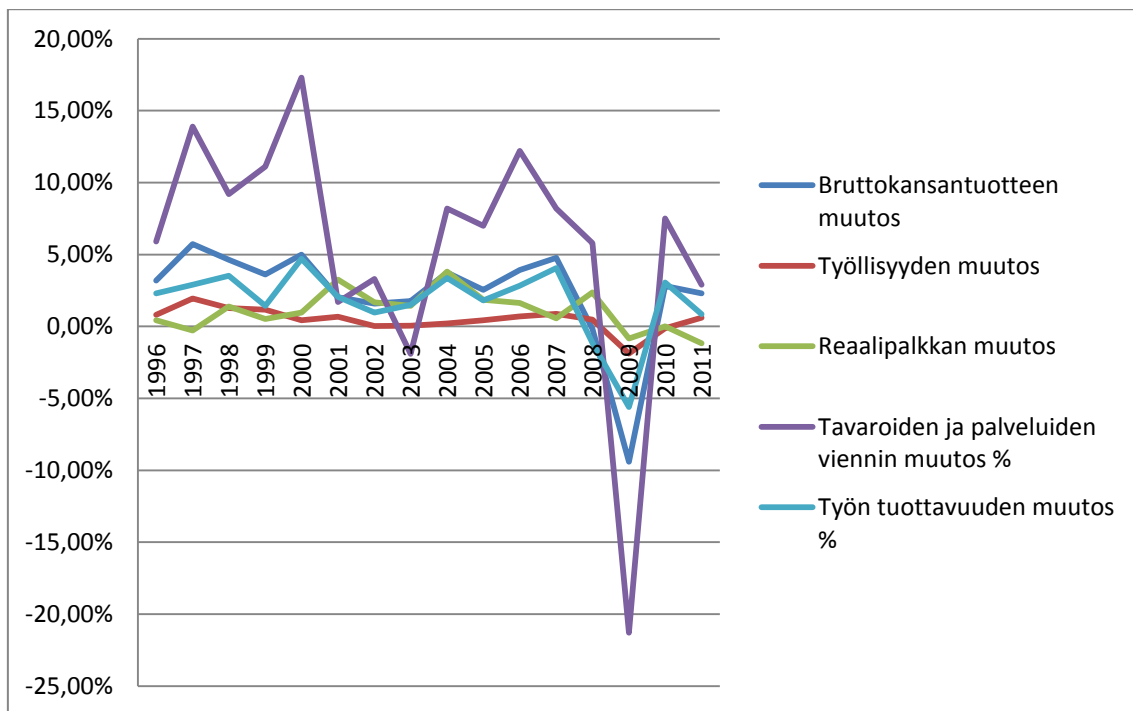
### 2.1 Suhdannevaihtelut käsitteenä

Esimerkiksi Long ja Plosser (1983) määrittelivät suhdannevaihteluiden terminä viittaavan lukuisien taloudellisten aikasarjojen, kuten hintojen, tuotannon, työllisyyden, kulutuksen ja investointien, yhteiskäyttäytymiseksi. Empiirisesti havaittavissa kansantalouksissa on heidän mukaansa kaksi tärkeää yleisesti toistuvaa suhdannevaihteluita määrittelevää tekijää.

Ensimmäinen määrittelevä tekijä on, että aikasarjojen erkaneminen pitkän aikavälin trendeistään on melko pysyvää. Toisin sanoen mikäli aikasarja nousee pitkän aikavälin trendinsä yläpuolelle, se todennäköisesti pysyy sen yläpuolella jonkin aikaa, ja mikäli aikasarja laskee pitkän aikavälin trendinsä alapuolelle, se pysyy sen alapuolella jonkin aikaa. Toinen määrittelevä tekijä on, että aikasarjat liikkuvat usein yhtenäisesti, eli kun yksi aikasarja on pitkän aikavälin trendinsä ylä- tai alapuolella, muut aikasarjat todennäköisesti siirtyvät aina tiettyyn suuntaan omien trendiensä suhteen. Näiden kahden tekijän ohella

Longin ja Plosserin (1983) mukaan on myös olemassa muita, yksityiskohtaisempia, yhteisiä tekijöitä, kuten eri sarjojen suhteellisten muutosten voimakkuuksien säännönmukaisuus.

Lucas (1977) esitti suhdannevaihteluiden yhteisten tekijöiden olevan riittävän voimakkaita ja yleistettäviä kaikissa hajautetuissa markkinatalouksissa, jotta voidaan todeta kaikkien suhdannevaihteluiden olevan samankaltaisia. Tämä oletus mahdollistaa hänen mukaansa suhdannevaihteluiden selittämisen yhdellä yleisellä teoriolla, joka ei ole sidonnainen aikaan tai sijaintiin. Ainakin jonkinlaisen suhdannevaihteluiden homogeenisyyden sisältävän oletuksen tekeminen onkin oleellinen, jotta reaalityövoimien suhdannevaihtelua voidaan yleisesti tutkia. Mitä heterogeenisempinä suhdannevaihteluita pidetään, sitä vähemmän ulkoista validiteettia, eli tuloisten yleistettävyyttä, olisi tälläkin työllä. Tästä huolimatta on hyvä huomioda, että tietyistä aineistosta estimoitu reaalityövoimien suhdannevaihtelu on ensisijaisesti kyseisen aineiston ja kyseisen aikaperiodin reaalityövoimien suhdannevaihtelu.



**KUVA 1: Aggregaattiaikasarjojen muutokset vuosien 1996–2011 Suomessa (OECD, Tilastokeskus)**

Kuvassa 1 näkyvät viiden eri aggregaattisuureen muutos Suomessa vuosina 1996-2011. Näistä aggregaattisuureista yleisimmät reaalityövoimien suhdannevaihtelua tarkastelevassa tutkimuksessa käytetyt ovat aggregaattirealityövoimat, työllisyys ja bruttokansantuote, joista jälkinmäisin on

tässä yhteydessä kiintein hinnoin asukasta kohden laskettu. Työllisyyden sijaan tutkimuksissa käytetään usein työttömyyttä, joka tietenkin korreloi työllisyyden kanssa käänteisesti. Lisäksi kuviossa on kaksi muuta suhdanteisiin sidottua aggregaattisuuretta, tavaroiden ja palveluiden vienti sekä työn tuottavuus. (Long ja Plosser, 1983)

Kuvan 1 aggregaattien vaihtelussa on selviä eroja. Esimerkiksi tavaroiden ja palveluiden viennin muutos vaikuttaa heittelehtivän muiden aggregaattien aikasarjoja voimakkaammin. Toisaalta työllisyyden ja aggregaattireaalipalkkojen muutoksien heilahdukset ovat huomattavasti vaimeampia kuin muiden aggregaattien. Kuvasta voidaan kuitenkin huomata, että Longin ja Plosserin (1983) esittämät kaksi suhdannevaihteluille yhteistä tekijää toteutuvat melko hyvin myös Suomessa: Pääsääntöisesti jokaisessa kuvan aggregaattisuureessa on havaittavissa samansuuntainen muutos suunnilleen samaan aikaan erityisesti voimakkaampien muutosten osalta.

On myös kuitenkin hyvä huomata, etteivät oletukset suhdannevaihteluiden samankaltaisuudesta kuitenkaan välttämättä tarkoita aivan kaikkien aggregaattisuureiden samanaikaista tietyn suuntaista liikettä suhteessa yhtä voimakkaasti ja aina. Taustalla voi ajatella olevan esimerkiksi suhdannevaihtelun ulkopuolista vaikutusta aikasarjoihin tai jopa esimerkiksi erilaisten shokkien synnyttämää heterogeenisyyttä eri suhdannevaihteluiden välillä.

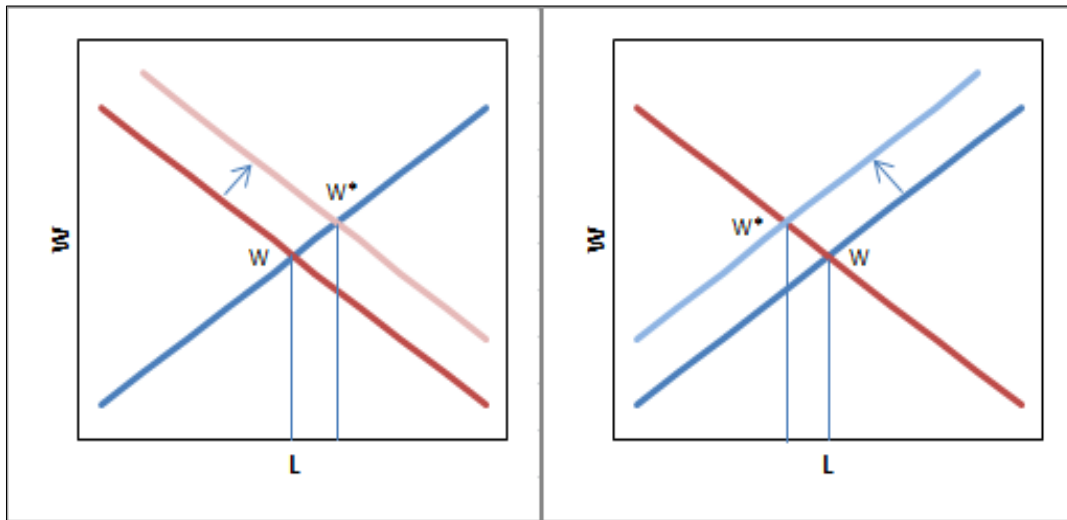
Myös ero reaalisten ja nimellisten palkkojen välillä on huomion arvoinen käsiteltäessä reaali-palkkojen suhdannevaihtelua. Määritelmällisesti reaali-palkka on nimellispalkka suhteutettuna jonkun tietyn vuoden hintatasoon, jolloin vertailtaessa eri vuosien palkkoja nähdään muutos palkan ostovoimassa. Tämä ominaisuus tekee reaali-palkkojen suhdannevaihtelusta kiinnostavaa, sillä voimakaskin nimellispalkkojen suhdannevaihtelu voi olla palkansaajien ostovoiman kannalta merkityksetöntä, mikäli hintatason vaihtelu on yhtä voimakasta.

## 2.2 Teoreettinen tausta

Kuten Bils (1985) totesi, vaikka reaali-palkkojen suhdannevaihteluita tutkiva kirjallisuus ei olekaan keskittynyt strukturaalisten mallien estimointiin, vaan on pääsääntöisesti regressiomallien avulla tutkinut korrelaatioita reaali-palkkojen sekä suhdanneindikaattorin saman hetken että aikaisempien hetkien havaintojen välillä, ovat sen tulokset kiinnostavia vertailtaessa suhdannevaihteluita selittäviä makrotaloudellisia malleja.

Reaali-palkkojen suhdannevaihteluista on 1930-luvulta nykypäivään saakka saatu ristiriitaisia tuloksia. Eri tutkimukset eri aineistoilla, menetelmillä sekä malleilla ovat tuottaneet tuloksia, jotka tukevat reaali-palkkojen vaihtelua

suhdanteiden mukaisesti, suhdanteiden vastaisesti tai jopa reaali-palkkojen vaihtelun irrallisuutta suhdanteista. Lukuisia makrotaloustieteellisiä malleja onkin sekä luotu että muunneltu selittämään tutkimustuloksia.



**KUVA 2: Kysyntä- ja tarjontashokkien teoreettiset vaikutukset reaali-palkkoihin**

Abraham ja Haltiwanger (1995) esittivät suhdannevaihteluiden suunnan määräytyvän sen mukaan, kulkeutuuko suhdannevaihteluiden vaikutus työmarkkinoihin työn kysynnän vai työn tarjonnan kautta. Tätä tarkastelutapaa on intuitiivista ajatella piirtämällä kuvan 2 mukaisesti laskeva kysyntäkäyrä ja kasvavan tarjontakäyrä vaaka-akselin ollessa työllisyys ja pystyakselin reaali-palkka.

Kysyntäkäyrän ollessa stabiili ja suhdannevaihteluiden ilmentyessä tarjontakäyrällä, kuten kuvan 2 oikealla puolella, ovat kaikki mahdolliset tasapainotilat laskevalla kysyntäkäyrällä, mikä implikoi suhdanteiden vastaista reaali-palkan vaihtelua, sillä liikuttaessa kysyntäkäyrällä työllisyys ja reaali-palkka liikkuvat eri suuntiin. Esimerkiksi negatiivisen työn tarjontashokin tapauksessa kuvan 2 oikean puolen mukaisesti siirrytään tasapainopisteestä  $w$  uuteen tasapainoon pisteessä  $w^*$ , jossa reaali-palkan taso on korkeampi, mutta työllisyys on matalampi. Vastaavasti tarjontakäyrän ollessa stabiili ja suhdannevaihteluiden ilmentyessä kysyntäkäyrällä, kuten kuvan 2 vasemmalla puolella, vaihtelu tapahtuu tarjontakäyrän mukaisesti, johtaa samansuuntaisesti vaihtelevaan reaali-palkkaan ja työllisyyteen. Esimerkiksi positiivisen kysyntäshokin tapauksessa kuvan 2 vasemman puolen mukaisesti siirrytään tasapainopisteestä  $w$  uuteen tasapainotilaan pisteessä  $w^*$ , jolloin sekä työllisyys että reaali-palkka kasvavat.

Toisesta näkökulmasta Abraham ja Haltiwanger (1995) esittävät suhdannevaihteluiden suunnan riippuvan siitä, ovatko nimelliset palkat tai

hinnat jäykkiä. Mikäli nimelliset palkat ovat jäykkiä, eivät reaaliset palkat kaavan  $w_n/p$  perusteella kykene sopeutumaan nouseviin tai laskeviin hintoihin. Koska hintataso  $p$  vaihtelee suhdanteiden mukaisesti, laskee reaalin palkkataso noususuhdanteissa ja kasvaa laskusuhdanteissa, sillä nimellinen palkkataso  $w_n$  ei kykene muuttumaan. Vastaavasti mikäli nimelliset hinnat ovat jäykkiä, kasvavasta työn tuottavuudesta syntyvä palkkojen muutos noususuhdanteessa kasvattaa palkkatasoa, sillä jäykkä hintataso ei kykene seuraamaan riittävän nopeasti.

### 2.2.1 Teorian kehitys

Vaikka Keynes vuonna 1936 julkaistussa kirjassaan *“The General Theory of Employment, Interest and Money”* esitti useita klassisen taloustieteen kanssa eriäviä väitteitä, klassisen taloustieteen mukaisen työn kysynnän ja tarjonnan Keynes kirjoitti olevan kumoamaton teoria. Sekä klassisessa että keynesiläisessä taloustieteessä oletetaan reaali-palkkojen muutoksen syntyvän työn tarjontakäyrän muutoksista työn kysyntäkäyrän ollessa stabiili. Kuten aikaisemmin todettiin, tämä oletus implikoi reaali-palkkojen suhdannevaihtelun olevan suhdanteiden vastaista. Keynesiläinen talousteoria olettaa myös palkkojen jäykkyyden, joka selittää työmarkkinoilla esiintyvää vastentahtoista työttömyyttä.

Esimerkiksi Lucasin (1977) mukaan maailmansotien välillä suhdannevaihteluiden selittäminen oli yksi makrotaloustieteen merkittävimmistä ongelmista. Hänen mukaansa Keynesiläisen taloustieteen synty kuitenkin siirsi taloustieteilijöiden huomion suhdannevaihteluiden selittämisestä yksittäisen hetken tuotannon selittämiseen ottaen talouden aikaisempi tila annettuna.

Vaikka keynesiläinen taloustiede kykeni alun perin selittämään sotien jälkeistä makrotaloudellista kehitystä hyvin, 1970-luvulla klassisen talousteorian pohjalta rakentuva uusklassinen talousteoria haastoi sen kykenemällä selittämään vallinnutta stagflaatiota paremmin. Lucas (1976) kritisoi yleisemmällä tasolla sitä, kuinka keynesiläinen talousteoria on melko pitkälti irrallaan mikrotaloustieteellisestä teoriasta. Erityistä kritiikkiä (esim. Lucas, 1977) sai tapa, jolla keynesiläinen talousteoria huomioi odotukset: Keynesiläisessä talousteoriassa huomioitiin kyllä tuleviin periodeihin kohdistuvien odotusten vaikutus talouteen, mutta malleissa odotukset olivat usein adaptiivisia, eli perustuivat esimerkiksi aikaisempien periodien keskiarvoon.

Uusklassinen taloustiede ei kuitenkaan kyennyt syrjäyttämään keynesiläistä ajattelua lopullisesti. Vuosien saatossa sekä keynesiläistä että klassista taloustieteellistä ajattelua on rakennettu selittämään empiirisesti havaittua talouden käyttäytymistä, mikä on synnyttänyt klassiseen talousteoriaan pohjautuvan uusklassisen talousteorian ohella myös keynesiläiseen talousteoriaan pohjautuvan uuskeynesiläisen talousteorian.

Myöhemmin molempien koulukuntien ajatuksia on yhdistelty neoklassinen synteesi.

Talousteoriat eivät kuitenkaan ole muuttumattomia entiteettejä, jotka ovat ilmaantuneet yhtäkkiä ja pysyneet samoina kunnes seuraava teoria korvaa ne. Teorioiden kehitys on tapahtunut vaiheittain selittämään empiirisesti havaittuja ilmiöitä. Esimerkiksi vielä Lucas (1977) katsoi, ettei reaalitypalkkojen suhdannevaihtelulle ole konsistenttia ja merkittävää tukea kirjallisuudessa. Toisaalta samaa talousteorian haaraa tutkineet Barro ja King (1984) uskoivat jo seitsemän vuotta myöhemmin suhdanteiden mukaiseen reaalitypalkkojen suhdannevaihteluun.

## 2.2.2 Uusklassinen makrotaloustieteen selitys

Kuten Lucasin (1976) kritiikki keynesiläisen taloustieteen irrallisuudesta mikrotaloustieteestä antaa olettaa, *uusklassinen makrotaloustiede*, tai *uusi klassinen makrotaloustiede* (*New classical macroeconomics*), rakentuu uusklassisen mikrotaloustieteen pohjalta. Mikrotaloustieteen oletukset kuten rationaaliset odotukset ja täydellinen informaatio siirtyvät uusklassiseen makrotaloustieteeseen. Suurena erona aikaisempaan keynesiläiseen taloustieteeseen uusklassinen taloustiede uskoi markkinoiden onnistumiseen ja hintojen sekä palkkojen joustavuuteen.

Lucasin (1977) esittämä väite siitä, ettei reaalitypalkka vaihtelee konsistentisti suhdanteiden mukaisesti tai vastaisesti oli uusklassisessa taloustieteessä alun perin vallitseva kanta. Tämä oli vielä 1970-luvun lopulla ymmärrettävä ajatus, sillä reaalitypalkkojen suhdannevaihtelua empiirisesti tarkasteleva kirjallisuus oli vielä suhteellisen vähäistä, eivätkä sen tulokset tukeneet minkäänlaista suhdannevaihtelua.

Erityisen huomion uusklassisessa taloustieteessä saavat *reaalisen suhdannevaihtelun mallit*, eli *Real Business Cycle-mallit* (RBC). Taustalla näille malleille on Kydlandin ja Prescottin (1982) tulokset siitä, kuinka Solowin residuaali kykeni selittämään yli puolet bruttokansantuotteen vaihtelusta. Tästä syntyneiden implikaatioiden myötä reaalitypalkkojen suhdannevaihtelun mallit olettavat nimensä mukaisesti myös talouden suhdannevaihteluiden syntyvän teknologiashokeista, jotka ovat reaalitypalkkoja toisin kuin muutokset esimerkiksi odotuksissa tai rahamarkkinoilla, jotka perustuivat hintojen vaihteluun. Mallin nimestä huolimatta teknologiashokeilla ei tarkoiteta kuitenkaan teknologian kehitystä itsessään, vaan enemmänkin muutoksia tuottavuudessa aiheuttavia tekijöitä, joihin teknologian kehitys kuitenkin lukeutuu. Taustalla on erityisesti se, että Solowin residuaali, joka määritelmällisesti on yksinkertaisesti se osuus talouskasvusta, jota ei voida selittää perinteisten tuotantotekijöiden, kuten työvoiman tai pääoman, kasvulla, sisältää periaatteessa myös mm. hintashokkeja. (McCallum, 1990)

Huolimatta sinänsä hiukan utopistiselta kuulostavalta täydellisten markkinoiden olettamisesta reaalisen suhdannevaihtelun mallit kykenevät selittämään 1980-luvulla kasvavissa määrin löytyneitä todisteita reaali-palkkojen suhdanteiden mukaisesta vaihtelusta, sillä niissä suhdannevaihtelua tuottavat reaaliset teknologiashokit vaikuttavat aggregaattitarjontaan, minkä kautta työmarkkinoiden tasapaino muuttuu yritysten työn kysyntäkäyrän vaihdeltaessa tuottavuuden kannustaessa palkkaamaan enemmän tai vähemmän työvoimaa samalla palkkatasolla. Tästä seuraa suhdanteiden mukaista reaali-palkan vaihtelua. Reaalisen suhdannevaihtelun teoriassa suhdannevaihtelut eivät synny keynesiläisen talousteorian tapaan markkinoiden epätäydellisyyksistä, vaan markkinoiden tasapainoon vaikuttavien tekijöiden vaihtelusta. (Tervala, 2010)

Reaalisen suhdannevaihtelun teorialle ongelmallista on esimerkiksi Galin (1999) empiirisesti huomioima teknologiashokkien ja työllisyyden negatiivinen suhde. RBC-teoriat olettavat sekä tuotannon että työllisyyden vaihtelevan yhdessä suhdanteiden mukaisesti. Lisäksi sekä työllisyys että tuotanto ovat empiirisesti myötäsyklisiä. Tämän perusteella Galin havainto on osoitus siitä, etteivät teknologiashokit kykene selittämään kaikkea suhdannevaihtelua. Tervala (2010) viittaa tätä yhdeksi syyksi, joka on kannustanut lisäämään reaali-isten suhdannevaihteluiden teoriaan keynesiläisen taloustieteen elementtejä.

### 2.2.3 Uuskeynesiläisen taloustieteen selitys

Keynesiläisen taloustieteen kannattajat vastasivat esimerkiksi Lucasin (esimerkiksi 1976 ja 1977) kritiikkiin rakentamalla keynesiläisen taloustieteen päälle uuden, moderniin mikrotaloustieteeseen voimakkaammin perustuvan talousteorian, joka huomioi esimerkiksi uusklassisen mikrotaloustieteen rationaaliset odotukset. Tästä syntyneellä *Uuskeynesiläisellä taloustieteellä* (*New Keynesian economics*) on selvät juuret keynesiläisessä taloustieteessä, vaikka se sisältääkin lukuisia elementtejä reaali-isten suhdannevaihteluiden teoriasta.

Uuskeynesiläinen taloustiede olettaa talouden sopeutumisen shokkeihin olevan hidasta johtuen hintojen ja palkkojen jäykkyydestä, joka johtuu epätäydellisestä kilpailusta. Tälle nimellisten suureiden säätelyn jäykkyydelle on selityksenä esimerkiksi ns. menukustannukset. Tällä termillä viitataan kustannuksiin, jotka syntyvät hintoja muutettaessa esimerkiksi uusia hinnastoja hankittaessa tai asiakkaita ja myyjiä informoidessa. (Mankiw, 1985)

Vaikka joko nimellisten palkkojen tai hintojen jäykkyyden oletus voisi selittää joko suhdanteiden vastaista tai myötäistä reaali-palkkojen suhdannevaihtelua, molempien jäykkyys implikoi enemmänkin reaali-palkkojen vaihtelun irrallisuutta suhdannevaihtelusta. 1980-luvulla kasvavissa määrin todisteita saanutta reaali-palkkojen suhdanteiden mukaista vaihtelua uuskeynesiläisessä taloustieteessä voidaan selittää paremmin työnantajien ja työntekijöiden käytökseen perustuvilla teorioilla kuten esimerkiksi

tehokkuuspalkoilla (esim. Blanchflower & Oswald, 1995). Tehokkuuspalkkojen periaatteena on, että työntekijöiden palkka määräytyy työn tuottavuuden mukaisesti. Teorian perusteella yritysten kannattaa pitää työntekijöidensä palkkatasoa korkealla matalan työttömyyden aikana työntekijöiden motivoimiseksi. Työttömyyden kasvaessa yrityksen on kuitenkin helppoa korvata laiskotteleva työntekijä, mikä mahdollistaa palkkojen laskemisen ilman työntekijöiden laiskottelun lisäämistä.

Kuten Blanchflower ja Oswald (1995) huomioivat, tämä selitys on kuitenkin toimivampi talouksissa, joissa ammattijärjestöjen jäsenyys on matalampi ja irtisanomiseen liittyvä lainsäädäntö löysempi. Samankaltainen selitys on esimerkiksi Campbellin ja Orzagin (1998) esittelemä työvoiman vaihtuvuuden kustannuksiin perustuva selitys. Sen mukaan uuden työvoiman palkkaamisesta koituu työnantajalle kustannuksia esimerkiksi koulutustarpeen tai palkkaamiseen liittyvien kustannuksien johdosta. Mikäli nämä kustannukset ovat riittävän korkeat, voittoa maksimoivan yrityksen kannattaa nostaa nykyisten työntekijöiden palkkoja työvoiman vaihtuvuuden minimoimiseksi. Suhdannevaihteluita reaali-palkkoihin tämän selityksen kautta syntyy, koska korkea työttömyys laskee työvoiman vaihtuvuudesta syntyviä kustannuksia esimerkiksi koska todennäköisyys löytää uusi työntekijä, joka ei vaadi koulutusta erityisen paljoa tai ollenkaan kasvaa.

## 2.3 Alojen, yritysten ja työntekijöiden heterogeenisyys

Taloustieteellisten mallien yksinkertaistamiseksi on joskus hyödyllistä olettaa esimerkiksi työvoiman olevan homogeenistä. On silti hankalaa väittää jokaisen työntekijän olevan oikeasti samanlainen. Ihmisissä on mahdollisesti esimerkiksi palkkatasoon tai sen vaihteluun vaikuttavia eroja esimerkiksi sukupuolen, koulutuksen, työkokemuksen tai muun havaitsemattoman kyvykkyyden (englanninkielisessä kirjallisuudessa *ability*) johdosta. Myös työpaikat, yritykset ja toimialat voivat erota toisistaan. Esimerkiksi teollisuudessa ja rakennusalalla on Swansonin (2007) mukaan keskimääräistä korkeammat palkat.

Seuraavissa alaluvuissa tarkastellaan aikaisemmassa kirjallisuudessa esiintyneitä eri ihmisryhmien ja toimialojen erojen vaikutuksia reaali-palkkojen suhdannevaihtelun voimakkuuteen ja suuntaan. Lisäksi alaluvussa 2.3.3 esitellään heterogeenisyyden aiheuttamaa harhaa kun reaali-palkkojen suhdannevaihtelua tutkitaan käyttäen aggregaattipalkkoja. Tätä harhaa kutsutaan kirjallisuudessa yleisesti *rakenneharhaksi* (composition bias).

### 2.3.1 Yritysten ja toimialojen heterogeenisyys

Tarkasteltaessa korkeamman aggregaation tason keskiarvopalkkoja, on hyvä huomata, että ainakin osa niissä esiintyvistä heterogeenisyydestä voi syntyä



yksilötason havaintojen heterogeenisyydestä ja vastaavasti myös matalamman tason havaintojen heterogeenisuus voi syntyä korkeamman tason havaintojen heterogeenisyydestä.

Esimerkiksi matalapalkkaisen työvoiman keskimääräistä voimakkaampi kerääntyminen tietyille aloille toisia voimakkaammin voi aiheuttaa eroja eri toimialojen ja yritysten reaali-palkkojen suhdannevaihtelussa, vaikka sinänsä taustalla saattavatkin olla työntekijöiden henkilökohtaiset ominaisuudet. Toisaalta esimerkiksi eri alojen nais- ja miesvaltaisuus voi aiheuttaa keskimäärin yksilöihin sidonnaista reaali-palkkojen suhdannevaihtelua, vaikka vaihtelu saattaakin syntyä esimerkiksi eri alojen menestyksen vaihtelevasta sidonnaisuudesta vientiin.

Sovittaessaan Royn (1951) mallia vuosien 1968–1981 Yhdysvaltojen paneeliaineistoon Heckman ja Sedlacek (1985) huomaavat, että vaikka koulutus ja työkokemus kasvattavat todennäköisyyttä osallistua työmarkkinoilla yleisesti, on kyseisten muuttujien vaikutus suurin teollisuudessa. Teollisuudessa myös koulutuksen vaikutus palkkoihin vaikuttaa olevan kaksinkertainen muihin toimialoihin verrattuna ja työkokemuksellakin vaikuttaa olevan huomattava vaikutus teollisuuden palkkoihin vaikka muiden toimialojen palkkoihin sen vaikutus jää tilastollisesti merkitsemättömäksi.

Heckmanin ja Sedlacekin tulokset antavat myös vahvoja todisteita siitä, että esimerkiksi Solonin et al. (1994) ja Bilsin (1985) huomioima reaali-palkkojen suhdannevaihtelun aggregaattiharha aiheuttaa teollisuudessa suhdanteiden vastaista harhaa palkkojen vaihteluun, mutta toisaalta muilla toimialoilla vaikutus on päinvastainen. Heidän mukaansa osa tästä vaikutuksesta syntyy siitä, että matalapalkkaiset työntekijät, joiden osuus työvoimasta vaihtelee voimakkaasti, eivät laskusuhdanteissa välttämättä poistu työssäkävyn työvoiman ulkopuolelle, vaan osa siirtyy matalapalkkaiseksi työvoimaksi teollisuuden ulkopuolisille toimialoille. Myös markkinoiden häiriöt, kuten öljyn hinnan nousu, vaikuttavat Heckmanin ja Sedlacekin tuloksien mukaan teollisuuteen voimakkaammin kuin muihin toimialoihin.

Tutkiessaan reaali-palkkojen suhdannevaihtelua vuosien 1966–1981 Yhdysvaltojen mikroaineistolla Keane, Moffitt ja Runkle (1988) huomaavat myös teollisuuden reaali-palkkojen suhdannevaihtelun olevan voimakkaampaa kuin muiden alojen. Myös Shin (1994) löysi saman alakohtaisen eron samasta aineistosta, mutta käyttäen eri menetelmää. Käyttäen myös samaa aineistoa Keane ja Prasad (1993) huomaavat korkeasti ja matalasti koulutetun työvoiman palkkojen erojen vaihtelevan suhdanteiden mukana.

Keanen ja Prasadin mukaan teollisuudessa koulutettu työvoima kokee reaali-palkkoissaan huomattavasti muita aloja voimakkaampaa suhdanteiden mukaista vaihtelua kuin muilla aloilla. Myös koko talouden keskiarvona ero koulutetun ja kouluttamattoman työvoiman palkkoissa vaikuttaa vaihtelevan suhdanteiden mukaisesti. Toisaalta palvelualoilla ja vähittäiskaupassa sama

ilmiö esiintyy päinvastaisena. Vähittäiskaupassa koulutettu työvoima kokee suhdanteiden vastaista reaali-palkkojen vaihtelua. Palvelualoilla sen sijaan koulutetun työvoiman reaali-palkat eivät vaihtelee suhdanteiden mukaisesti. Näillä aloilla erot koulutetun ja kouluttamattoman työvoiman reaali-palkkoissa vaihtelevat kuitenkin suhdanteiden vastaisesti.

Myös sekä työllisyyden että viikoittain tehtyjen työtuntien vaihtelu on Keanen ja Prasadin (1993) mukaan hyvin heterogeenistä eri alojen välillä. Työllisyyden vaihtelu on teollisuudessa huomattavasti voimakkaammin suhdanteiden mukaista kuin muilla aloilla. Toisaalta kaupan alalla huomataan tehtyjen työtuntien suhdannevaihtelun syntyvän pääsääntöisesti viikkotuntien vaihtelun vuoksi työllistettyjen henkilöiden lukumäärän sijaan.

Peng ja Siebert (2008) huomaavat myös italialaisella vuosien 1994–2001 paneeliaineistolla, etteivät julkisella sektorilla työskentelevien palkat vaihtelee suhdanteiden mukaisesti yhtä voimakkaasti kuin yksityisellä sektorilla työskentelevien. He huomaavat myös yrityksen koolla olevan merkitystä: Pienien yritysten (5-19 työntekijää) palkat vaihtelevat voimakkaammin kuin suurempien. Äärimmäisen pienien, alle viiden työntekijän, yritysten palkat kuitenkin vaihtelevat epämääräisemmin. Estimaatti on itseisarvoltaan muihin yrityskokoihin verrattuna moninkertainen, muttei kuitenkaan tilastollisesti merkitsevä.

### **2.3.2 Yksilöiden heterogeenisyys**

Yksilötasolla on helppoa olettaa lukuisten eri tekijöiden vaikuttavan palkkojen muodostumiseen. Tällaisia ominaisuuksia saattavat olla esimerkiksi ammattiliiton jäsenyys, sukupuoli tai koulutus. On kuitenkin hyvä muistaa, että on myös mahdollista, että henkilökohtaiset ominaisuudet vaikuttavat eri ihmisryhmien reaali-palkkojen suhdannevaihteluihin vain välillisesti, kuten kappaleen 2.3.1 alussa mainittiin.

Kuten edellisessä kappaleessa mainittiin, Keane ja Prasad (1993) huomasivat koulutuksen vaikuttavan sekä tehtyjen työtuntien että palkkojen suhdannevaihteluun. Tutkijat huomaavat työllisyystodennäköisyyden olevan suhdanteista irrallinen korkeasti koulutetuille. Todennäköisyys on kuitenkin suhdanteiden vastainen matalasti koulutetuille. Koska koulutus ja palkka todennäköisesti korreloivat keskenään, tämän voi tulkita tukena aiemmin esitellylle esimerkiksi Solonin et al. (1994) esittelemälle rakenneharhalle.

Kilponen ja Santavirta (2010) tarkastelevat palkkojen määräytymisen tapaa ja välillisesti jäykkyyttä vuosien 1989–2004 Suomen teollisuuden kattavalla yksilötason aineistolla. Käytännössä tutkimuksessa tarkastellaan erinäisten paikallisesta työttömyydestä johdettujen muuttujien vaikutusta reaali-palkkoihin, ja tarkastellaan kuinka saadut tulokset tukevat eri hypoteeseja.

Tutkijoilla on kolme eri hypoteesia siitä, kuinka palkat saattavat määräytyä. Ensimmäinen on täysi palkkajoustavuus, jota kuvaa se, että palkat riippuvat tarkasteluhetken taloustilanteesta. Toinen vaihtoehto on sekä työntekijän että työnantajan sitova sopimus, mikä implikoi vain palkkausperiodin vaikutusta koko työsopimuksen ajan palkkaan. Viimeinen vaihtoehto on yksipuolinen sopimus, mikä implikoi joko työntekijän tai työnantajan kykyä neuvotella työsopimus uudelleen taloustilanteen muuttuessa. Tämän perusteella palkat määräytyvät työsuhteen ajan matalimman työttömyyden perusteella, mikäli neuvotteluvoima on työntekijällä ja toisaalta työsuhteen ajan korkeimman työttömyyden perusteella, mikäli neuvotteluvoima on yrityksellä. (Kilponen ja Santavirta, 2010)

Yksilötason heterogeenisyyden näkökulmasta kiinnostavinta on, että Kilponen ja Santavirta (2010) tarkastelevat aineistoaan myös koulutusasteittain. Palkkojen joustavuutta tukeva tarkasteluperiodin työttömyys saakin estimaatilleen tilastollisesti merkitseviä arvoja jokaisella koulutusasteella, työntekijälle edullisia yksipuolisia sopimuksia tukeva työsuhteen ajan matalin työttömyys saa estimaatilleen itseisarvoltaan sitä suurempia arvoja, mitä korkeampi koulutustaso on. Erityisesti alemman korkeakoulututkinnon saavuttaneiden kohdalla matalimman työttömyystason estimaatti saa itseisarvoltaan huomattavan suuren arvon suhteessa muihin koulutustasoihin.

Kokonaisuudessaan Kilposen ja Santavirran (2010) tulokset implikoivat, että korkeasti koulutetuilla työntekijöillä on palkkojen määräytymisessä jonkin verran neuvotteluvoimaa, mikä saattaa aiheuttaa hieman jäykkyyttä palkoissa erityisesti laskusuhdanteissa. Toisaalta kuitenkin myös tarkasteluajankohdan työttömyyden parametrin estimaatti on huomattavasti muita suurempi korkeimmin koulutetuilla, minkä vuoksi kokonaisuudessaan on oletettavissa korkeimmin koulutettujen palkkojen vaihtelevan voimakkaimmin suhdanteiden mukaisesti.

Kilposen ja Santavirran (2010) käyttämä suomalaisen teollisuuden aineisto heikentää kuitenkin tulosten yleistettävyyttä koko talouden tasolle. On vaikeaa sanoa, pätevätkö teollisuuden palkoissa havaitut erot myös muille aloille. Esimerkiksi erot voivat johtua myös työtehtävistä, joita korkeasti koulutetut erityisesti teollisuudessa yleensä tekevät, tai yleisemmällä tasolla yleisesti työtehtävistä, joihin korkeasti koulutetut yleensä päätyvät. Tulosten perusteella on kuitenkin aiheellista huomioda, että koulutustasosta syntyviä heterogeenisyyksiä vaikuttaa olevan olemassa.

### 2.3.3 Rakenneharha

Heterogeenisyydet yksilöiden palkoissa ja aggregaattipalkoissa tai palkkojen ja aggregaattipalkkojen vaihteluiden voimakkuuksissa voivat aiheuttaa harhaa reaali-palkkojen suhdannevaihtelun estimaatteihin, mikäli mallissa selitetään jonkin sortin keskiarvon vaihtelua, oli kyseessä sitten koko talouden

aggregaattipalkka tai yrityksiä tai toimialojen keskipalkat. Tämä perustuu siihen, että aggregaattisuureet ovat havaintojen keskiarvoja tai summia: Yksiulotteisia tilastollisia tunnuslukuja, jotka muodostuvat lukuisista alemman tason havainnoista.

Yksiulotteiset tunnusluvut kuten keskiarvo ja havaintojen summa ovat kuitenkin harvan jakauman tyhjentäviä tunnuslukuja, mikä tarkoittaa, etteivät ne sisällä kaikkea sitä informaatiota mitä alkuperäinen otos sisälsi esimerkiksi normaalisti jakautuneesta populaatiosta. Informaation menettämisen vaikutusta keskiarvoon on helppo havainnoillistaa yksinkertaisella esimerkillä: Kahden ihmisen palkkojen keskiarvo on sama riippumatta siitä, ovatko palkat 500 € ja 1500 € vai 1000 € ja 1000 €. Esimerkiksi tulojaon tasaisuutta mittaavat Gini-kertoimet olisivat kuitenkin tällaisille talouksille huomattavan erilaiset. On kuitenkin hyvä huomata, että vaikka aggregaattisuureita käyttäessä menetetäänkin informaatiota palkkojen jakaumasta, ei se välttämättä ole ongelma mikäli menetetty informaatio ei ole oleellista tutkimuksen kannalta.

Mikäli populaation, josta aggregaattisuureen muodostava otos otetaan, koostumus ei ole homogeeninen kuten aiemmassa esimerkissä, populaation muutos voi kuitenkin aiheuttaa ongelmia tilastolliseen päättelyyn. Esimerkiksi tutkittaessa palkkojen muutosta aiemmalla esimerkillä, jossa kaksi ihmistä saa palkkaa 500 € ja 1500 € ja aggregaattipalkka on 1000 €, muuttaa toisen henkilön poistuminen aineistosta seuraavan periodin aggregaattipalkkaa 500 € suuntaan tai toiseen riippuen aineistosta poistuvasta henkilöstä. Kummankaan henkilön palkka ei kuitenkaan muuttunut, vaikka aggregaattipalkka muuttui peräti 50 %. Sen sijaan työntekijöiden palkan ollessa homogeeninen, kuten esimerkin osassa, jossa molempien henkilöiden palkka on 1000 €, ei aineistosta poistuminen muuta palkkaa. Yleisesti tällaista aggregaatin rakenteen muutoksesta syntyvää harhaa kutsutaan *rakenneharhaksi (composition bias)*.

Harhaa aineiston heterogeenisyys kuitenkin aiheuttaa vain kun otoksen koostumuksen muutos on systemaattista, eli esimerkiksi tietyn palkkaluokan osuus työvoimasta vaihtelee säännönmukaisesti, esimerkiksi suhdanteiden mukaisesti tai ajan funktiona. Reaalipalkkojen suhdannevaihtelua tutkivassa kirjallisuudessa esille on nostettu erityisesti suhdanteiden mukainen palkka-aggregaatin rakenteen muutos. Solon et al. (1994) huomioivatkin aikaisemman tutkimuksen (esimerkiksi Okun, 1973) osoittaneen matalapalkkaisen työvoiman suhteellisen osuuden vaihtelevan suhdanteiden mukaisesti.

Matalapalkkaisen työvoiman osuuden laskeminen laskusuhdanteessa nostaa aggregaattipalkkaa ja vastaavasti osuuden nouseminen noususuhdanteessa laskee aggregaattipalkkaa, koska suhteessa suurempi tai pienempi osuus matalapalkkaista työvoimaa johtaa matalampaan palkkakeskisarvoon. Tämä matalapalkkaisen työvoiman määrän voimakkaamman suhdannevaihtelun aiheuttama suhdanteiden vastainen reaalipalkan aggregaatin vaihtelu aiheuttaa sen, että vaikka reaalipalkassa ei esiintyisi ollenkaan suhdannevaihtelua, aggregaattipalkka vaihtelisi

suhdanteiden vastaisesti. Vastaavasti suhdanteiden mukainen reaali-palkkojen suhdannevaihtelu vaikuttaisi todellista pienemmältä ja suhdanteiden vastainen reaali-palkkojen suhdannevaihtelu vaikuttaisi todellista suuremmalta.

Abraham ja Haltiwanger (1995) kuitenkin huomauttavat, että aggregoidun reaali-palkan suhdannevaihtelu saattaa olla myös epäsymmetristä, sillä matalapalkkaisen työvoiman suhteellisen osuuden muutoksen voimakkuus ja suunta saattavat vaihdella. Kandil ja Woods (2002) esittävät tällaiselle ilmiön voivan johtua yritysten lyhyen aikavälin voiton maksimoinnista: Korkeapalkkaisten työntekijöiden irtisanominen voi olla nopea tapa vähentää kustannuksia ja säilyttää yrityksen voittotaso lyhyellä aikavälillä.

Tukea Kandilin ja Woodsin (2002) hypoteesille antavat Davisin ja Haltiwangerin (1990) tulokset. Davis ja Haltiwanger tarkastelivat Yhdysvaltojen vuosien 1972–1986 teollisuuden neljännesvuosittaisella mikroaineistolla työpaikkojen syntyä ja tuhoa. Heidän tuloksiensa mukaan työpaikkojen syntymisen määrä on suhdanteiden mukaista ja työpaikkojen tuhoutumisen määrä suhdanteiden vastaista. Työpaikkojen tuhoutuminen on kuitenkin voimakkaampi tekijä rakennemuutoksessa, mikä yhdistettynä matalapalkkaisen työvoiman osuuden voimakkaaseen suhdannevaihteluun voi potentiaalisesti aiheuttaa epäsymmetristä suhdannevaihtelua aggregoidussa reaali-palkassa.

Kandil ja Woods (2002) löytävät todisteita siitä, että myös korkeapalkkaisen työvoiman tekemät työtunnit laskevat laskusuhdanteessa, mikä implikoi epäsymmetrisiä aggregaattipalkan suhdannevaihteluja. Ikäryhmiin 16–19, 20–24 ja 25- perustuva jako vaikuttaa periaatteessa toimivalta korvikemuuttujalta (proxy), sillä keskimääräisten tuntipalkkojen erot ikäryhmien välillä ovat huomattavia. Ikäryhmiin perustuva jako lienee kuitenkin hieman heikko ratkaisu verrattuna todelliseen palkkajakaumaan perustuvaan jakoon, sillä nuorimman työvoiman kokema vaihtelu työtunneissa voi erota vanhemman työvoiman kokemasta vaihtelusta myös muista syistä kuin reaali-palkasta.

Myös Martins (2007) löytää tukea reaali-palkan suhdannevaihtelun epäsymmetrisyydelle vuosien 1986–2004 mikroaineistolla portugalilaisista yrityksistä ja niiden työntekijöistä. Menetelmällisesti Martins tulkitsee epäsymmetrisyyttä työttömyyden kasvua indikoivan dummy-muuttujan ja työttömyyden muutoksen yhteisvaikutustekijällä selitettäessä yksilötason reaali-palkkojen muutosta. Estimoitujen mallien yhteisvaikutustekijä saa tilastollisesti merkitseviä arvoja monella erilaisella mallispesifikaatiolla. On kuitenkin kiinnostavaa huomata, että mallien pelkkää työttömyyden muutosta kuvaavat parametrit saavat positiivisia, jokseenkin suurimmassa osassa malleista tilastollisesti merkitsemättömiä, arvoja. Yhdessä voimakkaasti negatiivisten yhteisvaikutustekijöiden kanssa mallin voisi tulkita implikoivan minkä tahansa työttömyyden muutoksen laskevan reaali-palkkojen kasvua, mutta vaikutuksen olevan voimakkaampi työttömyyden kasvaessa.

Parker ja Vissing-Jorgensen (2010) huomaavat Yhdysvalloissa vuosina 1982–2008 veroyksiköistä tulotasoltaan korkeimman yhden prosentin tulojen suhdannevaihteluiden olevan 2,39-kertaiset verrattuna koko otokseen. Erityisen kiinnostavan tuloksesta tekee se, että vuosien 1947–1982 ja 1917–1947 aineistoilla korkeimman yhden prosentin tulojen suhdannevaihtelu on pienempää kuin myöhemmällä vuosien 1982–2008 aineistolla. Aineistossa on kuitenkin tutkijoidenkin mainitsema ongelma, joka syntyy siitä, että yhdysvaltalainen veroyksikkö voi käsittää useamman kuin yhden ihmisen, ja sen keskimääräinen koko on vuosien saatossa laskenut.

Parkerin ja Vissing-Jorgensenin löytö on sinänsä merkittävä keskimääräisiä tuloja ajatellen, että Yhdysvalloissa vuonna 2008 rikkain prosentti veroyksiköistä sai 17,7 % kaikista tuloista. Suomessa vuonna 2007 rikkain 1,1 % sai Tilastokeskuksen mukaan 9,4 % tuloista, joten mikäli vastaava korkeimman prosentin tulojen suhdannevaihtelu olisi yleistettävissä, sen vaikutus koko kansantalouden aggregaattipalkan reaaliarvoihin olisi pienempi. Huomion arvoista on kuitenkin myös se, että tutkimuksessa käytetään verotukseen pohjautuvaa aineistoa, joka sisältää palkkatulojen ohella myös pääomatulot. Näiden tuloksien perusteella ainakin Yhdysvalloissa voidaan olettaa kohtuullisen suuren osuuden kattavasta aineistosta estimoidusta reaaliarvojen suhdannevaihtelusta johtuvan hyvin pienen väestöryhmän tulojen vaihtelusta, mikäli korkeatuloisimman prosentin palkkatulot ovat myös erityisen korkeat.

Eri ansiotasojen heterogeenisyyden kannalta heterogeenisyyttä lähestyessään Cervini-Plá, Silva, ja López-Villavicencio (2013) tarkastelevatkin reaaliarvojen suhdannevaihteluiden epäsymmetrisyyttä Iso-Britannian vuosien 1991–2008 paneeliaineistolla. Heidän tutkimuksensa tarkastelee erityisesti ylimpiä ja alimpia palkkadesiilejä ja -kvartiileja. He löytävät koko aineistosta aiemmin kuvattua kaltaista epäsymmetriaa, mutta tuloluokkajako kertoo palkkaluokkien välisestä heterogeenisyydestä. Matalapalkkaisimman kvartiilin ja desiilin reaaliarvot vaikuttavat käyttäytyvän jopa suhdanteiden vastaisesti, mutta suhdannevaihtelut vaikuttavat symmetrisiltä. Sen sijaan hyväpalkkaisimman kvartiilin ja desiilin palkat vaikuttavat vaihtelevan suhdanteiden mukaisesti, mutta pelkästään laskusuhdanteissa, sillä noususuhdanteita kuvaavat parametrit eivät estimoinneissa saa tilastollisesti merkitseviä arvoja.

Toinen merkittävä kirjallisuudessa huomattu harhan lähde on myös työvoiman rakennemuutokseen liittyvä. Lukuisat tutkimukset (esimerkiksi Shin 1994, Devereux 2001 sekä Devereux ja Hart 2006) huomaavat yritysten välillä työpaikkoja vaihtavien palkkojen vaihtelevan voimakkaammin kuin työssään pysyvien. Lisäksi samaa vaikutusta on havaittu (esimerkiksi Devereux ja Hart 2006) myös työpaikan sisällä työtehtäviä vaihtaville. Kuten edellä kuvattu työllisyyden ja työttömyyden välillä siirtymisestä syntyvä harha, myös

työpaikan vaihtelusta syntyvät vaikutukset estimaatteihin voidaan huomioida, mikäli käytetyssä aineistossa kyetään havaitsemaan työpaikan vaihdokset.

## 2.4 Pidemmän aikavälin rakennemuutos

Työvoiman rakennemuutos voi periaatteessa tapahtua myös ajan funktiona. Käytännössä tällä tarkoitetaan työmarkkinoiden rakenteen systemaattista muutosta ajassa. Reaalipalkkojen suhdannevaihtelua käsittelevässä tutkimuksessa on hyödyllistä huomioida tällainen aikaan sidottu systemaattinen työmarkkinarakenteen muutos, mikäli sellaista on aineistossa havaittavissa, sillä se saattaa vääristää estimaatteja kumpaan tahansa suuntaan, ellei sen vaikutuksia huomioida.

Aikaan sidoksissa oleva rakenneharha voi syntyä esimerkiksi toimialojen rakennemuutoksesta. Esimerkiksi Suomessa teollisuuden osuus tehdyistä työtunneista on laskenut viime vuosina huomattavaa tahtia, mikä voi olla ongelma estimoitaessa reaalipalkkojen suhdannevaihtelua kuvaavia parametreja, mikäli teollisuuden palkkojen suhdannevaihtelu on voimakkaampaa tai heikompaa kuin muiden alojen. Mikäli rakennemuutosta ei huomioida esimerkiksi alakohtaisia aggregaattipalkan havaintoja periodikohtaisesti alan koolla painottaen, saattavat työtuntiosuuttaan kasvattavat alat saada liian pieniä painoja ja työtuntiosuuttaan pienentävät alat liian suuria painoja, mikä johtaa harhaiseen estimaattiin.

Eräs aikaan sidotusta rakennemuutoksesta aiheutuva huomattava seikka on myös tutkimustulosten sidonnaisuus aikaperiodiin. Esimerkiksi mikäli teollisuuden reaalipalkat vaihtelevat keskimääräistä voimakkaammin ja teollisuuden tehtyjen työtuntien osuus on laskeva, estimaatit reaalipalkkojen suhdannevaihtelusta koko talouden tasolla ovat sitä suurempia, mitä aikaisemmasta ajankohdasta aineisto alkaa, ja mitä aikaisemmin se loppuu. Esimerkiksi Abraham ja Haltiwanger (1995) huomioivat reaalipalkan suhdannevaihtelua tarkastelevien tutkimuksien tuloksien riippuvan aineiston aikavälistä. On kuitenkin hyvä huomata, ettei alarakenteiden muutos välttämättä selitä ainakaan kaikkea aikaperiodin vaikutusta tutkimustuloksiin, vaan taustalla voi olla myös esimerkiksi institutionaalista muutosta.

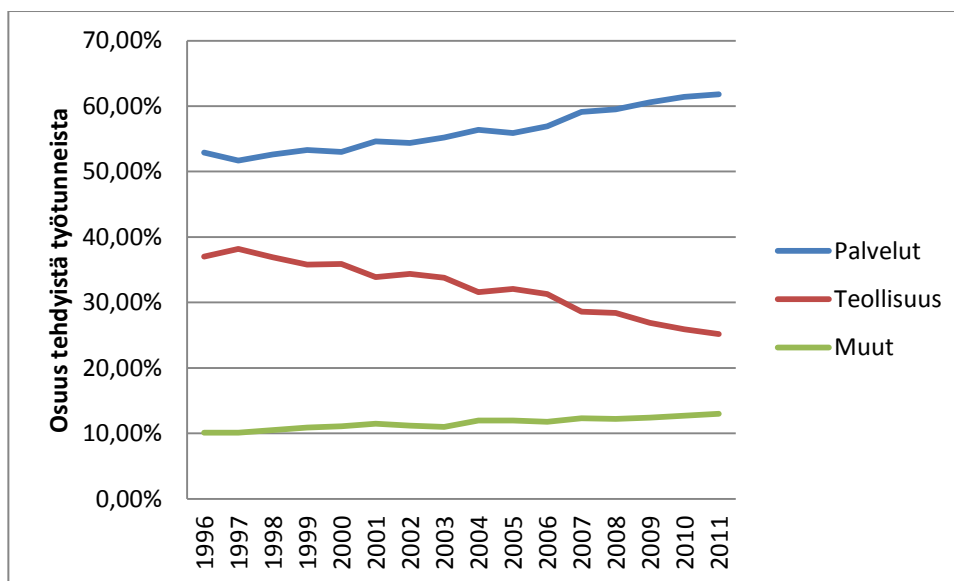
Talouden rakenteen muutokset eri alojen osalta ovat olleet ajankohtaisia teollistumisesta alkaen ja erityyppisten töiden osuudet tehdystä työstä ovatkin muuttuneet jatkuvasti. Teollistuvissa yhteiskunnissa 1800-luvun Euroopassa ja Yhdysvalloissa sekä yhä viime vuosinakin monissa valtioissa alarakenne muuttui kun teollisuuden työ syrjäytti maataloustyötä. Sittemmin teollistuneissa valtioissa on alkanut palveluyhteiskuntaan siirtyminen, jolloin palvelualojen kasvu syrjäyttää muita aloja. Myös Suomessa on ollut havaittavissa tällaista palvelualojen osuuden kasvua tehdystä työstä. Kuvasta 3 voidaan nähdä kuinka teollisuuden osuus tehdystä työstä on työssä käytetyn

Tilastokeskuksen aineiston perusteella Suomessa 15 vuoden aikana laskenut 10,6 prosenttiyksikköä samalla kun palveluiden osuus on kasvanut 8,0 prosenttiyksikköä ja muiden 2,6 prosenttiyksikköä.

Vaihtelu näiden aggregoitujen toimialojen sisällä on myös ollut merkittävää. Teollisuudessa suhteessa eniten tehty työ on laskenut vaateteollisuudessa, joka teetti vuonna 2011 miltei 75 prosenttia vähemmän työtä kuin vuonna 1996. Myös ruokateollisuudessa, elektroniikanteollisuudessa ja kemianteollisuudessa työtuntien määrä on laskenut voimakkaasti, noin 40–50 prosenttia. Sen sijaan metalliteollisuudessa tehdyn työn määrä laski suhteessa huomattavasti vähemmän, vain 8 prosenttia.

Palveluiksi lasketuista aloista tehdyn työn määrän kasvu, noin 87 prosenttia, kohdistui erityisesti hallintoon ja asiantuntijapalveluihin, jotka kattoivat vuonna 2011 noin 30 prosenttia palveluiksi lasketuista aloista. Toisaalta periodin alkupäässä palvelualoista huomattavasti suurin, kaupan ala, teetti miltei saman osuuden työtunneista koko periodin ajan. Huomion arvoista on myös logistiikka-alan osuuden työtunneista putoaminen miltei 20 prosenttia noin 11 prosentista 9 prosenttiin.

Kuvassa 3 muihin aloihin laskettavien alojen kasvu tehtyjen työtuntien osuudessa johtuu täysin rakennusalan 38 prosentin kasvusta noin 8,5 prosentista 11,8 prosenttiin kaikesta tehdystä työstä. Muilla muihin aloihin lasketuilla aloilla tehtyjen työtuntien osuus kuitenkin laski prosentuaalisesti huomattaviakin määriä (infrastruktuurissa miltei 30 % ja kaivosteollisuudessa noin 13 %), mutta näiden alojen osuudet työtunneista ovat mitättömiä.



**KUVA 3: Tehdyn työn toimialakohtaisten osuuksien muutos Suomessa vuosina 1996–2011 (Tilastokeskus)**



Tehdyn työn luonteen muutos on oletettavasti vaikuttanut myös palkkojen jakaumaan. Esimerkiksi Bound ja Johnson (1992) osoittivat korkeakoulutettujen palkkojen kasvaneen Yhdysvalloissa vuosina 1979–1987 noin kymmenyksen samalla kun matalammin koulutettujen palkat olivat kasvaneet huomattavasti hitaammin tai jopa laskeneet. He esittivät tälle varsin merkittävän kokoiselle muutokselle lukuisia syitä, joista jälkikäteen tarkasteltaessa muodostui merkittävimmäksi teknologinen muutos. Tästä syntyi käsite *skill-biased technical change* (SBTC), joka viittaa siihen, kuinka korkeammin koulutetut ovat kykenevämpiä hyödyntämään uutta tehokkuutta parantavaa teknologiaa, mikä lisää huomattavasti koulutetun työvoiman kysyntää.

Autor, Levy ja Murnane (2003) lähestyvät teknologian kehityksestä syntyvää työmarkkinoiden rakennemuutosta toisesta näkökulmasta. Heidän esittämänsä *routine-biased technical change* (RBTC) selittää eroja sillä, kuinka selvästi jotain algoritmia noudattamalla suoritettavissa työtehtävissä koneet ovat substituutti työpanokselle ja kuinka analyyttisemmässä työssä koneet ovat komplementti työpanokselle. Tällä selityksellä kyetään selittämään sekä korkeimmin että matalammin palkattujen palkkojen kasvu suhteessa keskituloisten palkkoihin, sillä monet matalapalkkaiset ammatit ovat luonteeltaan palveluammatteja, joita ei voida korvata koneilla helposti.

Autorin et al. (2003) käyttämä Yhdysvaltojen vuosien 1960–1998 aineisto antaa tukea RBTC-hypoteesille ja vastaavasti Card ja DiNardo (2002) huomaavat vuosien 1990–1999 sisältävän voimakkaasti SBTC-hypoteesin vastaisia tuloksia Yhdysvaltojen aineistolla. Yhdysvaltojen ulkopuolella esimerkiksi Manning ja Goos (2007) löytävät Iso-Britannian vuosien 1979–1999 aineistolla tukea RBTC-hypoteesille, vaikkakin heidän mukaansa RBTC-hypoteesi kykenee selittämään rakennemuutoksesta vain noin kolmanneksen.

Asplund, Barth, Lundborg ja Nilsen (2011) tutkivat pohjoismaiden palkkakehitystä aineistolla, joka sisälsi kustakin valtiosta kolme vuosimittausta vuosien 1996 ja 2006 välillä. Yleisesti ottaen tulokset tukivat RBTC-hypoteesia selkeämmin kuin SBTC-hypoteesia: Korkeapalkkaisten ja matalapalkkaisten osuus työvoimasta kasvoi keskipalkkaisten kustannuksella. Tulokset riippuivat kuitenkin ammattinimikkeen määrittystarkkuudesta: karkeammalla kategorisointitavalla Suomessa vaikutti kasvua olevan vain korkeapalkkaisten osuudessa.

### 3 KATSAUS AIKAISEMPAAN TUTKIMUKSEEN

Ennen 1980-lukua miltei kaikki reaali-palkkojen suhdannevaihteluita tutkiva tutkimus tutki kansantalouden aggregaattipalkkojen muutoksia. Todennäköisesti tämän kirjallisuudenhaaran aloittivat Dunlop (1938) sekä Tarshis (1939), jotka löysivät todisteita reaali-palkkojen suhdanteiden mukaiselle vaihtelulle. Myöhempi aiheen makrotaloudellisen tason tutkimus kuitenkin tuotti tuloksia suhdanteiden vastaisesta sekä usein myös tilastollisesti merkitsemättömästä reaali-palkkojen suhdannevaihtelusta. Ajan kuluessa käytettyjen aineistojen tarkkuudet ovat kuitenkin monipuolistuneet ja tutkimustulokset ovat siirtyneet pääsääntöisesti implikoimaan tilastollisesti merkitsevää suhdanteiden mukaista vaihtelua.

Nykyään suurin kirjallisuuden haara lienee yksilötason paneeliaineistoja käyttävä kirjallisuus, mutta tutkimusta on tehty myös yritystason ja toimialatason aineistoilla. Kuten kappaleessa 2.3 kerrottiin, sallii aineiston tarkkuuden lisääminen reaali-palkkojen suhdannevaihtelun tarkastelun harhattomammin. Myös samalla tasolla kerätyissä aineistoissa on eroja. Esimerkiksi yksilötason aineistoa on kerätty sekä yritysten työntekijöiden että yksilöiden aineistoina. Riippuen aineistojen sisältämästä tiedosta, nämä lähestymistavat saattavat kyetä tarjoamaan eri tapoja tarkastella reaali-palkkojen vaihtelua ilman rakenneharhaa.

Abraham ja Haltiwanger (1995) tekivät kattavan katsauksen reaali-palkkojen suhdannevaihtelua tutkivaan kirjallisuuteen. He huomasivat, että kirjallisuudessa esiintyneitä hyvin vaihtelevia ja usein ristiriitaisiakin tuloksia selittävät lukuisat tekijät. Näistä merkittävimpiä kuitenkin ovat oletettavasti aineistojen erot. Aineistojen ajanjaksojen osalta on huomioitava, että riittävästi 1970-luvun alun jälkeisillä aineistoilla myös reaaliset aggregaattipalkat ovat vaikuttaneet vaihtelevan suhdanteiden mukaisesti, vaikka ne sitä aikaisemmin vaihtelivat suhdanteiden vastaisesti tai niistä riippumattomasti. Toisaalta huomattava osa kirjallisuudesta käyttää myös pelkän teollisuuden kattavia aineistoja, mikä voi tuottaa ongelmia vertailtaessa tuloksia koko talouden aineistoilla tehtyjen tutkimuksien tuloksiin.

Myös kirjallisuudessa käytettyjen lukuisten eri menetelmien ja selittävien sekä selitettävien muuttujien vaihtelun todettiin vaikuttavan synnyttävän eroja tuloksiin. Esimerkiksi suhdannevaihtelua kuvaavana suhdanneindikaattorina on kirjallisuudessa usein käytetty niin bruttokansantuotetta, työttömyyttä kuin tehtyjä työtuntejakin. Muita suhdanneindikaattoreita on käytetty, mutta harvemmin.

Selitettävän palkkamuuttujan valinnan huomattiin myös vaikuttavan selvästi tuloksiin. Suurin osa tutkimuksesta on käyttänyt jollain tavalla laskettua tuntipalkkaa selitettävänä muuttujana, sillä toisin kuin viikko-, kuukausi- tai vuosipalkat niitä käytettäessä selitetään aina samalta ajanmitalta tehtyä palkkaa. Pidemmän aikavälin palkkamuuttajat saattavat selittää hyvinkin vaihtelevia työtuntimääriä. Abraham ja Haltiwanger (1995) huomioivat kuitenkin tuntipalkan määritelmänkin vaikuttavan tuloksiin. Mikäli tuntipalkka lasketaan nimelliseen palkkaan ja nimellisiin työtunteihin perustuvasti, ei se huomioi ylityötä. Sen sijaan jos tuntipalkka lasketaan jakamalla maksettu palkka tehdyillä työtunneilla, sisältyy saatuun tuntipalkkaan myös ylitöistä maksetun korkeamman tuntipalkan vaikutus.

Tutkimuksia vertailtaessa huomattiin myös reaali-palkan laskemiseen käytetyn deflaattorin vaikuttavan tuloksiin. Vertaillessaan kuluttajahinnoin ja tuottajahinnoin deflatoiduilla nimellispalkoilla estimoituja tuloksia huomattiin, että palkat ovat selvästi voimakkaammin suhdanteiden mukaisesti joustavia kuluttajahintaindeksillä deflatoituna kuin tuottajahintaindeksillä deflatoituna. Esimerkiksi Bodkin (1969) sai eri indekseillä deflatoiduilla palkoilla jopa miltei tarkalleen päinvastaisia tuloksia.

Abraham ja Haltiwanger (1995) jakoivat kirjallisuuden koko kansantalouden aggregaattipalkkojen suhdannevaihtelua tarkastelemaan tutkimukseen sekä yksilötason mikroaineistoja tarkastelemaan tutkimukseen. Koko kansantalouden aggregaattipalkkojen vaihtelua tutkimus jaettiin myös perinteiseen ja dynaamiseen tutkimukseen. Perinteinen tutkimus sisältää yksinkertaisia malleja, joissa reaali-palkkaa tai sen muutosta selitetään suhdanneindikaattorin saman hetken havainnolla tai sen muutoksella. Dynaamiset tutkimukset sen sijaan käyttävät aikasarjaekonometriassa käytettyjä lukuisia viivästettyjä havaintoja käyttäviä menetelmiä kuten vektoriautoregressiivisiä malleja. Dynaamisten tulkittavuus pidemmän aikavälin vaikutuksina muiden tutkimuksien välittömämpinä vaikutuksina tulkittavien tuloksien sijaan vähentää niiden merkitystä vertailtaessa tuloksia muihin tutkimuksiin, mutta niiden tulokset ovat silti kiinnostavia.

Yllä olevan luokittelun ulkopuolelle jäävät kuitenkin sekä jo ennen tutkimuksen julkaisua tehdyt toimialakohtaisia aggregaatteja käyttävät tutkimukset, harvat yritysaineistoja käyttävät tutkimukset sekä toisaalta myös myöhemmin julkaistu menetelmällisesti valtavirrasta huomattavasti poikkeava Hartin, Malley'n ja Woitekin (2009) reaali-palkkojen suhdannevaihtelua aikasarjojen sijaan taajuusvaihteluna tarkasteleva tutkimus.

Tässä luvussa tehtävä aikaisemman kirjallisuuden tarkastelu jaetaan osiin niin, että kirjallisuutta lähestytään aggregoinnin tason mukaisesti. Ensin tarkastellaan aggregaattipalkkojen vaihtelua tarkastelevaa tutkimusta, josta siirrytään toimiala- ja yritystason aineistoja. Luvun lopussa kiinnitetään erityistä huomiota yksilötason aineistoja käyttäneisiin tutkimuksiin, jotka ovat tämän työn kannalta erityisen keskeisiä.

### 3.1 Tutkimus kansantalouden tasolla

#### 3.1.1 Perinteiset tutkimukset

Bodkin (1969) jatkoi Dunlopin (1938) ja Tarshiksen (1939) aloittamaa työtä reaali-palkkojen suhdannevaihtelun tutkimuksessa. Hänen aineistonaan toimivat lukuisat eri aikasarjat Yhdysvaltojen ja Kanadan teollisuuden palkoista. Molemmista maista käytettiin vuosien 1949–1965 neljännesvuosittaisia aikasarjoja minkä ohella käytettävissä olivat myös vuosittaiset havainnot Yhdysvalloista vuosilta 1900–1965 ja Kanadasta vuosilta 1921–1965. Malleissa selitettiin sekä kuluttajahintaindeksillä että tuottajahintaindeksillä deflatoitua aggregaattituntipalkkaa työttömyydellä.

Tulokset ovat kuitenkin ristiriitaisia. Ainoat tilastollisesti merkitsevät tulokset saadaan vuosien 1949–1965 Yhdysvaltojen aineistolla. Työttömyyttä selittävä parametri saa kuluttajahintaindeksillä deflatoitua palkkaa käytettäessä arvon  $-0,30$  ja tuottajahintaindeksillä deflatoitua palkkaa käytettäessä arvon  $0,39$ . Palkan deflaattorin vaikutus tuloksiin muutti ne siis miltei päinvastaisiksi. Toisin kuin myöhemmissä tässä kappaleessa esitellyissä tutkimuksissa, ei malleissa käytetä muuttujien logaritmien differenssejä, mikä saattaa tuottaa harhaisia estimaatteja, mikäli selitetyt aikasarjat eivät olleet stationaarisia.

Otani (1978) laajensi kirjallisuutta tarkastelemalla 14 eri OECD-maan teollisuuden vuosittaisia aggregaattiaikasarjoja. Vaikka aikasarjojen kattamat periodit vaihtelivat, olivat ne suunnilleen vuosien 1952–1975 väliltä. Tutkimuksen käyttämissä malleissa selitetään vuosipalkat työtunneilla jaettujen tuottajahintaindeksillä deflatoitujen aggregaattipalkkojen logaritmien differenssiä. Suhdanneindikaattorina toimii sen sijaan teollisen tuotannon arvon suhteellinen muutos.

Aikaisemmasta eroava mallispesifikaatio sekä usean eri maan aineistot eivät kuitenkaan tuota mullistavia tuloksia. Tilastollisesti merkitsevän arvon saavat vain Itävallan, Belgian, Ranskan, Japanin, Norjan ja Iso-Britannian aineistoista lasketut estimaatit. Näistä jokainen estimaatti on negatiivinen, mikä implikoi reaali-palkkojen suhdanteiden vastaista vaihtelua. Positiivisen estimaatin saavat vain kolmen valtion estimaatit, mutta yksikään ei ole tilastollisesti merkitsevä ja jokainen on itseisarvoltaan melko pieni. Tulokset ovat tulkittavissa ristiriitaisiksi.

Chirinkon (1980) aineistona toimii vuosien 1955–1975 vuosittaisista Yhdysvaltojen teollisuuden 21 teollisuudenalan keskipalkoista laskettu painotettu keskiarvo, mikä huomioi mahdolliset teollisuudenalojen väliset erot. Kokonaisuudessaan Chirinkon malli vastaa Otanin (1978) mallia täysin vuoden 1974 vaikutuksia kuvaavaa dummy-muuttujaa vaille. Tämä muuttuja asetetaan, koska 27 % virhetermien absoluuttisista arvoista oli ilman muuttujaa vuoden 1974 kohdalla, ja toisaalta muuttujalle löytyi perusteluita vuoden 1973 öljykriisin vaikutuksista. Aikaisemmasta kirjallisuudesta poiketen Chirinkon tulokset tukevat suhdanteiden vastaista reaali-palkan vaihtelua tilastollisesti merkitsevällä estimaatin arvolla  $-0,92$ . Myös vuoden 1974 dummy-muuttuja saa voimakkaasti negatiivisen tilastollisesti merkitsevän arvon, implikoiden öljykriisin vaikuttaneen palkkoihin huomattavasti.

Sumner ja Silver (1989) tarkastelevat reaali-palkkojen suhdannevaihtelua aikaisemman dynaamisia malleja tai paneeliaineistoja käyttäneiden tutkimusten tarkastelemien ajanjaksojen neljännesvuosittaisilla Yhdysvaltojen teollisuuden aineistoilla käyttäen yksinkertaisia aggregaattipalkkaa selittäviä malleja. Tutkijat huomaavat tuloksien riippuvan selvästi käytetystä ajanjaksosta. Malleissa selitetään tuottajahintaindeksillä deflatoitujen aggregaattituntipalkkojen suhteellista muutoista työllisyyden suhteellisella muutoksella.

1940-luvun lopulta alkavat ja vain vähän vuoden 1970 jälkeisiä havaintoja sisältävät Neftçin (1978) sekä Gearyn ja Kennanin (1982) käyttämien ajanjaksojen aikasarjat tuottavat tilastollisesti merkitsemättömiä ja heikosti negatiivisia tuloksia. Sen sijaan sekä pitkä, vuosien 1900–1985, aikasarja saa työttömyyden parametrin estimaatille tilastollisesti merkitsevän arvon  $-0,212$ , mikä implikoi suhdanteiden vastaista reaali-palkkojen suhdannevaihtelua. Sen sijaan Bilsin (1985) käyttämän vuosien 1966–1980 ajanjakson aikasarjoilla tulokset ovat tilastollisesti merkitseviä estimaatin arvolla  $0,857$ , mikä implikoi voimakasta suhdanteiden mukaista vaihtelua.

Aikaisempien tutkimuksien tuloksia kokoavassa artikkelissaan Abraham ja Haltiwanger (1995) estimoivat myös aikaisemman tutkimuksen kaltaisia malleja vertaillakseen eri ajanjaksojen, mallispesifikaatioiden ja palkka-deflaattoreiden vaikutuksia tuloksiin. Mallit estimoidaan kolmen eri ajanjakson neljännesvuosittaisilla aineistoilla. Tarkastellut ajanjaksot ovat 1949–1969, 1970–1993 sekä 1949–1993.

Bodkinin (1969) kaltaisella differensoimattomalla mallilla tulokset eivät ole tilastollisesti merkitseviä riippumatta käytetystä deflaattorista tai suhdanneindikaattorista ajanjaksolla 1949–1969 ja toisaalta tilastollisesti merkitseviä ajanjaksolla 1949–1993. Jälkimmäisen ajanjakson tuloksetkin antavat kuitenkin tukea voimakkaammalle reaali-palkkojen suhdannevaihtelulle käytettäessä deflaattorina kuluttajahintaindeksiä (esimerkiksi työllisyyden estimaatin arvot  $0,957$  ja  $0,696$ ). Aikaperiodilla 1970–1993 kuluttajahintaindeksillä deflatoidut reaali-palkat ovat tilastollisesti merkitseviä

sekä työttömyyttä että teollisuuden tuotantoindeksiä suhdanneindikaattoria käytettäessä.

Koska yksinkertainen reaali-palkkoja suhdanneindikaattorilla selittävä malli altistuu harhaisuudelle, mikäli aikasarjat eivät ole stationaarisia, on aineistolle hyvä tehdä jonkin sortin muunnos. Esitellyssä kirjallisuudessa on pääsääntöisesti käytetty logaritmien ensimmäistä differenssiä, mutta Abraham ja Haltiwanger (1995) tarkastelevat tuloksia myös heidän mukaansa saman asian ajavalla Hodrick-Prescott-suodattimella (HP) käsitellyllä aineistolla.

HP-suodatettu aineisto tuottaa huomattavasti heikompia tuloksia kuin käsittelemätön aineisto. Tuottajahintaindeksillä deflatoitua reaali-palkkaa käytettäessä tulokset ovat tilastollisesti merkitseviä vain ajanjaksolla 1970–1993 kun suhdanneindikaattorina toimii teollisuuden tuotantoindeksi. Tilastollisesti merkitsevän estimaatin arvo on 0,259. Kuluttajahintaindeksillä deflatoitu palkka sen sijaan saa jokaisella ajanjaksolla ja suhdanneindikaattorilla tilastollisesti merkitseviä arvoja väliltä 0,105–0,178.

Logaritmien ensimmäisiksi differensseiksi muokatulla aineistolla tulokset ovat hieman samankaltaiset. Yksikään tuottajahinnoin deflatoitua palkkaa selittävän mallin estimaatti ei kuitenkaan ole tilastollisesti merkitsevä. Sen sijaan kuluttajahintaindeksillä deflatoidut tulokset ovat yhä tilastollisesti merkitseviä välillä 0,113–0,198 vaihtelevin arvoin vuosien 1970–1993 aineistoa ja suhdanneindikaattorina työllisyyttä käytettäessä saatavaa juuri ja juuri 5 % merkitsevyystasolla merkitsemätöntä tulosta.

Tulokset kuitenkin lähestyvät neljännesvuosittaisella HP-suodatetulla aineistolla saatuja tuloksia kun neljännesvuosittaisen aineiston sijaan käytetään vuosittaista aineistoa. Tuottajahintaindeksillä deflatoiduilla palkoilla ainoa tilastollisesti merkitsevä estimaatti saadaan samoille vuosille ja samalla suhdanneindikaattorilla kuin HP-suodatetussa aineistossa. Estimaatin arvo on 0,181. Myös jokainen kuluttajahintaindeksillä deflatoiduilla palkoilla estimoitu malli saa suhdanneindikaattorin parametrille tilastollisesti merkitsevän positiivisen arvon kuten HP-suodatettua aineistoa käytettäessä. Tässä tapauksessa estimaattien arvot vaihtelevat välillä 0,110–0,188.

Vaikka reaali-palkkojen suhdannevaihtelua Abrahamin ja Haltiwangerin (1995) määrittelemien perinteisin menetelmin tarkasteleva tutkimus onkin alun perin saanut tilastollisesti merkitsemättömiä tuloksia sekä tuloksia suhdanteiden vastaisesta suhdannevaihtelusta, sekä Sumner ja Silver (1989) että Abraham ja Haltiwanger (1995) osoittavat 1970-luvun jälkeisten havaintojen kasvattavan estimaattien arvoja ja implikoiden selkeämmin suhdanteiden mukaisesti vaihtelevia palkkoja.

Syitä aggregaattitason palkkojen suhdannevaihtelun voimistumiselle voi kuitenkin olla monia. Vaikka Heckmanin ja Sedlacekin (1985) huomaama aggregaattiharhan suhdanteiden mukainen vaikutus teollisuuden

ulkopuolisilla toimialoilla ja suhdanteiden vastainen vaikutus teollisuudessa vaikuttaakin lupaavalta yhdistettynä teollisuuden työtuntien suhteelliseen osuuden laskuun, ei se ole kelvollinen selitys, koska aggregaattiaineistoa käyttävät tutkimukset, mukaan lukien muutoin laajasti aineistoja ja malleja kokeileva Abraham ja Haltiwanger (1995) tarkastelevat vain teollisuuden aineistoa, tehden rakennemuutokseen pohjautuvasta selityksestä aineistoihin sopimattoman. Muita, myös pelkän teollisuuden aineistoihin sopivia, selityksiä voivat olla esimerkiksi instituutioiden tai lakien muutokset.

### 3.1.2 Dynaamiset tutkimukset

Kuten luvun alussa mainittiin, keskittyvät tässä kappaleessa esitellyt tutkimukset käyttämään pääsääntöisesti *vektoriautoregressiivisiä (VAR) malleja*. Vektoriautoregressiiviset mallit esiintyvät yhtälöryhminä, joissa lukuisten eri muuttujien havaintoja selitetään koko ryhmän selitettävien muuttujien eri periodeiden havainnoilla. Toisin kuin yksinkertaisemmissa malleissa, vektoriautoregressiivisissä malleissa aikasarjojen epästationaarisuus ei myöskään ole ongelma, mikäli aikasarjat ovat yhteisintegroituneita, eli niiden integraatioaste on sama. Tällöin malliin tulee kuitenkin lisätä virheenkorjausermi, jolloin mallista tulee *vektorivirheenkorjausmalli (VECM)*.

Neftçi (1978) ja Sargent (1978) olivat todennäköisesti ensimmäisiä dynaamisilla malleilla reaali-palkkojen suhdannevaihtelua tutkineita tutkijoita. Neftçi (1978) tarkastelee mallillaan aggregoidun reaali-palkan ja työllisyyden suhdetta kausivaihtelukorjatulla kuukausittaisella vuosien 1948–1971 Yhdysvaltojen teollisuuden aineistolla. Sargent (1978) sen sijaan käyttää vuosien 1948–1972 koko siviiliväestön kattavaa neljännesvuosittaista aikasarjaa ja estimoi VAR-mallin käyttäen samoja muuttujia kuin Neftçi (1978). Molemmissa tutkimuksissa estimoidaan malli hajautettujen viiveiden (distributed lags) menetelmää käyttäen. Malleissa on kaksi yhtälöä, joissa logaritmisista aggregoitua reaali-palkkaa selitetään logaritmisesta työllisyyden eri periodeiden havainnoilla ja logaritmisesta työllisyyttä logaritmisesta aggregoidun reaali-palkan eri periodeiden havainnoilla. Molemmissa tutkimuksissa reaali-palkka on laskettu deflatoimalla aineiston keskimääräinen tuntipalkka kuluttajahintaindeksillä.

Sargentin (1978) ja Neftçin (1978) tulokset ovat samankaltaisia. Molemmat tutkijat havaitsivat työllisyyden vaikuttavan palkkatasoon Granger-kausalisuuden perusteella. Kumpikaan tutkija ei kuitenkaan löydä Granger-kausalisuutta palkkatasoon vaikutuksesta työllisyyteen. Havaittu yksisuuntainen Granger-kausaliiteetti implikoi, että reaali-palkkojen taso määräytyy suhdanteen mukaan, muttei reaali-palkkojen tasolla ole vaikutusta työllisyyteen. Tulokset ovat samankaltaiset myös reaali-palkkojen suhdannevaihtelun suunnan osalta. Työllisyyden eri periodeiden havaintojen parametrien summat ovat negatiivisia sekä tilastollisesti merkitsevästi nolasta eroavia molempien tutkijoiden

malleissa. Tämän perusteella reaali-palkkojen voidaan päätellä vaihtelevan suhdanteiden vastaisesti ainakin viivästetysti.

Geary ja Kennan (1982) saivat kuitenkin ristiriitaisia tuloksia tarkastellessaan työllisyyden ja reaali-palkkojen riippuvuutta 12 eri maan aineistoilla. Aineistojen ajanjaksot vaihtelivat, mutta ne alkoivat vuosina 1955–1961 ja loppuivat vuosina 1973–1978. Menetelminä testeissä toimivat regressiomallien parametristimaattien yhteistä tilastollisesti merkitsevää poikkeamaa nollasta tarkasteleva F-testi sekä Haughin (1976) asymptoottisesti F-testiä vastaava koko aineiston korrelaatioita tarkasteleva S-testi. Yhdenkään valtion aineistot eivät anna tukea reaali-palkkojen ja työllisyyden yhteydelle 5 % merkitsevyystasolla.

Mahdollisiksi syiksi eroille tuloksissa Geary ja Kennan (1982) antavat erot aikaperiodeissa sekä heidän mukaansa teoreettisesti paremman tukkuhintaindeksin käyttämisen kuluttajahintaindeksin sijaan. Jälkimmäistä tukee se, että toistamalla Neftçin (1978) tutkimuksen sekä kuluttajahintaindeksillä että tukkuhintaindeksillä deflatoiduilla reaali-palkkoilla huomaavat tutkijat tuloksien eroavan huomattavasti tukien suhdanteista riippuvaa vaihtelua vain kuluttajahintaindeksillä deflatoituna. Tukkuhintaindeksin käyttöä tutkijoiden mukaan tukee se, että se antaa paremman kuvan tuottajan omien tuotteiden hinnoista.

Esimerkiksi Myatt (1985) on kuitenkin kritisoinut Gearyn ja Kennanin (1982) tuloksia. Myatt huomauttaa myös 1980-luvun alun tutkimuksen (esim. Geweke, Meese & Dent, 1983) osoittaneen, että Haughin S-testissä on lukuisia ongelmia. Hänen mukaansa esimerkiksi tyypin II virheen, eli epäonnistumisen hylätä väärä nollahypoteesi, suuruus on S-testissä 2,74–2,79 kertaa niin suuri kuin regressioiden uskottavuusosamäärätestissä, ja siksi Granger-kausaliteetti olisi mielekkäämpi tapa tarkastella aikasarjojen riippuvuuksia. Tarkastellessaan reaali-palkkojen ja työllisyyden suhdetta vuosien 1961–1978 kanadalaisella aineistolla hyödyntäen Granger-kausaliteettia Myatt saikin aikaisemman kirjallisuuden mukaisia tuloksia toisin kuin Geary ja Kennan (1982) käyttäen vastaavaa aineistoa.

Suomessa reaali-palkkojen suhdannevaihtelua on dynaamisella mallilla tarkastellut ainakin Pehkonen (1999). Aikaisemmassa tutkimuksessa yleisen mielivaltaiset viiveiden määrän asettamisen sijaan tutkimuksessa määritellään optimaalinen viiveiden määrä Akaiken informaatiokriteeriä käyttäen. Lisäksi aikasarjojen yhteisintegraatio tarkastetaan testein pelkän oletuksen sijaan.

Tuloksien perusteella Pehkonen (1999) huomasi, että reaali-palkat vaikuttivat Granger-kausaliteetin mukaisesti aiheuttavan muutoksia työllisyydessä, mikä vastaa esimerkiksi Myattin (1985) tuloksia kanadalaisella aineistolla. Pehkosen mukaan kokonaisuudessaan mallin viivästettyjen parametrien estimaattien summien negatiivisuus ja tilastollinen merkitsevyys antavat myös olettaa, että aineisto tukee ainakin hieman Sargentin (1978) ja



Neftçin (1978) tuloksia suhdanteiden vastaisesta reaali-palkkojen vaihtelusta pidemmällä aikavälillä.

### 3.1.3 Muu tutkimus

Hart, Malley ja Woitek (2009) lähestyvät reaali-palkkojen suhdannevaihtelua ajan sijaan taajuuksien kautta. Heidän mukaansa kysymyksen lähestyminen taajuuksien kautta saattaa tarjota mahdollisuuden havaita tekijöitä, jotka vaikuttavat voimakkuuksiltaan ja pituuksiltaan eroavien suhdannevaihteluiden syntyyn. Tutkijat perustelevat taajuuslähestymistä esimerkillä. Esimerkissä kehoitetaan ajattelemaan lyhyttä, keskipitkää ja pitkää aikaperiodia, jotka voisivat olla esimerkiksi yhdysvaltalainen kolmevuotinen palkkakausi, koko talouden suhdannevaihtelu tai tuotteiden elinkaari. Tutkijoiden mukaan näistä jokainen voi vaikuttaa reaali-palkkaan, ja taajuuspohjainen lähestymistapa mahdollistaa näistä syntyvien mahdollisesti jopa erisuuntaisten vaikutuksien tarkastelun.

Tutkimuksessa käytetään vuosittaista Yhdysvaltojen teollisuuden aggregaattiaineistoa vuosilta 1959–1997. Koska jokaisen aineiston aikasarjoista havaitaan olevan epästationaarinen, muokataan aineistoa muunnellulla Baxter-King-suodattimella. Aikaisempien aggregaattiaikasarjoja tarkastelevien tutkimuksien neljännesvuosittainen aineisto jää käyttämättä, koska tutkijoiden käyttämän vuosittaisen aineiston luonne mahdollistaa palkka-aggregaatin jakamisen normaaliin keskituntipalkkaan, keskimääräiseen ylitöistä syntyneeseen lisäpalkkaan sekä ylitöitä tekevien osuuteen työvoimasta. Nämä muuttujat summautuvat tavalliseksi aggregaattipalkaksi. Erottelu mahdollistaa ylitöiden vaihtelevan vaikutuksen kokonaistuntipalkan vaihteluun tarkastelun.

Käytetty menetelmä pohjautuu esimerkiksi fysiikassa todennäköisesti taloustieteitä tutumpaan Fourier-muunnokseen. Fourier-muunnoksella voidaan muuttaa ajan funktio taajuuden funktioksi. Hartin et al. (2009) käyttämä yhden muuttujan malli pohjautuu AR-mallien pohjalta laskettujen autokovarianssifunktioiden Fourier-muunnoksiin. Monen muuttujan mallissa myös VAR-mallin autokovarianssifunktioiden Fourier-transformaatioita käytetään, jotta voidaan saavuttaa Crouxin, Fornin ja Reichlinin (2001) esittämä dynaamisen korrelaation mitta, jota voidaan maksimoida parhaiten vaihtelua selittävän vaihteluvälin löytämiseksi. Tutkijat hajottavat dynaamisen korrelaation osiin, jotka kuvaavat selittämätöntä vaihtelua, selitettyä vaiheen mukaista vaihtelua sekä vaiheen ulkopuolista vaihtelua.

Hartin et al. (2009) mukaan tarkasteltaessa kuvatulla menetelmällä vain yhtä aikasarjaa voidaan taajuuspohjaisella menetelmällä tarkastella eri amplitudien, eli tässä tapauksessa eripituisten suhdannevaihteluiden, kykyä selittää aikasarjan vaihtelua. Tällaisessa tarkastelussa tutkijat ilmaisevat sekä kuluttaja- että tuottajahinnoin ilmaistuille palkkamuuttujille sekä suhdanneindikaattoreille selitetyn varianssin maksimoivan amplitudin. Lisäksi 3-5, 5-7 ja 7-10 vuoden pituisten suhdanteiden kykyä selittää vaihtelua

tarkastellaan. Näistä tutkijat viittaavat 5-7 vuoden pituisten vaihteluiden kuvaavan parhaiten talouden suhdannevaihteluita.

Yhden muuttujan mallin osalta tutkimuksessa käytettyjen suhdanneindikaattoreiden, työllisyyden ja teollisuuden tuotannon, vaihtelut vaikuttavat selittyvän parhaiten 5-7 vuoden pituisella vaihtelulla. Molempien muuttujien vaihtelua parhaiten selittävä syklin pituus onkin hieman alle kuusi. Myös ylityötä tekevien osuus työvoimasta vaikuttaa vaihtelevan samankaltaisesti, mutta toisaalta ylitöitä tekevien keskimäärin saama korkeampi palkka selittyy parhaiten 3-5 vuoden vaihtelulla.

Myös jokaisen tarkastellun palkkaindikaattorin, tavallisen keskipalkan, ylitöitä tekevien keskimääräisen palkan sekä ylityöt huomioimattoman keskipalkan, vaihtelut selittyvät parhaiten 5-7 vuoden mittaisella vaihtelulla. On kuitenkin huomion arvoista, että jokainen tuottajahinnoin deflatoitu palkkamuuuttuja vaihtelee tilastollisesti merkitsevästi myös pidemmällä 7-10 vuoden pituisella vaihteluvälillä. Tutkijoiden mukaan kuitenkin 5-7 vuoden mittainen amplitudi on dominoiva.

Myös kahden muuttujan malleissa tarkastellaan erimittaisten vaihteluiden kykyä selittää aikasarjojen vaihtelua. Työllisyyden sisältävä malli ei kykene selittämään vaihtelua millään amplitudin pituudella kuin ylitöihin liittyville tekijöille. Vain lyhimmat, 3-5 vuoden mittaiset, vaihtelut tukevat ylitöistä syntyvän palkkapreemion vaihtelua yhteydessä työllisyyteen, kun taas ylitöitä tekevien osuus vaikuttaa vaihtelevan jokaisen amplitudipituuden mukaisesti. Tulokset ovat karkeasti vastaavat myös tuotannon sisältävässä yhtälössä, mutta ylityöstä saatavan palkkapreemion vaihtelu myös 5-7 vuoden mittaisella vaihtelulla saa jonkin verran tukea.

Tarkasteltaessa tuotannon ja palkkojen yhteyttä havaitaan, etteivät tuottajahinnoin deflatoidut palkkamuuuttajat vaikuta vaihtelevan tilastollisesti merkitsevästi yhteydessä tuotantoon. Sen sijaan kaikki kuluttajahinnoin deflatoidut palkkamuuuttajat saavat tilastollisesti merkitsevää tuotantoon sidonnaista vaihtelua implikoivat estimaatit sekä 5-7 että 7-10 vuoden mittaisilla vaihteluväleillä. Näistä 5-7 vuoden mittainen vaihtelu on jälleen dominoiva.

Hart et al. (2009) tarkastelevat havaittujen suhdanneindikaattoreihin sidoksissa olevien muutosten suuntaa tarkastelemalla vaiheen mukaisen ja vaiheen ulkopuolisen vaihtelun osuutta selitetystä vaihtelusta. Mikäli vaiheen mukaisen termin osuus on vähintään 50 % selitetystä vaihtelusta, on vaihtelu suhdanteiden mukaista. Päinvastaisessa tilanteessa vaihtelu on suhdanteiden vastaista. Havaittu tilastollisesti merkitsevä kuluttajahinnoin deflatoitujen palkkamuuuttujien vaihtelu havaitaankin suhdanteiden mukaiseksi 5-7 vuoden sykleillä.

### 3.2 Tutkimus toimialojen ja yritysten tasolla

Koko kansantalouden tasolla reaali-palkkojen suhdannevaihtelua tarkasteltaessa jätetään huomiotta erot eri toimialoissa, ja toimialojen tasolla tarkasteltaessa jätetään huomiotta erot eri yrityksissä. Esimerkiksi Heckmanin ja Sedlacekin (1985) esittämä teollisuuden ja palvelualojen suhdannekäyttäytymisen eroavaisuus voisi tuottaa harhaa näiden kahden toimialan suhteellisten kokojen muuttuessa tarkasteltavalla ajanjaksolla. Vastaavasti myös yritysten tasolla voi olla vaihtelevuutta reaali-palkkojen suhdannevaihtelussa esimerkiksi palvelualalla palvelun luonteesta riippuen.

Tutkimus näiden tasojen aineistoilla on kuitenkin ollut varsin vähäistä. Syynä tälle voi etenkin viime vuosikymmenien osalta olla aineistojen saatavuus. Erityisesti yritystason aineiston saatavuus ei välttämättä ole ollut juurikaan helpompaa kuin yksilötason aineiston, jolloin rakennemuutosta paremmin huomioivan yksilötason aineiston käyttö on ollut järkevämpää molempien aineistojen ollessa käytettävissä. Aineiston saatavuuden ongelmia voidaankin havaita muutamassa tässä kappaleessa esitellyssä tutkimuksessa. Toisin kuin koko kansantalouden pitkiä aikasarjoja käyttävät edellisen kappaleen tutkimukset ja kohtuullisen mittaisia mutta melko edustavia yksilöaineistoja käyttävät seuraavan kappaleen tutkimukset, yritystasolla on jouduttu tyytymään joko ajan tai kattavuuden osalta suppeisiin aineistoihin.

Malley, Muscatelli ja Woitek (2003) estimoivat tehokasta työllisyyttä (effective labor), reaali-palkkoja ja reaalista tuotantoa selittävän kolmen viiveen VAR(3)-mallin käyttäen yhdysvaltalaisen teollisuuden vuosien 1958–1994 aggregaattiaineistoa, joka on kuitenkin jaoteltu erittäin tarkasti aloittain käyttäen SIC-luokittelujärjestelmää neljän numeron tarkkuudella. SIC-luokittelujärjestelmä vastaa tarkkuudeltaan neljän numeron tasolla tarkkuudeltaan suunnilleen kappaleessa 4.1 esiteltävän TOL2008-luokittelujärjestelmän neljän numeron tarkkuutta. Malliin sisältyy myös työn tuottavuutta kuvaava muuttuja.

Estimoitavan mallin tarkoituksena on vertailla uusklassisten reaaliisten suhdannevaihteluiden mallien ja toisaalta jäykällä hinnoilla ja jäykällä palkoilla varustettujen uuskeynesiläisten dynaamisen tasapainon mallien kykyä selittää tuottavuuteen kohdistuvista teknologiashokeista syntyvää suhdannevaihtelua. Tarkastellessa selitettävien muuttujien impulssivasteita työn tuottavuuden muutoksen positiiviseen, huomataan, että reaali-palkkojen muutos vaikuttaa lievästi negatiiviselta, muttei tilastollisesti merkitsevältä millään aikavälillä. Työllisyydessä ja tuottavuudessa muutokset ovat shokin suuntaisia, eli suhdanteiden mukaisia. Käytettäessä tehokkaan työllisyyden sijaan normaalia yksinkertaista työllisyyttä kaikkien muuttujien muutoksien voimakkuus kasvaa. Reaali-palkkojen suhdanteiden vastainen muutos ei kuitenkaan ole tilastollisesti merkitsevää.

Kokonaisuudessaan Malley et al. (2003) huomaavat, että keskimäärin eri teollisuudenalojen havaitut teknologiashokeista syntyvät suhdannevaihtelut tukevat joko reaalisten suhdannevaihteluiden teoriaa tai jäykät palkat olettavia teorioita. On kuitenkin hyvä huomioida, että parhaimmillaankin nämä mallit kykenevät yhdessä selittämään vain 30–40 % mallin havaitsemasta suhdannevaihtelusta. Tulokset implikoivat reaalipalkkojen ja suhdanteiden välisen suhteen olevan tilastollisesti merkitsemätön. Impulssivasteen suunnan on kuitenkin hyvä huomioida olevan negatiivinen. Tämä tulos eroaa aikaisemmista vektori-autoregressiivisiä malleja käyttäneestä tutkimuksesta, joka kansantalouden tason aggregaattiaikasarjoilla on saanut miltei poikkeuksetta tilastollisesti merkitseviä todisteita reaalipalkkojen ja suhdannevaihtelun negatiivisesta suhteesta.

Yritystason aineistolla reaalipalkkojen vaihtelua tutkinut Wilson (1997) huomautti, että aiemmissa, vuotta 1997 edeltävissä, mikrotason tutkimuksissa yleisesti käytetyt NLS- ja PSID-aineistot ovat ongelmallisia yritysten sisäisten työpaikkojen vaihdosten osalta. NLS-aineiston sanotaan jättävän huomiotta yritysten sisäiset työpaikan vaihdokset kokonaan ja PSID-aineiston väitetään mittaavan työsuhteiden pituutta ja työpaikkojen vaihtelua jopa yritysten välillä erittäin epätarkasti. Wilson huomioi myös, että suuresta populaatiosta otetuissa melko pienissä otoksissa, kuten vasta mainituissa aineistoissa, on ongelmana myös se, etteivät niissä on vain harvoja havaintoja yksittäisistä yrityksistä. Wilson huomioikin tarpeen yksilöt ja työnantajat yhdistävälle aineistolle, joita onneksi on myöhemmissä tutkimuksissa saatu käytettäväksi.

Wilsonin (1997) käyttämä aineisto sisältää kohtuullisen määrän havaintoja, muttei välttämättä ole edustava otos koko työmarkkinoista. Hänen aineistonsa kattaa kahden palveluita tuottavan suuryrityksen työllistämistiedot. Näistä ensimmäinen sisältää tietoa hieman alle 22 000 vuosittaista havaintoa vuosilta 1982–1994 ja toinen noin 60 000 vuosittaista havaintoa vuosilta 1969–1988. Molemmat aineistot kattavat vain tavallisia työntekijöitä, jättäen johtajat aineiston ulkopuolelle. Ensimmäinen yritys on myös voittoa tavoittelematon.

Estimoidessaan reaalipalkan suhdannevaihteluiden voimakkuutta myös Wilson (1997) käyttää samaa estimointimenetelmää kuin Solon et al. (1994). Mallissa kuitenkin suhdanneindikaattorina toimii työllisyyden logaritminen muutos. Tulokset ovat huomattavan erilaiset eri yrityksille. Ensimmäisessä yrityksessä suhdannevaihtelua kuvaava parametri saa kaikille työntekijöille arvon  $-0,224$  ja työpaikkaa vaihtamattomille arvon  $-0,284$ . Toisen yrityksen kohdalla estimaatit saavat kaikille työntekijöille arvon  $-0,284$  ja työpaikkaa vaihtamattomille arvon  $-0,282$ . Näistä estimaateista kuitenkin vain ensimmäisen yrityksen työpaikkaa vaihtamattomien estimaatti on tilastollisesti merkitsevä 5 % merkitsevyystasolla, minkä vuoksi tulokset implikoivat suhdanteiden vastaista reaalipalkkojen vaihtelua korkeintaan heikosti.

Myös Solon, Whatley ja Stevens (1997) tarkastelivat reaalipalkkojen suhdannevaihtelua kahden yrityksen työpaikka-aineistolla. Heidän aineistonsa

perustui maailmansotien väliseen autoteollisuuden Ford Motor Companyn sekä metalliteollisuuden A.M. Byers Companyn aineistoihin. Aineisto oli koottu 2248 laatikkoon joista jokaisessa oli noin 250 työntekijän tiedot. Näistä joka kahdeksannesta laatikosta otettiin ensimmäisen ja sen jälkeen joka kolmannenkymmenennen työntekijän tiedot. Tästä muodostui edustava 2093 työntekijän otos, johon lisättiin 993 tummaihoista työntekijää sekä 1058 työntekijää, joiden koulutus oli tiedossa. Tutkijat huomioivat historiallisen aineiston ongelmat selitettäessä 1990-luvun työmarkkinoita, mutta harmittelevat työntekijöihin keskittyvän aineiston heikkoa saatavuutta.

Myös Solon et al. (1997) käyttävät samaa menetelmää kuin Solon et al. (1994). Heidän suhdanneindikaattorinaan toimii reaalisen bruttokansantuotteen logaritmi. Fordin aineistosta ei löydetä tilastollisesti merkitsevää reaalipalkkojen suhdannevaihtelua, vaikka estimaatit sekä kaikille työntekijöille että työpaikkaa vaihtamattomille työntekijöille ovatkin positiivisia. A.M. Byersin aineistosta sen sijaan löydetään voimakasta suhdanteiden mukaista suhdannevaihtelua tukeva arvoltaan 0,733 oleva estimaatti logaritmiselle bruttokansantuotteelle. Kaikkien työntekijöiden ja työtehtävää vaihtamattomien palkkavaihtelun erotuksen termit ovat myös positiivisia arvoin 0,156 ja 0,181. Näistä estimaateista vain A.M. Byersin aineistosta estimoitu jälkimmäinen on kuitenkin tilastollisesti merkitsevää. Kokonaisuudessaan Solonin et al. (1997) tulokset implikoivat, että suurin osa palkkojen suhdannevaihtelusta syntyy työtehtävien muutoksesta yrityksen sisällä eikä suoranaista palkkamutoksista.

Wilsonin (1997) tulokset ovat varsin erikoisia, sillä ne ovat voimakkaasti ristiriidassa niitä edeltävän, kappaleessa 3.3 esiteltävän, yksilötason paneelianeistoa käyttävän kirjallisuuden kanssa. Mahdolliseksi syiksi erikoisille tuloksille esitetään yritysten ala. Tämän väitetään kuitenkin mahdollisesti kompensoituvan sillä, että aineisto keskittyy työntekijöihin, joiden ammattitaito ei välttämättä ole erityisen erikoistunutta, minkä vuoksi heille saattaisi olla kysyntää myös muilla aloilla. Ainakin toisen yrityksen toimialan osalta esitetään kuitenkin myös aggregaattiaineistolla lasketun reaalipalkan suhdannevaihtelun olevan positiivista, mikä tekee tuloksista vielä mielenkiintoisempia. Periaatteessa tosin Heckmanin ja Sedlacekin (1985) esittämä palvelualojen suhdanteiden myötäinen rakenneharha saattaisi selittää ainakin osittain erot aggregaatti- ja mikroaineistolla lasketuissa tuloksissa.

Wilsonin (1997) sekä Solonin et al. (1997) tutkimuksiin verrattuna aikaisemmalla Campbellin (1993) tutkimuksella oli käytössään kattavuudeltaan varsin laaja yritystason aineisto. Employer Opportunity Pilot Project -haastattelututkimus kattoi 5302 yritystä 11 eri Yhdysvaltojen osavaltiota ja monelta eri alalta. Tutkimusaineisto ei kuitenkaan ole aikasarja, mikä hankaloittaa päätelmien tekemistä palkkojen liikkumisesta suhdanteiden mukaisesti. Tutkimuksen tarkoituksena on tarkastella, tukeeko aineisto

reaalipalkkojen suhdanteiden mukaista vaihtelua tukevaa, jo aiemmin mainittua, tehokkuuspalkkateoriaa.

Tutkimuksessa on käytettävissä kaksi palkkamuuttujaa. Ensimmäinen niistä on keskimääräinen lähtöpalkka työntekijän työtehtävässä sillä hetkellä ja toinen korkein palkka työntekijän työtehtävässä sillä hetkellä. Lähtöpalkkaa selitettäessä henkilökohtaisilla ominaisuuksilla, yrityksen ominaisuuksilla, paikallisella työttömyydellä sekä toimialan työttömyydellä Campbell (1993) huomaa, että paikallinen työttömyys vaikuttaa vain korkeimpaan palkkaan, kun taas toimialan työttömyydellä on erittäin voimakas vaikutus sekä palkan lähtötasoon että korkeimpaan palkkaan.

### 3.3 Tutkimus yksilötasolla

Mikrotaloudellisen tason tutkimus yleistyi 1980-luvulla esimerkiksi Stockmanin (1983) ja Bilsin (1985) tutkimuksien myötä. Taustalla paneeliaineistojen käytön yleistymiselle lienee pitkälti aineiston saatavuuden kasvaminen. Aikaisissa tutkimuksissa usein käytetyt yhdysvaltalaiset aineistot, Panel Study of Income Dynamics (PSID) ja National Longitudinal Survey (NLS), alkoivat vuosista 1968 ja 1966. Tämä tarkoitti, etteivät ainakaan nämä paneeliaineistot olleet riittävän pitkiä ennen 1980-lukua, ja vielä 1980-luvun puolivälissäkin 20 vuoden aineistot olivat huomattavasti lyhyempiä kuin saatavilla olevat aggregaattiaikasarjat.

Vaikka PSID ja NLS olisivat nykypäivään saakka jatkettuina jo huomattavan pitkiä, esimerkiksi NLS:n 1980-luvulla reaali-palkan suhdannevaihtelua selittävissä tutkimuksissa käytetyn osan kerääminen lopetettiin vuonna 1990. Toisaalta on olemassa myös hyviä syitä uusien aineistojen käytölle niiden lyhyemmistä aikaperiodeista huolimatta: Aineistojen koot leveyssuunnassa, eli edustettujen yksilöiden määrässä, ovat laajenneet ja toisaalta kerätyn tiedon määrä on kasvanut, tarjoten tutkijoille entistä enemmän mahdollisuuksia tarkastella palkkojen ehdollisia jakaumia.

Paneeliaineistojen yleisesti lyhyt aikaperiodi estää niiden hyödyntämistä käytettäessä esimerkiksi kappaleessa aiemmin mainittuja dynaamisia menetelmiä tai taajuuspohjaista lähestymistapaa. Vaikka näiden menetelmien käyttö saattaisi edistää reaali-palkkojen suhdannevaihtelua tarkastelevaa kirjallisuutta, ei kyvyttömyys hyödyntää niitä ole välttämättä erityisen suuri ongelma. Paneeliaineistojen mahdollistama palkkojen jakauman tarkastelu mahdollistaa tutkimuskysymyksien laajentamisen moneen aiemmin mahdottomaan suuntaan, kuten työmarkkinoiden rakennemuutoksen vaikutuksiin aggregaattipalkan vaihtelussa. Lisäksi palkkajakauman havaitsemisen mahdollistama rakenneharhan huomioiminen tutkimuksessa on myös potentiaalisesti merkittävä tekijä.

Vaikka tutkimus yksilötasolla kykeneekin huomioimaan työllistymisen ja irtisanoutumisen aiheuttaman rakenneharhan, joka ylemmillä tasoilla oli ongelma, on kuitenkin hyvä huomata, että myös yksilötasolla saadut estimaatit ovat aineiston keskiarvoja yksilöiden reaali-palkkojen suhdannevaihteluista. Keskiarvo piilottaa alleen mahdolliset erot, jotka syntyvät yksilöiden lukuisista eroavista henkilökohtaisista ominaisuuksista. Yksilötason aineistot kykenevät kuitenkin tarkastelemaan eri ominaisuuksien vaikutuksia reaali-palkkojen suhdannevaihteluun esimerkiksi rajaamalla aineistoa tai lisäämällä suhdanneindikaattorin ja ominaisuuksien yhteistekijöitä. Kuten kappaleessa 2.3 kuitenkin esitettiin, monet yksilötason aineistoja käyttävät tutkimukset ovatkin tarkastelleet yksilöiden heterogeenisyyden vaikutuksia tuloksiin.

Bilsin (1985) tutkimus oli yksi ensimmäisistä julkaistuista reaali-palkkojen suhdannevaihteluita käsittelevistä artikkeleista, joka hyödynsi yksilötason paneeliaineistoa. Hänen aineistonaan toimi edellä mainittu kyselytutkimus National Longitudinal Survey, jota oli käytettävissä vuosilta 1966–1980 vuosia 1972, 1974, 1977 ja 1979. Aineisto sisälsi aloitusvuotenaan 5225 14–24-vuotiasta miestä. Aineisto oli muutoin satunnaisesti valittu, mutta tummaihoisia oli tietoisesti valittu määrä, joka synnytti yliedustuksen. Uusia havaintoja aineistoon kerättiin niin, että jokaista henkilöä pyrittiin haastattelemaan kerran kahden peräkkäisen haastatteluvuoden aikana. Vuosittaisia havaintoja ei ole työelämään liian nuorista henkilöistä, joten käytännössä palkkahavaintojen määrä kasvaa aineiston loppuosaa kohden aineiston henkilöiden valmistuessa kouluistaan ja päätyessä työelämään.

Käyttämässään mallissa Bils (1985) selittää bruttokansantuotteen deflaattorilla lasketun reaali-palkan logaritmista differenssiä työttömyyden muutoksella. Kuluttajahintaindeksillä deflatoidulla nimellispalkalla saadut tulokset olivat kuitenkin miltei identtisiä. Työttömyyden muutoksen lisäksi mallissa on lukuisia muita tutkimuskysymyksen kannalta vähemmän kiinnostavia muuttujia, kuten lineaarinen aikatrendi, yksilön työkokemus ja koulutustaso, koko työvoiman muutos, binäärinen vastemuuttuja yksilön työttömyydelle sekä Yhdysvaltojen etelävaltioissa asumista kuvaavan binäärisen vastemuuttujan muutos.

Bilsin (1985) mallin estimaatit käsittelemättömälle aineistolle lasketaan erikseen vaalea- ja tummaihoisille, koska F-testi antaa tukea eroille näiden ryhmien palkkajakaumissa. Työttömyyden muutoksen parametrin estimaatti on molemmille ryhmille tilastollisesti merkitsevästi negatiivinen. Parametrin arvo on tummaihoisille  $-0.0184$  ja vaaleaihoisille  $-0.0159$ , implikoiden voimakkaampaa suhdanteiden mukaista vaihtelua tummaihoisille. Erotus ei kuitenkaan ole tilastollisesti merkitsevä. Malli estimoidaan myös niin, että aineistossa käytetään työttömien palkkoina kyseisten henkilöiden viimeistä palkkahavaintoa. Näin lasketut estimaatit saavat vaaleaihoisille arvon  $-0.0162$  ja tummaihoisille arvon  $-0.0197$ .

Potentiaalisesti kiinnostava parametri, koulutuksen vaikutus, ei saa estimaatilleen tilastollisesti merkitsevää arvoa. Työkokemus sen sijaan saa hyvin pienen tilastollisesti merkitsevän positiivisen arvon vaaleaihoisille, mutta tummaihoisille parametrin estimaatti ei ole tilastollisesti merkitsevä. On kuitenkin hyvä huomata, etteivät binääriset vastemuuttajat palkkojen muutosta selittävässä malleissa kuvaa suhdannevaihtelun riippuvuutta vastemuuttujan kuvaamasta muuttujasta, vaan keskimääräisen palkkatason muutoksen eroa. Estimoidessa malli muunnellulla aineistolla koulutuksen osalta tulokset pysyvät samoina. Kokemuksen parametrin estimaatti vaaleaihoisilla muuttaa merkkiään, mutta säilyttää tilastollisen merkitsevyytensä eikä estimaatin itseisarvokaan muutu voimakkaasti.

Vaikka Bilsin (1985) tulokset tukevatkin melko voimakasta reaali-palkkojen suhdannevaihtelua implikoiden 1,5-2 prosentin muutosta reaali-palkkoissa työttömyyden muuttuessa prosenttiyksikön päinvastaiseen suuntaan, huomioidaan tutkimuksessa ylityöpalkkojen sisällyttämisen palkkamuuuttajaan vaikuttavan todennäköisesti tulokseen, sillä ylityötuntien määrä on voimakkaasti suhdanteiden mukainen. Bilsin estimaatit antavat myös tukea sille, että rakenneharhan vaikutus verrattaessa aggregaattipalkalla laskettuja tuloksia mikroaineistolla laskettuihin tuloksiin on varsin pieni ja suhdanteiden myötäinen. Aggregaattipalkasta laskettu estimaatti saa arvon -0.0166, jonka ero koko aineistolla laskettuun estimaattiin, -0,0156, on varsin pieni. Tämä löytö sai tukea esimerkiksi Stockmanin (1994) tuloksilta.

Bilsin tulokset rakenneharhan suuruudesta ovat kuitenkin saaneet myöhemmin kritiikkiä esimerkiksi Solonilta, Barskylta ja Parkerilta (1994) sekä Abrahamilta ja Haltiwangerilta (1995). Yhdeksi syyksi esitetään NLS-aineiston homogeenisyys. Aineiston aloitusvuoden otoksen 14-24-vuotiaat miehet ovat erityisesti aineiston alkupäässä aiheuttaneet sen, että aineisto sisältää suhteettoman paljon matalasti koulutettuja työntekijöitä, joilla ei ole merkittävästi työkokemusta. Verrattuna aikaisempien tutkimuksien aggregaattiaineistoihin myös naisten puute aineistossa voi vääristää tuloksia, mikäli sukupuolella on vaikutusta esimerkiksi palkkojen suhdannevaihtelun voimakkuuteen tai työvoimaan kuulumiseen.

Abraham ja Haltiwanger (1995) huomioivat myös Bilsin (1985) mallissa olevien kontrollimuuttujien olevan potentiaalisesti ongelmallisia. Mallissa oleva työttömyyttä kuvaava binäärinen vastemuuttuja saa arvon 1, mikäli henkilö oli työttömänä ainakin kolme viikkoa edellisenä vuonna. Abraham ja Haltiwanger uskovat aikaisemman tutkimuksen perusteella työttömyysasteen ja sen muutoksen korreloivan keskenään, minkä perusteella voimakkaan negatiivisen estimaatin saavan dummy-muuttujan poistaminen kasvattaisi työttömyyden muutoksen estimaatin itseisarvoa. Tämä implikoisi estimoituakin voimakkaampaa reaali-palkkojen suhdanteiden mukaista suhdannevaihtelua sekä todennäköisesti muuttaisi havaitun rakenneharhan suuntaa ja mahdollisesti myös kasvattaisi sen voimakkuutta.



Myös NLS-aineiston havaintojen keräämistapa saa kritiikkiä Abrahamilta ja Haltiwangerilta (1995). Aineiston palkkahavainnot ovat luonteeltaan tietyn hetken palkkoja vuosittaisista palkoista laskettujen palkkojen sijaan. Tämän vuoksi palkkahavainnon saaminen vaatii, että tarkasteltava henkilö on ollut työllistettynä juuri haastatteluviikkojen aikana. Abrahamin ja Haltiwangerin mukaan tämä aiheuttaa harhaa, sillä aineisto sulkee pois enemmän havaintoja kuin sellaiset aineistot, joissa edes lyhyt työllisyys vuoden aikana havaitaan.

Keane, Moffitt ja Runkle (1988) huomioivat ensimmäisinä tai ainakin ensimmäisten joukossa harhan, joka voi syntyä siitä, etteivät työllistyminen tai työpaikan menettäminen välttämättä ole satunnaista, vaan niihin saattavat vaikuttaa henkilökohtaiset ominaisuudet. Koska palkkojen kasvua ei voida laskea henkilöille, jotka eivät käyneet töissä edellisellä vuonna, ei pelkkä paneelaineiston käyttö riitä kompensoimaan mahdollista harhaa. Ongelmia voi tällaisessa spesifikaatiossa syntyä myös siitä, ettei yhden periodin ajaksi työllistynyt henkilö näy differensoidussa aineistossa, joka vaatii kaksi perättäistä havaintoa. Työllistymisen valikoitumiseen liittyvän harhan kontrolloimiseksi suurimman uskottavuuden menetelmällä estimoidussa mallissa käytetään Heckmanin (1974) esittelemää valikoitumisharhaa (selection bias) korjaavaa menetelmää, joka vaikuttaa toimivan pitkälti kuten aineiston sensuroinnin huomioiminen suurimman uskottavuuden menetelmää käytettäessä. Käytännössä työttömyyden ajalta palkat ajatellaankin sensuroiduksi, niiden ollessa teorettisessa ideaalisessa aineistossa varjopalkkoja, jotka kuvastavat työntekijän potentiaalista palkkatasoa.

Myös Keane et al. (1988) käyttävät NLS-aineistoa. Aineisto on muuten täysin sama kuin Bilsin (1985) käyttämä aineisto, mutta siihen sisältyy myös vuoden 1981 havainnot. Käytännössä aineistoa karsitaan kuitenkin sekä koko ajanjaksolla työttömien ja alle 21-vuotiaiden osalta sekä pienennetään entisestään laskentatehovaatimuksien vähentämiseksi. Estimointi toteutetaan niin, että suoran yksilöiden vuosittaisten vaihteluiden estimoinnin sijaan estimoidaan logaritmita reaali-palkkaa yksilökohtaisilla ominaisuuksilla, lineaarisella aikatrendillä ja työttömyydellä selittävä yhtälö. Malli estimoidaan sekä sellaisenaan pienimmän neliösumman menetelmällä (ordinary least squares) että suurimman uskottavuuden menetelmällä (maximum likelihood) aiemmin mainitun harhankorjauksen kanssa.

Pienimmän neliösumman menetelmällä estimaatit työttömyyden parametrille ovat -0,0073 ja -0,0096, joista jälkimmäinen on henkilökohtaiset ominaisuudet sisältävän mallin estimaatti. Vastaavat estimaatit suurimman uskottavuuden menetelmällä satunaisvaikutusten (random effects) mallilla ja harhankorjauksella ovat -0,0074 ja -0,0066. Näistä estimaateista jokainen on voimakkaasti tilastollisesti merkitsevä. Tulokset implikoivat reaali-palkkojen suhdanteiden mukaista vaihtelua, mutta vain noin 50–75 % voimakkuudella verrattuna Bilsin (1985) estimaattien implikoimaan vaihteluun. Työvoiman heterogeenisyyden huomioiminen vaikuttaa estimaattien perusteella

vähentävän suhdanteiden mukaisen suhdannevaihtelun voimakkuutta, joten myös Keanen et al. (1988) tulokset tukevat Bilsin (1985) havaitsemaa pienehköä suhdanteiden myötäistä aggregaattiaikasarjan rakenneharhaa.

Solon, Barsky ja Parker (1994) keskittyvät tutkimuksessaan PSID-aineistoon, joka sisältää paitsi molemmat sukupuolet, ei myöskään rajoita havaittujen henkilöiden ikää. Käytetty aineisto sisältää satunnaisesti valituista perheistä koostuvan paneeliaineiston alkaen vuodesta 1968. Tutkimuksessa oli käytettävissä aineistoa aina vuoteen 1988 saakka, mutta koska aineistoa kerättäessä haastatteluun kysyttiin edellisen vuoden työtunteja ja palkkoja, on palkka-aineisto vuosilta 1967–1987.

Tutkimuksessa tarkastellaan muutamia eri tapoja välttää palkka-aggregaatin vaihteluun sisältyvää rakenneharhaa. Yksinkertaisin metodi on tarkastella pelkästään koko ajanjakson ajan työskennelleitä. Tarkastellessaan aineistoa tällä menetelmällä tutkijat rajoittavat aineistonsa miehiin, jotka ovat koko havaintoperiodin ajan 25–59-vuotiaita ja jotka olivat perheidensä päitä vuosina 1968–1988 ja joilla oli tuloja sekä vähintään 100 työtuntia jokaisena aineiston vuonna. Selvin ongelma tällaisessa lähestymistavassa on se, kuinka se rajoittaa aineistoa. Edellä kuvatun aineiston karsinnan jälkeen käytettävissä on havainnot vain 355 henkilöstä. Toinen tästä lähestymistavasta syntyvä ongelma on esim. Keanen et al. (1988) esittelemä huomio, että todennäköisesti eri henkilöiden todennäköisyys työllistyä tai menettää työpaikkansa vaihtelee henkilökohtaisista ominaisuuksista riippuen. Toisin sanoen on todennäköistä, etteivät 20 perättäistä vuotta työllistettynä olevat henkilöt edusta koko populaatiota erityisen hyvin.

Tällä yksinkertaisimmalla menetelmällä toteutettu estimointi tuottaa työttömyyden muutoksen parametrille estimaatin  $-0,0135$ , bruttokansantuotteen logaritmien differenssin parametrille estimaatin  $0,617$  ja henkilöä kohti laskettujen työtuntien logaritmien differenssin parametrille estimaatin  $0,699$ . Kaikki estimaatit ovat tilastollisesti merkitseviä. Verrattuna rakenneharhalle alttiiseen aggregaattisuureilla estimointiin tulokset implikoivat huomattavasti voimakkaampaa suhdannevaihtelua. Esimerkiksi työttömyyden parametrin estimaatti aggregaattipalkkaa selitettäessä sai samalla aikaperiodilla tilastollisesti merkitsevän arvon  $-0.0060$ , jonka itseisarvo on alle puolet rakenneharhan huomioivan estimaatin arvosta.

Seuraavana lähestymistapana Solon et al. (1994) esittelevät esimerkiksi Bilsin (1985) käyttämän mallin kaltaisen mallin, jossa henkilökohtaisen reaali-palkan logaritmista differenssiä selitetään suhdanneindikaattorin tai sen logaritmin differenssillä sekä lineaarisella aikatrendillä ja henkilökohtaisilla ominaisuuksilla. Mahdollisena ongelmana mallissa on Keanen et al. (1988) esittelemä valikoitumisongelma, mikäli mallin virhetermi on sidonnainen suhdannevaihteluihin, eli mikäli työllisyys riippuu henkilökohtaisista ominaisuuksista. Esimerkkinä annetaan esimerkiksi matalapalkkaisten työläisten epäsuhta irtisanoutuminen suhdanteissa.

Solonin et al. (1994) myöhemmässä tutkimuksessa melko laajalti yleistynyt ratkaisu valikoitumisongelmaa on kuitenkin erilainen kuin Keanen et al. (1988) käyttämä täysin erilainen malli yhdistettynä Heckmanin (1974) valikoitumisharhaa korjaavaan menetelmään. Estimointi jaetaan kahteen vaiheeseen, joista ensimmäisessä estimoidaan kaavan 1 mukainen malli, jossa selitetään yksilöiden reaali-palkkojen logaritmista muutosta henkilökohtaisilla ominaisuuksilla, vektori  $X_{it}$  ja vuosikohtaisilla binäärisillä vastemuuttujilla, vektori  $D$ . Tutkijoiden mukaan vuosikohtaisten vastemuuttujien parametrien estimaatit muodostavat aikasarjan, joka on vapaa rakenneharhasta. Estimoinnin toisessa vaiheessa selitetään vastemuuttujien parametriestimaateista muodostettua aikasarjaa kaavan 2 mukaisesti suhdanneindikaattorilla. Tässä tapauksessa suhdanneindikaattorina toimii työttömyyden muutos, jonka parametrin estimaatti on Solonin et al. mukaan vapaa sekä rakenneharhasta että valikoitumisharhasta esiteltyä estimointimenetelmää käytettäessä. Molemmat estimoinnit voidaan suorittaa yksinkertaisesti pienimmän neliösumman menetelmällä.

$$\Delta \ln W_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \theta D + \epsilon_{it} \quad (1)$$

$$\theta_t = \delta + \gamma \Delta U_t + v_t \quad (2)$$

Tätä toista estimointia varten aineiston kokoa voidaan kasvattaa huomattavasti, mikä sekä tarjoaa enemmän informaatiota estimaateille että myös tekee käytetystä aineistosta edustavamman. Koska estimointimenetelmä ei vaadi jatkuvasti työssä käyneitä, voidaan vaatimukset iästä sekä työllisyydestä poistaa. Ensimmäisen mallin estimoinnin 355 miehen aineisto laajeneekin toisen mallin estimoinnissa 7225 mieheen aineistoon kohdistuvien rajoitusten vähentyessä.

Reaali-palkkojen suhdannevaihteluiden voimakkuutta kuvaavan parametrin estimaatti ei kuitenkaan eroa merkittävästi ensimmäisen mallin vastaavasta estimaatista. Se saa arvon -0,0140, joka on hyvin lähellä aikaisempaa estimaattia, -0,0135. Estimaatin tarkkuus on kuitenkin uudella, suuremmalla aineistolla toteutetussa, estimoinnissa parempi. Samankaltaiset tulokset molemmista menetelmistä antavatkin tutkijoiden mukaan aiheen olettaa, etteivät ikä ja irtisanomisriski vaikuta merkittävästi reaali-palkkojen suhdannevaihtelun voimakkuuteen ainakaan käytetyssä aineistossa. Kokonaisuudessaan tällä menetelmällä saadut tulokset ovat lähempänä Bilsin (1985) tuloksia, joissa valikoitumisharhaa ei havaita, kuin Keanen et al. (1988) tuloksia. Tätä saattaa kuitenkin selittää esimerkiksi jo aiemmin mainittu kyseisten tutkimuksien käyttämien NLS-aineiston ongelmallisuus.

Solonin et al. (1994) estimaatit tukevat myös kirjallisuudessa laajemmin hyväksyttyä aggregoidun reaali-palkan rakenneharhan suhdanteiden vastaista

vaikutusta. Tutkijoiden vastaavalle aikaperiodille aggregaattisuureita käyttäen estimoima työttömyyden muutoksella selitetty reaali-palkkojen suhdannevaihteluestimaatti saakin arvon  $-0,0060$  samalle aikaperiodille, joka on itseisarvoisesti alle puolet paneeliaineistolla saaduista estimaateista. Aggregaattiaineiston erilaisuudesta johtuen tutkijat kuitenkin muodostavat myös paneeliaineistostaan aggregaatin laskutapaa vastaavan aggregoidun palkkasuureen. Tämän aggregoidun reaali-palkan muutosta selittävä työttömyyden muutoksen parametri saa estimaatilleen arvoksi  $-0,0057$ , joka ei eroa merkittävästi eri aineistolla lasketusta tuloksesta ja tukee yhä merkittävän vahvuista suhdanteiden vastaista rakenneharhaa aggregaattisuureita käytettäessä.

Myös Devereux (2001) käyttää PSID-aineistoa vuosilta 1970–1992 reaali-palkkojen suhdannevaihteluiden tarkasteluun. Erityisesti tutkimuksessa kiinnitetään huomiota ylityön vaikutukseen palkkojen suhdannevaihtelun voimakkuuteen. Aikaisemmassa PSID-aineistoa käyttävässä kirjallisuudessa ei ylityön sisältävän keskimääräisen tuntipalkan ja normaalin tuntipalkan välistä erottelua käsitelty yhtä selkeästi. Aineisto mahdollistaa myös eri palkkaustyyppien tarkastelun. Tutkimuksessa vertaillaan myös reaali-palkkojen suhdannevaihtelun voimakkuuden eroja esimerkiksi tuntipalkalla ja pidemmän aikavälin palkalla palkattujen sekä muilla palkkaustavoilla, kuten provisiopalkkauksella tai tipegillä, palkattujen välillä.

Estimointimenetelmänä käytetään Solonin et al. (1994) käyttämää kaksivaiheista estimointimenetelmää. Tutkimuksessa selitettävä reaali-palkkojen logaritminen muutos oli kerrottu luvulla 100 jotta muutos saadaan desimaaliluvun sijaan prosenttilukuna ilmaistuna, joten vertailtaessa tässä työssä aikaisemmin esiteltyyn kirjallisuuteen estimaattien arvot tulee jakaa luvulla 100. Selitettäessä keskimääräistä tuntipalkkaa, eli ansioita jaettuna työtunneilla, koko aineistossa käytetyn suhdanneindikaattorin, työttömyysasteen muutoksen, parametrin estimaatti saa arvon  $-1,16$ . Kun aineistosta rajataan pois itsensä työllistäneet, vähenee suhdannevaihtelun voimakkuus estimaatin arvon ollessa  $-1,01$ . Kun aineisto rajataan vain työpaikkansa säilyttäneisiin, estimaatti saa arvon  $-0,81$  ja kun aineistosta rajataan pois lisäksi enempää kuin yhtä työtä tekevät, on estimaatin arvo  $-0,54$ . Jokainen estimaatti on tilastollisesti merkitsevä 5 % merkitsevyystasolla.

Estimaattien vaihtelevat arvot implikoivat merkittävän osan suhdannevaihteluiden voimakkuudesta syntyvän työpaikkojen vaihtamisesta syntyvästä palkkojen kasvusta. Vaikuttaa myös siltä, että sekä enemmässä kuin yhdessä työpaikassa työskentelevien ja itsensä työllistävien palkat vaihtelevat suhdanteiden mukaisesti muita voimakkaammin. Työpaikkansa säilyttävien ja vain yhtä työtä tekevien reaali-palkkojen suhdannevaihtelu vaikuttaa verrattuna laajempiin otoksiin varsin heikolta.

Vertailtaessa eri palkkaustapojen vaikutusta reaali-palkkojen suhdannevaihteluun Devereux (2001) huomaa, ettei yhtä työtä tekevien

työssään pysyneiden tuntipalkattujen työntekijöiden tuntipalkka vaikuta vaihtelevan suhdanteiden mukaisesti estimaatin saadessa tilastollisesti merkitsemättömän arvon -0,01. Sen sijaan keskimääräistä tuntipalkkaa käytettäessä suhdannevaihtelua kuvaavan parametrin estimaatti saa tilastollisesti merkitsevän arvon -0,74 ja koko tuloja käytettäessä tilastollisesti merkitsevän arvon -1,87. Tämä implikoi, että tuntipalkalla työllistettyjen palkkojen suhdannevaihtelusta huomattava osa syntyy paremmin palkattujen ylityötuntien lisääntymisestä. Myös mediaanipalkkoja käyttäen lasketut mallit saavat suunnilleen vastaavia arvoja.

Samana tarkastelun tekeminen tasaisella palkalla palkattujen työntekijöiden otoksella tuottaa hyvin erilaisia tuloksia. Yhdelläkään palkkamuuttujalla laskettu estimaatti ei saa tilastollisesti merkitseviä arvoja, ja arvoista itseisarvoltaan pienin on keskimääräisen tuntipalkan estimaatti arvolla -0,08. Tuntipalkan estimaatti on -0,28 ja koko tulojen -0,41. Mediaaneja tarkasteltaessa tulojen suhdannevaihtelua selittävässä yhtälössä suhdanneindikaattorin parametri saa kuitenkin tilastollisesti merkitsevän estimaatin arvon -0,66.

Siirrettäessä huomio työntekijöihin, jotka eivät vaihtaneet työpaikkaansa eivätkä tehneet kuin yhtä työtä, saadaan keskimääräiselle tuntipalkkoja selittävässä mallissa suhdanneindikaattorin parametrin estimaatille tilastollisesti merkitsemätön arvo -1,12. Tuloja selittävässä mallissa parametrin estimaatti sen sijaan on voimakkuudeltaan valtava, -2,38, sekä tilastollisesti merkitsevä. Tämä implikoi erittäin voimakasta suhdanteiden mukaista vaihtelua epätavallisesti palkattujen henkilöiden tuloissa.

Kokonaisuudessaan Devereux (2001) huomioi, ettei yksikään tavallista tuntipalkkaa laskenut estimaatti saanut tilastollisesti merkitsevää arvoa. Tämä arvo viittaa sopimukseen merkittävään palkkaan. Suhdanteiden mukaan vaihtelemattomat tuntipalkat implikoivat, että työmarkkinoilla saattaa vallita sopimuksista johtuva palkkajäykkyys joka estää palkkoja sopeutumasta suhdanteiden vaihteluun riittävän nopeasti. Tutkimuksessa tarkastellaan myös, liikkuvatko palkat voimakkaammin jompaankumpaan suuntaan suhdanteiden mukaisesti. Estimaatit ovat tilastollisesti negatiivisia kuten esimerkiksi Martinsin (2007) sekä Kandilin ja Woodsin (2002) vastaavaa ilmiötä selittävät estimaatit, mutta ne eivät ole kuitenkaan tilastollisesti merkitseviä, minkä vuoksi tuloksista ei voida päätellä selvästi epäsymmetristä palkkajoustoa.

Wilsonin (1997) toivomaa aineistoa, jossa sekä yritysten sisäinen että yritysten välinen työpaikkojen vaihtaminen kyetään huomioimaan, käyttävät Devereux ja Hart (2006). Käytetty New Earnings Survey Panel Data (NESPD) -aineisto on myös sinänsä kiinnostava, että toisin kuin suurin osa aikaisemman kirjallisuuden aineistosta, se on kerätty Iso-Britanniasta eikä Yhdysvalloista. Aineistossa on satunnaisesti valittu yksi prosentti valtion työllistetyistä työntekijöistä. Aineistoa on tutkimuksessa käytettävissä vuosilta 1975–2001.

Aineistossa kyetään seuraamaan työntekijöiden liikkeitä sekä alueiden että työnantajien välillä, sillä yksilöt ovat aineistoissa eroteltavissa toisistaan. Toisin kuin aikaisemmassa kirjallisuudessa suositut NLS ja PSID-aineistot, NESPD tarjoaa myös tarkempaa tietoa ihmisten palkoista, sillä aineisto on lähtöisin työnantajien antamista tiedoista. Devereuxin ja Hartin (2006) mukaan on kuitenkin aihetta epäillä mitattujen työtuntien tarkkuutta, sillä ei ole varmaa, ovatko työnantajat ilmoittaneet sopimuksen määräämän työtuntimäärän vai tehdyt työtunnit. Tarkastelu kuitenkin antaa aihetta olettaa, ettei tästä mahdollisesti koitua harha ole ainakaan kovin suuri. Tutkimuksessa keskitytään vain niihin yksilöihin, jotka eivät työskentele monessa työssä yhtäaikaaisesti. Aineistoon jää tehdyn rajauksen jälkeen kuitenkin havainnot yhteensä 289 000 henkilöstä.

Tällainen aineisto mahdollistaa palkkojen suhdannevaihtelun hajottamisen työtehtävänsä säilyttävien, työnantajansa säilyttävien, työtehtävää vaihtavien ja työnantajaa vaihtavien palkkojen suhdannevaihteluun. Devereuxin ja Hartin (2006) mukaan yksikään aikaisempi tutkimus ei ole kyennyt tällaista hajotelmaa tekemään. Esimerkiksi Wilson (1997) ja Solon et al. (1997) kykenevät tarkastelemaan yrityksen sisäisiä työtehtävän vaihdoksia vain hyvin huonosti yleistettävillä aineistoilla, eivätkä kykene tarkastelemaan yritysten välisen liikenteen vaikutusta ollenkaan. Toisaalta yksilötason aineistoihin perustuva tutkimus, kuten esimerkiksi Devereux (2001) ei ole kyennyt huomioimaan yrityksen sisäistä työtehtävien muutosta aineistojen vajaavaisuuden vuoksi.

Aineiston perusteella on kuitenkin mahdollista tarkasti tietää, oliko työpaikan vaihdos yritysten välinen vai yrityksen sisäinen, vain vuosina 1996 ja 1997. Jotta työpaikan vaihdos voidaan erottaa näihin kahteen tekijään myös muina vuosina, tarkastellaan työpaikan vaihtuessa myös alueen, teollisuudenalan ja sektorin vaihtumista. Mikäli myös jokin näistä muuttujista muuttui, tulkitaan työpaikan vaihdoksen olleen yrityksiensä välistä. Tällaisessa menetelmässä alueittaisen ja alakohtaisen jaottelun tarkkuuden voi intuitiivisesti päätellä vaikuttavan mittauksiksi.

Vertailtaessa alueellisen ja alakohtaisen jaottelun tarkkuuden vaikutusta tämän menetelmän kykyyn selittää havaittuja vuosien 1996 ja 1997 työpaikanvaihdoksia havaitaan, että jaottelun tarkkuuden kasvattaminen lisää kykyä havaita yritysten välistä työpaikkojen vaihtamista, mutta vähentää kykyä havaita yrityksen sisäistä työpaikkojen vaihtamista. Tämä on varsin intuitiivinen tulos, sillä on selvää, että tarkempi jaottelu huomaa vaihtuneen alan tai alueen herkemmin, mistä seuraa herkempi työpaikan vaihdoksen luokittelu yritysten väliseksi. Toisaalta laskevaa oikeaa havainnointia yrityksen sisäiselle työpaikan vaihtamiselle saattaa selittää herkemmästä yritysten välisen liikenteen havainnoinnista syntyvät virheelliset havainnot.

Tutkimuksessa palkkamuuuttujana käytetään viikoittaisia tuloja ilman ylitöitä jaettuna sopimustyötunneilla. Palkkamuuuttuja deflatoidaan

kuluttajahintaindeksillä reaali-palkkaa laskettaessa. Suhdanneindikaattorina toimii työttömyys. Koska aineiston haastattelut kerätään joka huhtikuu, on suhdanneindikaattorina toimiva työttömyys laskettu keskiarvona edeltävästä toukokuusta alkaen. Estimointi toteutetaan tässäkin tutkimuksessa samaan tapaan kuin Solon et al. (1994) sen toteuttivat, jokseenkin estimoitaessa työpaikan vaihtamisen yritysten välillä tai yrityksen sisällä vaikutusta reaali-palkan suhdannevaihteluun, on ensimmäisen vaiheen yhtälössä mukana kaksi interaktiotermiä työpaikan vaihtamista kuvaavien dummy-muuttujien ja vuosittaisten dummy-muuttujien välillä. Ensimmäisen vaiheen yhtälö on kaavan 3 mukainen, jossa  $M_{Wit}$  on dummy-muuttuja työpaikan vaihtamiselle yrityksen sisällä ja  $M_{Bit}$  dummy-muuttuja työpaikan vaihtamiselle yritysten välillä.

$$\Delta \ln w_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \theta_1 D + \theta_2 M_{Wit} D + \theta_3 M_{Bit} D + \epsilon_{it} \quad (3)$$

$$\theta_{jt} = \delta_j + \gamma_j \Delta U_t + \lambda_j Year_t + v_{jt} \quad (j = 1, 2, 3) \quad (4)$$

Käytetyn estimointimenetelmän toisen vaiheen regressioyhtälö estimoidaan myös näiden interaktioterminien parametrien estimaatteja selittäen kaavan 4 mukaisessa muodossa. Tässä tapauksessa interaktiotermeillä estimoiduissa muuttujissa suhdanneindikaattorin parametrin estimaatti kuvaa työpaikkaansa yritysten välillä tai yrityksen sisällä vaihtavien reaali-palkkojen suhdannevaihtelun voimakkuuden keskimääräistä eroa suhteessa työpaikkansa säilyttävien palkkojen vaihteluun.

Työpaikkansa säilyttävät miehet saavat työttömyyden muutoksen parametrin estimaatin arvoksi -1,73. Yritysten välisen työpaikan vaihtamisen lisäämää palkkojen suhdannevaihtelua kuvaavat estimaatit saavat ala- ja aluekohtaisen luokittelun tarkkuudesta riippuen arvoja väliltä -1,19 ja -0,99. Näistä arvoista suurin saadaan karkeimmalla alueiden ja alojen luokittelulla, joka arvioi yritysten välistä työpaikkojen vaihtamista heikoiten. Myös yrityksen sisäinen työpaikan vaihtaminen vaikuttaa lisäävän suhdannevaihtelun voimakkuutta, mutta huomattavasti vähemmän. Sitä kuvaavan parametrin estimaatit saavat kahdella karkeammalla ala- ja alueluokittelulla arvon -0,24. Toisin kuin kaikki muut estimaatit, tarkimmalla luokittelulla saatu arvo -0,03 ei kuitenkaan ole tilastollisesti merkitsevä.

Naisten reaali-palkkojen suhdannevaihtelu vaikuttaa hieman heikommalta kuin miesten. Työssään pysyvien osalta se saa arvokseen -1,66 ja työpaikkaa yritysten välillä vaihtavien lisävaikutuskin saa arvoja väliltä -0,83 ja -0,76. Näistä estimaateista jokainen on itseisarvoltaan pienempi naisille kuin miehille estimoituna. Sen sijaan yrityksen sisäinen työpaikkojen vaihtaminen vaikuttaa vaikuttavan naisiin miehiä voimakkaammin. Sitä kuvaavien parametrien estimaatit saavat arvoja väliltä -0,37 ja -0,32. Erityisen kiinnostavaa on, että

naisilla itseisarvoltaan suurin estimaatti  $-0,37$  on tilastollisesti merkitsevä ja miehillä tilastollisesti merkitsemättömän estimaatin tuottaneella tarkimmalla ala- ja alueluokittelulla estimoitu. Erot estimaattien arvoissa implikoivat, että eri sukupuolien reaalityökoron suhdannevaihteluiden voimakkuus eroaa toisistaan.

Kuten Devereux (2001), myös Devereux ja Hart (2006) kertovat selitettävän reaalityökoron logaritmisin differenssin luvulla 100, saaden parametrien estimaatit tulkittaviksi prosenttilukuina desimaalien sijaan. Tämän vuoksi myös näitä tuloksia tulee tulkita satakertaisina verrattaessa tutkimuksiin, jossa selitettävä muuttuja on esitetty desimaalilukuna.

Tähän mennessä kaikki esitelty paneeliaineistoja käyttäen toteutettu tutkimus on käyttänyt joko Iso-Britannian tai Yhdysvaltojen aineistoja. Koska voidaan olettaa, etteivät näiden maiden yleisesti käsitetyt varsin joustavat työmarkkinat tuota edustavia tuloksia, joita voitaisiin käyttää esimerkiksi muun Euroopan reaalityökoron suhdannevaihtelun tulkittamiseen, on aiheellista käsitellä myös muiden maiden aineistolla toteutettuja tutkimuksia. Esimerkiksi Martins (2007) sekä Carneiro ja Portugal (2007) käyttävät vuosien 1986–2004 ja 1985–1998 Portugalin aineistoja, Peng ja Siebert (2008) käyttävät Italian vuosien 1994–2001 aineistoa ja Anger (2011) läntisen Saksan vuosien 1984–2005 aineistoa.

Jokainen tutkimuksista käyttää samaa kahdessa vaiheessa estimoitavaa menetelmää kuin miltei kaikki edellisetkin esitellyt tutkimukset, mutta vain Peng ja Siebert (2008) erottelevat työpaikkojen vaihtamisen vaikutuksia kuten Devereux ja Hart (2006). Martins (2007) havaitsee suhdannevaihtelun Portugalissa vaikuttaneen käytetyn aineiston perusteella huomattavasti heikommin joustavalta kuin Yhdysvaltojen ja Iso-Britannian aineistoilla tehdyt tutkimukset. Yksinkertaisin malli saa työttömyyden muutoksen estimaatiksi  $-0,596$  selittäessä kuluttajahintaindeksillä defloitoa tuntipalkkaa. Tutkimuksessa saadaan kuitenkin myös sekä hieman voimakkaampia estimaatteja että tukea suhdannevaihtelun laskusuhdanteita suhteellisesti voimistavasta epäsymmetriasta lisäämällä malliin työttömyyden muutoksen ja henkilökohtaisten ominaisuuksien yhteisvaikutustekijöitä. Carneiro et al. (2007) huomaavat kuitenkin voimakkaampaa suhdannevaihtelua saaden työssään pysyvien miesten palkkojen suhdannevaihtelua selittävän parametrin estimaatille arvon  $-1,00$  ja naisille vastaavan estimaatin  $-0,75$ . Nämä arvot ovat lähempänä aikaisemman tutkimuksen muiden maiden aineistoilla saatuja estimaatteja.

Angerin (2011) tulokset tuottavat tätäkin heikommin reaalityökoron suhdannevaihtelua tukevia tuloksia Saksan aineistolla. Koko aineistolle laskettu työttömyyden muutoksen estimaatti selittäessä kuluttajahintaindeksillä defloitoa keskimääräistä tuntipalkkaa saa tilastollisesti merkitsemättömän arvon  $-0,297$  tuntipalkatuille ja  $-0,007$  tasaisemmin palkatuille. Kuukausitulojen



huomataan kuitenkin vaihtelevan voimakkaasti ylitöitä tekevien osalta työttömyyden muutoksen parametrin estimaatin arvon ollessa -1,158.

Pengin ja Siebertin (2008) tulokset sen sijaan olivat eroavat kahdesta muusta esitellystä Manner-Euroopan aineistoa käyttävän tutkimuksen tuloksista. Tutkimuksessa tarkastellaan erikseen sekä Pohjois-Italian että Etelä-Italian palkkojen suhdannevaihtelua. Pohjois-Italian työttömyyden muutosta kuvaava termi selittää Pohjois-Italian työssään pysyvien palkkojen muutosta itseisarvoltaan huomattavan voimakkaalla arvolla -9,11 ja Etelä-Italian palkkojen muutosta arvolla -6,76. Etelä-Italian työttömyysasteella ei sen sijaan vaikuta olevan vaikutusta kummankaan alueen palkkojen vaihteluun. Erikoisiin tuloksiin voi olla syynä esimerkiksi aineiston pieni koko: Vain kahdeksan vuoden havainnoista ja noin 7100 kotitaloudesta koostuva aineisto on varsin rajoittunut molempiin suuntiin verrattuna moneen muuhun nykyaikaiseen aineistoon.

Kauhanen ja Maliranta (2012) lähestyivät reaali-palkkojen suhdannevaihteluita poikkeavalla tavalla. Sen sijaan, että estimoitavassa mallissa olisi huomioitu työpaikkojen vaihtaminen yritysten sisällä ja välillä kuten esimerkiksi Devereux ja Hart (2006) tekivät, esiteltiin tapa hajottaa aggregaattipalkan muutos esimerkiksi työssään pysyvien palkan muutokseen sekä työpaikkojen välillä ja sisällä tapahtuvien työtehtävien vaihtamisen aiheuttamaan vaikutukseen. Näiden hajotelman komponenttien suhdannevaihtelun tarkasteleminen on mahdollista erittäin helposti rakentamalla yksinkertainen regressiomalli, jossa niitä selitetään suhdanneindikaattorilla. Hajotelmassa ei kuitenkaan tarkastella työpaikan vaihtumisen vaikutusta yritysten tasolla, vaan ammattiryhmien, jotka määritellään tiettyjen yritysten tiettyiksi ammattiryhmiksi, tasolla. Tutkimuksessa käytettyä menetelmää tarkastellaan tarkemmin kappaleessa 4.4.

Tutkimuksessa käytetään esimerkiksi myös Kilposen ja Santavirran (2010) käyttämää Elinkeinoelämän Keskusliiton aineistoa vuosilta 1985–2010. Aineisto perustuu vuosittain Elinkeinoelämän Keskusliiton jäsenyrityksille lähetettyyn kyselyyn, johon vastaaminen on pakollista kaikille paitsi pienimmille yrityksille. Aineisto edustaa varsin kattavasti suomalaisen teollisuuden työvoimaa, sisältäen otokset keskimäärin 250 000 henkilöstä vuosittain. Kauhanen ja Maliranta (2010) osoittavatkin aineiston edustavuutta osoittamalla kuinka sekä aineistosta laskettu nimellisen keskipalkan kehitys että Tilastokeskuksen teollisuuden ansiotasoindeksi vaihtelevat miltei samalla tavalla.

Käytetyissä malleissa hajotelman eri komponentteja selitetään kolmella eri suhdanneindikaattorilla, logaritmisilla bruttokansantuotteen ja tehtyjen työtuntien muutoksilla sekä työttömyyden muutoksella. Lisäksi malleissa on kuluttajahintaindeksin logaritminen muutos huomioimassa hintatason vaihtelua. Saadut tulokset ovat samankaltaisia kuin esimerkiksi Devereuxin ja Hartin (2006): työssään pysyvien reaali-palkkojen suhdannevaihtelu on

heikompa kuin työpaikkaa vaihtavien ja reaali-palkkojen suhdannevaihtelu kokonaisuudessaan on voimakkaasti tilastollisesti merkitsevää.

Tilastollisesti voimakkaasti merkitsevät työttömyyden muutosta suhdanneindikaattorina käytettäessä estimoidut parametriestimaatit -0,731 työssä pysyville ja -1,029 työpaikkaa vaihtaneille ovat kuitenkin hieman pienempiä kuin aikaisemmassa paneeliaineistoja käyttävässä Yhdysvaltojen ja Iso-Britannian aineistoja käyttävässä kirjallisuudessa yleisesti. Vastaavia tuloksia saadaan myös selitettäessä reaali-palkan vaihtelua muilla suhdanneindikaattoreilla.

**TAULUKKO 1: Joidenkin työttömyydellä reaali-palkkojen vaihtelua selittävien yksilötason aineistoa käyttävien tutkimuksien tuloksia**

Tekijä	Otos	Estimaatit	Muuta
Bils (1985)	Nuoret miehet, 1966–1980, USA	-1,59 (valkoihoiset) -0,64 (työssä pysyvät) -3,69 (työtä vaihtavat)	
Keane et al. (1988)	Nuoret miehet, 1966–1981, USA	-0,66 (Suurin uskottavuus) -0,96 (Pienin neliösumma)	SU-estimaattori Heckmanin (1984) harhankorjauksella
Solon et al. (1994)	1967–1987, USA	-1,40 (miehet) -0,53 (naiset) -1,24 (työssä pysyvät miehet)	
Shin (1994)	Nuoret miehet, 1966–1981, USA	-1,50 (vaaleaihoiset miehet) -0,90 (vaaleaihoiset naiset)	
Devereux (2001)	1970–1991, USA	-1,16 (koko otos) -0,81 (työssä pysyvät) -0,54 (työssä pysyvät, 1 työpaikka)	
Devereux ja Hart (2006)	1975–2001, UK	-1,73 (työssä pysyvät miehet) -1,19 (yritysten välisen vaihtamisen preemio) -0,24 (yritysten sisäisen vaihtamisen preemio)	Naisten tulokset itseisarvoiltaan pienemmät
Carneiro ja Portugal (2007)	1985–1998, Portugali	-1,00 (työssä pysyvät miehet) -0,75 (työssä pysyvät naiset)	
Anger (2011)	1984–2005, Saksa	-0,297 (koko aineisto)	Tulos ei ole tilastollisesti merkitsevä.
Kauhanen ja Maliranta (2012)	1985–2010, Suomi, teollisuus	-0,731 (työssään pysyvät) -1,029 (työpaikkaa vaihtavat)	

Taulukossa 1 on nähtävillä lyhyesti eri tutkimuksien saamia estimaatteja selitettäessä reaali-palkkojen vaihtelua työttömyyden muutoksella. Kuten

taulukon esittämistä ja aiemmin esitellyistä tuloksista voidaan nähdä, paneeliaineistoa käyttävä tutkimus saa varsin konsistentisti aikaan tilastollisesti merkitseviä ja reaali-palkkojen suhdanteiden mukaista vaihtelua tukevia tuloksia, mille poikkeuksena ovat kuitenkin esimerkiksi Angerin (2011) saamat tilastollisesti merkitsemättömät tulokset.

## 4 AINEISTO JA MENETELMÄT

Tässä työssä käytetään Tilastokeskuksen Finnish Longitudinal Employer-Employee Data (FLEED) -aineistoa. Tämä työnantaja-työntekijä-aineisto kattaa satunaisotoksen, joka on kooltaan kolmannes kaikista 15–70-vuotiaista suomalaisista. Aineistossa on työsuhteeseen liittyvien tietojen ohella myös tietoja esimerkiksi koulutuksesta, perheestä ja asumisesta. Aineistoon on yhdistetty myös Tilastokeskuksen palkkarakenneaineisto, joka sisältää yksityiskohtaisempia tietoja palkansaajien ansioista, työnantajasta, ammattinimikkeestä ja työsuhteista, mahdollistaen työmarkkinarakenteen muutoksen tarkastelun. Aineistoa on kerätty vuodesta 1995 alkaen ja sitä on tässä työssä käytössä vuoteen 2011 asti.

Tilastokeskuksen mukaan Vuonna 2012 15–69-vuotiaita suomalaisia oli 3 828 617, joten siltä vuodelta käytettävissä on tilastokeskuksen aineistoilla havainnot miltei 1,3 miljoonasta suomalaisesta. Vertailtaessa aikaisempaan kirjallisuuteen aineistot ovat suorastaan valtavia. Esimerkiksi Devereuxin ja Hartin (2006) isobritannialainen aineisto kattoi yhteensä noin 289 tuhatta ihmistä ja Solonin et al. (1994) yhdysvaltalainen aineisto 7225 miestä. Voi hyvinkin siis olla, että käytettävissä on leveyssuunnassa yksi kirjallisuuden toistaiseksi suuremmista aineistoista.

Käytettävissä on myös Kauhasen ja Malirannan (2012) käyttämä Elinkeinoelämän Keskusliiton aineisto, joka kattaa EK:n jäsenyritykset kaikkein pienimpiä yrityksiä vaille vuosilta 1980–2010. Aineistossa on keskimäärin noin 250 000 henkilöhavaintoa vuosittain, ja siten se on varsin edustava otos suomalaisesta teollisuudesta. Tämän aineiston käyttö rajoittuu kuitenkin Tilastokeskuksen aineistolla laskettujen tuloksien robustiuden tarkasteluun, sillä Kauhasen ja Maliranta estimoivat tutkimuksessaan erittäin samankaltaisen mallin samalla aineistolla, minkä vuoksi tulosten estimoiminen samasta aineistosta hyvin samankaltaisella mallilla ei ole erityisen mielekäästä.

Työssä estimoituja malleja ei kuitenkaan estimoida käyttäen näitä valtavia aineistoja, vaan niistä laskettuja Kauhasen ja Malirannan (2012) esittämän mukaisia hajotelmia. Huomioiden esimerkiksi FLEED-aineiston lähemmäs 20 miljoonaa havaintoa, havaintojen määrää tiivistämän hajotelman käyttäminen

auttaa välttämään laskentatehoon ja aineiston hallintaan liittyviä ongelmia. Toisaalta aineistolle tehty alakohtainen jaottelu mahdollistaa kuitenkin eri toimialojen vertailun keskenään estimoimalla malleja eri tavoin rajatusta aineistosta.

## 4.1 Työmarkkinarakenne

Yritysten luokitteluksi eri toimialoille on käytössä lukuisia eri standardeja. Pohjois-Amerikassa käytössä on *North American Industry Classification System (NAICS)*. Euroopan unionissa käytössä on *Statistical Classification of Economic Activities in the European Community*, jonka lyhenne *NACE* tulee nimen ranskankielisestä versiosta. Suomessa Tilastokeskus käyttää Euroopan Unionin *NACE*-luokittelujärjestelmästä johdettua *Toimialaluokitus 2008 (TOL2008)* -luokittelua. Sekä *NACE* että siitä johdettu *TOL2008* vastaavat kahden korkeimman tasonsa, joihin tässä työssä keskitytään, osalta myös YK:n käyttämää *International Standard Industry Classification (ISIC)*-järjestelmää.

*TOL2008*, kuten myös *ISIC* ja *NACE*, sisältävät viiden eri tason luokituksia. Ylimmällä tasolla karkeimpana luokitteluna ovat laajat alakohtaiset kirjainluokittelut. Tarkemmalla tasolla luokittelua löytyy kahden, kolmen, neljän ja viiden numeron tasolla, joista jälkimmäisin on tarkin. Esimerkiksi teollisuutta kuvaavan kirjaimen C alle lukeutuu kahden numeron tarkkuudella ala 22, kumi- ja muoviteollisuus. Kolmen numeron tarkkuudelta sen alta löytyy esimerkiksi 221, kumiteollisuus, jonka alta löytyy neljän numeron tarkkuudella esimerkiksi 2211, kumirenkaiden valmistus. Viiden numeron tarkkuudella luokittelu on harvoin tarkempaa kuin neljän numeron tarkkuudella.

Tässä työssä käytetyssä työpaikkatason aineistossa *TOL2008*-toimialaluokituksen aloja on yhdistelty taulukon 2 mukaisesti luokkiin kahden numeron tarkkuudella. Aineistosta puuttuvat myös esimerkiksi maatalous, rahoitus- ja vakuutusala, koulutus, julkinen hallinto sekä terveys- ja sosiaalipalvelut. Taulukosta 2 voidaan huomata ainoan aineistossa olevan ylimmän tason luokitteluita tarkemman kahden numeron tarkkuudella tapahtuvan luokittelun tapahtuvan yläluokassa C, jonka alaluokkiin lukeutuu kymmenen teollisuudenalaa. Eri luokkien yhdistelyä voidaan perustella esimerkiksi sillä, että esimerkiksi kaivosteollisuuteen *TOL2008*-luokittelussa lukeutuvat neljä luokkaa vastasivat yhteensä vuonna 2012 huomattavasti alle prosenttia täysipäiväisiksi muutetusta palkatusta työvoimasta.

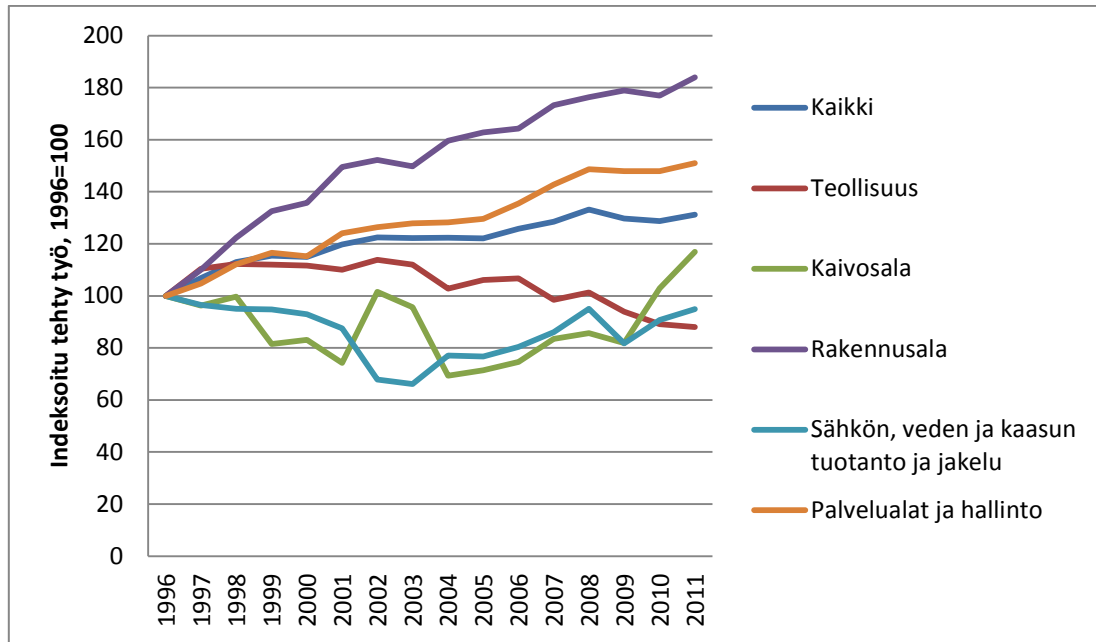
Teollisuuden kattava yläluokittelu C sisältää tehdyistä työtunneista ajanjakson alussa hieman yli kolmanneksen ja sen lopussa hieman alle neljänneksen, ollen suurin ylimmän tason luokittelun luokka. Suurimpia alemman tason luokkia aineistossa ovat asiantuntijapalvelut ja hallinto (69–82) sekä tukku- ja vähittäiskauppa (45–47), joista molemman osuus työllistämisestä aineiston loppupäässä on noin viidennes. Huomattavasti pienin kategoria

aineistossa on kaivosala, jonka osuus työllistämisestä on vain noin 0,3 prosenttia aineiston lopulla sekä tekstiili- ja vaateteollisuus, jonka osuus työllistämisestä on vuosina 1996–2011 pudonnut noin kahdesta prosentista vaivaiseen 0,5 prosenttiin.

**TAULUKKO 2: TOL2008-toimialaluokitus tutkimuksessa käytetyllä tarkkuudella**

Ylin luokittelu	Alaluokka	Kuvaus
<b>B</b>	05-09	Kaivosteollisuus
<b>C</b>	10–12	Ruoka-, juoma- ja tupakkateollisuus
	13–15	Tekstiili- ja vaateteollisuus
	16–18	Puu ja paperiteollisuus sekä painoala
	20–21	Kemianteollisuus
	22–23	Kumi- ja muoviteollisuus
	24–25	Metalliteollisuus
	26–27	Elektroniikanteollisuus
	28	Koneteollisuus
	29–30	Ajoneuvoteollisuus
	31–33	Muu teollisuus ja korjaustyö
<b>D-E</b>	35–39	Sähkön, veden ja kaasun tuotanto
<b>F</b>	41–43	Rakennusala
<b>G</b>	45–47	Tukku- ja vähittäiskauppa
<b>H</b>	49–53	Kuljetus- ja säilytyspalvelut
<b>I</b>	55–56	Matkailu- ja ravintola-ala
<b>J</b>	58–63	Viestintä ja IT-ala
<b>M-N</b>	69–82	Asiantuntijapalvelut ja hallinto
<b>R</b>	90–93	Taide, viihde ja vapaa-aika
<b>S</b>	94–96	Muu palveluala

Kuvassa 4 esitetään työpaikkatason aineiston ajanjaksolla tehtyjen alakohtaisten työtuontien muutosta indeksoitujen aikasarjojen avulla. Kokonaisuudessaan tehdyn työn määrä on kasvanut ajanjaksolla 31 %. Keskimääräistä nopeammin ovat kasvaneet palvelualojen ja hallinnon sekä erityisesti rakennusalan työn määrä. Aineiston ainoa selvästi työn määrää aineiston havainnoiman ajanjakson aikana vähentänyt ala on teollisuus, sillä kaivosala sekä sähkön, veden ja kaasun tuotanto ja jakelu ovat aineiston loppupäässä nousseet ainakin osittain takaisin aineiston keskivälillä tapahtuneesta notkahduksesta. Erityisesti kaivosalalla tehdyn työn voimakkaita notkahduksia voinee selittää alan erittäin pieni koko tehdyissä työtunneissa mitattuna.



KUVA 4: Tehty työ Suomessa 1996–2011 aloittain indeksoituna (Tilastokeskus)

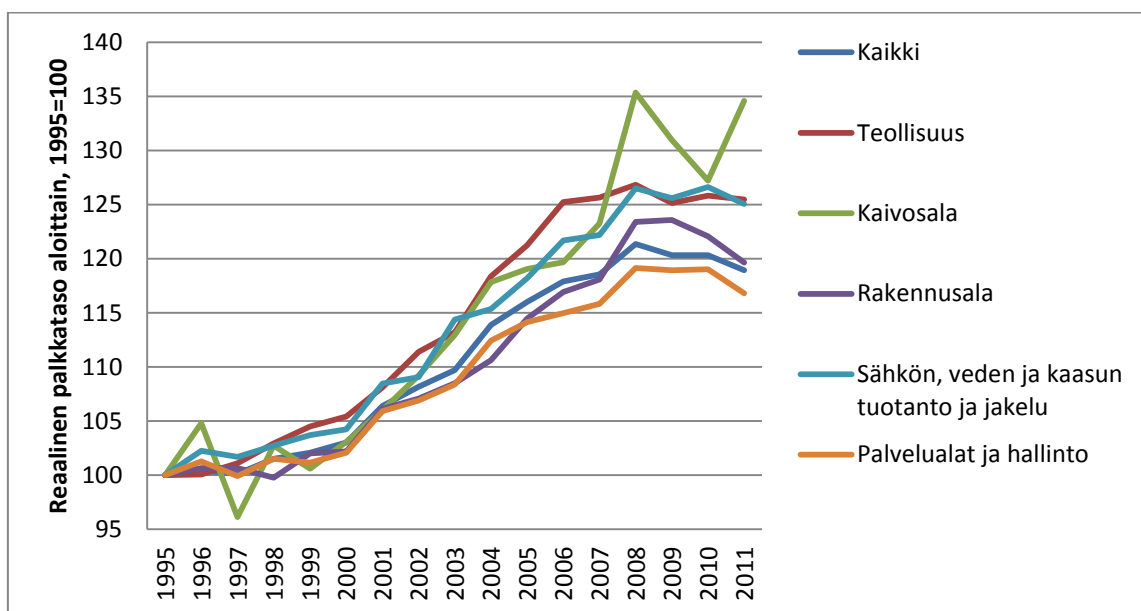
Yksilötason aineistossa toimialaluokitus on hieman erilainen kuin työpaikkatason aineistossa. Aineistosta puuttuvat luokat 05-09 (kaivosteollisuus) sekä 94-96 (muu palveluala), mutta toisaalta joitain taulukon 2 mukaisia alaluokkia on hajotettu osiin. Esimerkiksi teollisuudessa on kymmenen alaluokan sijaan 14 alaluokkaa ja esimerkiksi palvelualojen valtava 69-82 luokitelmä on hajotettu luokkiin 70-75 (asiantuntijapalvelut) ja 77-82 (hallintopalvelut). Lisäksi esimerkiksi luokat 68 (kiinteistönvälityspalvelut) ja 84-88 (julkiset palvelut) on lisätty aineistoon.

Aineiston alaluokitelman muutoksella ei muuten olisi oletettavasti suurta vaikutusta tuloksiin, mutta julkisten palveluiden lisääminen aineistoon voi vaikuttaa koko aineiston ja palvelualojen tuloksiin huomattavasti, sillä esimerkiksi vuonna 2004 kyseinen kategoria kattoi 41 prosenttia kaikesta tehdystä työstä. Julkinen sektori jätetäänkin pois tarkastelusta kahdesta syystä. Julkisen sektorin osalta alkuperäisen aineiston tarkkuus on ongelmallinen, sillä työnantajaksi on merkitty erityisesti ennen vuonna 2007 vain kunta tai valtio, minkä vuoksi julkisen sektorin sisäisiä työpaikan vaihdoksia ei kyetä aina havaitsemaan. Toisaalta julkisen sektorin jättäminen huomiotta helpottaa myös tulosten vertailtavuutta työpaikkatason tuloksiin, joiden estimoinnissa käytetty aineisto ei sisällä julkista sektoria.

## 4.2 Aineiston tarkastelua

Keskimäärin suomalaisten nimelliset palkat kasvoivat vuosina 1996–2011 jopa 54 prosenttia. Kuluttajahintaindeksillä deflatoituna kasvu kuitenkin rajoittuu 19 prosenttiin, kuten kuvasta 5 voi nähdä. Palkkojen kasvu ei ollut kuitenkaan missään nimessä samanlaista joka alalla. Nopeinta se oli kaivosalalla, jossa reaali-palkat kasvoivat yhteensä 35 prosenttia. Kuten kuvasta on nähtävissä, on viime vuosina alan palkoissa kuitenkin ollut voimakkaita muutoksia. Nimellispalkat kasvoivat myös huomattavan nopeasti teollisuudessa sekä sähkön, veden ja kaasun tuotannossa ja toimituksessa, yhteensä noin 25 prosenttia molemmilla aloilla. Keskiarvoa vaikuttaa painavan alaspäin ainoastaan palvelualojen ja hallinnon hieman keskiarvoa hitaampi 17 prosentin reaali-palkkojen kasvu.

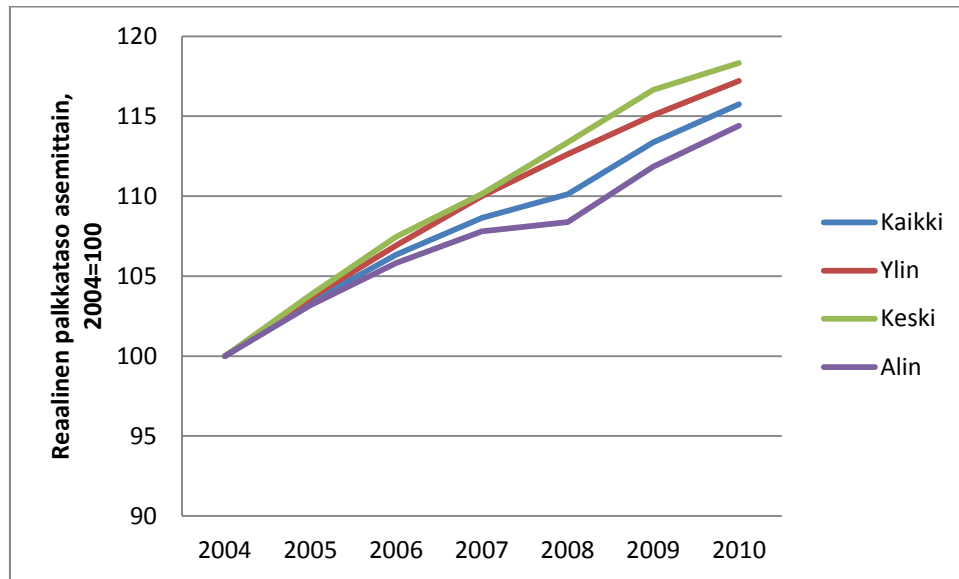
Palvelualojen vain hieman keskiarvoa matalampi reaali-palkkojen kasvu on oiva esimerkki rakenneharhasta, sillä ilman palvelualoilla tehtyjen työtuntien osuuden voimakasta kasvua sekä teollisuudessa tehtyjen työtuntien voimakasta laskua ei keskimääräinen palkkojen kasvu olisi näin matalaa. Esimerkiksi laskettuna vakioisilla vuoden 1996 työvoimaosuuksilla suomalaisten palkat olisivat keskimäärin kasvaneet vuosina 1996–2011 noin 20 prosenttia.



KUVA 5: Reaalisien palkkatason kehitys Suomessa aloittain 1995–2011 (Tilastokeskus)



Kuvassa 6 yksityisen sektorin reaaliisten palkkojen kasvu on hajotettu ammattiaseman mukaisesti. Kategoriaan *ylin* kuuluvat johtajat ja erikoisasiantuntijat, kategoriaan *keski* asiantuntijat ja toimistohenkilöstö ja kategoriaan *alin* muut ammattiryhmät. Kuten kuvasta voidaan huomata, on ylimmän ja keskimmäisen palkkaluokan kasvu ollut miltei yhtä nopeaa noin vuoteen 2007 asti, jonka jälkeen keskiluokan reaaliipalkkojen kasvu ohitti ylimmän luokan reaaliipalkkojen kasvun.



**KUVA 6: Yksityisellä sektorilla työssä pysyvien reaaliisen palkkatason kehitys Suomessa aseman mukaan, 2004–2010 (Tilastokeskus)**

Myös asemakohtaista keskimääräisen palkkatason muutosta tarkasteltaessa on huomattavissa koko talouden palkkatason muutoksessa rakenneharhaa. Kuvan eri kategorioiden osuus tehdyistä työtunneista on vaihdellut vuosina 2005–2010 huomattavasti. Korkeapalkkaisen työvoiman osuus tehdyistä työtunneista on kasvanut noin 22 prosentista miltei 37 prosenttiin. Suurin osa tästä osuuden kasvusta syntyi matalapalkkaisen työvoiman osuuden muutoksesta: Se laski noin 56 prosentista noin 43 prosenttiin. Tällainen muutos laskee keskipalkan kasvua koko kansantalouden tasolla tarkasteltuna, sillä matalimman kasvun työntekijät yleistyvät, kuten kuvasta 6 voidaan huomata.

Kuvaan 6 liittyviä tuloksia olisi houkuttelevaa yleistää esimerkiksi selittämään, kuinka aiemmin mainitut selitykset työmarkkinoiden palkkarakenteen muutokselle eivät päde, koska vaikka korkeapalkkaisten osuus työvoimasta onkin kasvanut muiden kustannuksella kuten SBTC-hypoteesi olettaa, on palkkatason kehitys ollut voimakkaampaa matalammin palkattujen keskuudessa. Aineistossa käytetty asemaluokittelu on kuitenkin

erittäin karkea verrattuna esimerkiksi Asplundin et al. (2011) tekemään luokitteluun. Onkin hyvin mahdollista, että käytetyssä luokittelussa palkkaluokat menevät voimakkaasti ristiin tiettyjen ammattiryhmien osalta.

### 4.3 Hajotelma

Tässä työssä käytettävä Kauhasen ja Malirannan (2012) esittelemä aggregaattipalkan muutosten hajotelma tapahtuu kahdessa vaiheessa. Ensimmäisessä vaiheessa aggregaattipalkan periodien väliset muutokset jaetaan työpaikkojen tasolla neljän tekijän summaksi. Näitä tekijöitä kutsutaan nimin *within*, *between*, *entry* ja *exit*. Nämä tekijät kuvaavat pysyvien työpaikkojen palkkojen kasvua sekä eri työpaikoissa tehtyjen työtuntien, uusien työpaikkojen synnyn ja työpaikkojen poistumisen vaikutuksia kasvuun. Työpaikakoiksi hajotelmassa on määritelty tiettyjen yrityksen eri ammattiryhmät.

Toisessa vaiheessa työpaikkatason hajotelman *within*-tekijä jaetaan yksilötasolla samankaltaisesti kuin työpaikkojen tasolla, mutta *entry*- ja *exit*-komponentit jaetaan erikseen työpaikkojen väliseen sekä työmarkkinoiden ja työttömyyden väliseen vaihtamisen vaikutuksiin. Tästä syntyvät kuusi uutta tekijää selittävät nyt työssään pysyvien yksilöiden palkkojen kasvua ja yksilöiden tekemien työtuntien vaihtelun sekä yksilöiden työllistymisen ja työllisyydestä poistumisen vaikutuksia palkkojen kasvuun. Yksilötason hajotelmasta voidaankin päätellä, että työpaikkatason *within*-komponentti sisältää harhaa, joka syntyy yksilöiden vaihtumisesta kyseisessä työpaikassa.

**TAULUKKO 3: Kauhasen ja Malirannan (2012) esittelemän hajotelman komponentit selityksineen**

Työpaikkatason hajotelma		Yksilötason hajotelma	
Muuttuja	Selitys	Muuttuja	Selitys
Within	Jatkavien työpaikkojen palkkojen kasvu	Within	Työssään pysyvien yksilöiden palkkojen kasvu
Between	Työpaikoissa tehtyjen työtuntien vaihtelun vaikutus	Between	Yksilöiden tekemien työtuntien vaihtelun vaikutus
Entry	Uusien työpaikkojen vaikutus	Entry	Yksilöiden työmarkkinoille tulemisen vaikutus
Exit	Työpaikkojen poistumisen vaikutus	Exit	Yksilöiden työmarkkinoilta poistumisen vaikutus

Taulukossa 3 on listattuna vasemmassa sarakkeessa työpaikkatason hajotelma ja oikeassa sarakkeessa yksilötason hajotelma. *Within*-tekijöiden välinen katkoviiva ja muiden samannimisten tekijöiden välinen paksumpi viiva kuvaavat sitä, kuinka työpaikkatason *within*-komponentti jaetaan yksilötason tekijöihin yksilötason hajotelmaa tehdessä. Kuten aiemmin mainittiin, yksilötason hajotelma on muutoin vain työpaikkatason hajotelman sovellutus yksilöaineistoon ja työpaikkatason *within*-komponenttiin, mutta siinä erotellaan lisäksi *entry*- ja *exit*-komponentit sekä työpaikkojen välisen työpaikan vaihtamisen ja työmarkkinoille tai niiltä ulos siirtymisen vaikutuksiin, mikä ei taulukossa ole näkyvillä. Yksilötason hajotelmaan jää siis työpaikkansa säilyttävien yksilöiden palkkojen kasvu sekä kuusi erilaisten työmarkkinoiden muutosten aiheuttamia vaikutuksia selittävää tekijää.

Hajotelmassa on eri komponenttien summan ohella myös jokaisen komponentin korjauskomponentti. Korjauskomponentit takaavat sen, että koko hajotelma summautuu yhdessä aggregaattipalkan muutokseksi. Näillä korjauskomponenteilla on myös taloustieteen kannalta relevanttia tulkinnallisuutta, vaikka ne eivät olekaan samalla tavalla kiinnostavia kuin muut hajotelman tekijät. Esimerkiksi mikäli matalapalkkaisten palkat kasvavat nopeammin kuin korkeampipalkkaisten, *Within*-komponenttien korjauskomponentit saavat negatiivisia arvoja.

Taulukossa 4 on esitelty yksilötason vuosien 2005–2010 hajotelman keskimääräisiä tuloksia. Työpaikkojen vaihtamista kuvaavat *entry*- ja *exit*-komponentit jakautuvat niin, että *sisäiset* komponentit kuvaavat työpaikkojen välisen vaihtamisen vaikutuksia, eli työmarkkinoiden sisällä tapahtuvia vaihdoksia, ja *ulkopuoliset* komponentit työmarkkinoille saapuvan tai niiltä poistuvan liikenteen vaikutuksia.

**TAULUKKO 4: Yksilötason hajotelman komponenttien keskimääräiset arvot alojen kokojen mukaan painotettuina vuosilta 2005–2010**

	Aggregaatti	Within	Between	Sisäinen		Ulkopuolinen		Rakenne
				Entry	Exit	Entry	Exit	
<b>Kaikki</b>								
Pääkomponentit	3,85	4,24	-0,03	0,07	0,07	-1,08	0,57	-0,40
Korjauskomponentit		0,05	0,00	-0,16	0,16	-0,04	0,00	-0,04
<b>Palvelut</b>								
Pääkomponentit	3,72	4,36	-0,04	0,75	-0,63	-1,24	0,49	-0,67
Korjauskomponentit		0,04	0,00	-0,23	0,25	-0,04	0,00	-0,02
<b>Teollisuus</b>								
Pääkomponentit	3,91	3,92	-0,01	-0,74	0,90	-0,80	0,62	-0,03
Korjauskomponentit		0,07	0,00	-0,10	0,09	-0,03	0,00	-0,04

Taulukon esittämän eri komponenttien saamat keskimääräiset arvot kertovat, kuinka paljon vaikutusta eri komponenteilla on aggregaattipalkan keskimääräiseen vaihteluun. Esimerkiksi *between*-komponentti on arvoltaan varsin pieni sekä koko aineistossa että myös pelkästään teollisuudessa tai palvelualoilla, eikä sillä siksi keskimäärin ole kovin suurta vaikutusta aggregaattipalkan vaihteluun kokonaisuudessaan.

Kiinnostavia eroja koko talouden sekä listattujen suurimpien toimialojen välillä löytyy työpaikan vaihtamisen vaikutuksista. Koko taloudessa sekä *exit*-että *entry*-komponenttien arvot ovat mitättömiä, mutta sekä teollisuudessa että palveluissa niiden arvot ovat huomattavan suuret ja päinvastaiset. Teollisuudessa koko rakennemuutoksen summaa kuvaava komponentti, joka on *between*-komponentin ja *entry*- sekä *exit*-komponenttien summa, saa itseisarvoltaan hyvin pienen arvon.

#### 4.4 Menetelmä

Kirjallisuudessa on esiintynyt paneeliaineistoa käytettäessä kaksi järkevältä vaikuttavaa menetelmää, joista yleisin on esimerkiksi Solonin, Barskyn ja Parkerin (1994) sekä Devereuxin ja Hartin (2006) käyttämä kahdessa vaiheessa estimoitava menetelmä. Toisena vaihtoehtona on yksinkertainen regressioanalyysi Kauhasen ja Malirannan (2012) esittämän mukaiselle aineiston hajotelmalle.

Devereuxin ja Hartin (2006) käyttämä menetelmä mahdollistaa työpaikkansa säilyttävien reaali-palkan muutosten tutkimisen ohella myös työpaikan vaihtamisen vaihteluun aiheuttaman vaikutuksen tarkastelemisen erikseen sekä yrityksen sisällä tai yritysten välillä tapahtuvien työpaikan vaihdoksien osalta. Jo aiemmin tarkemmin esitellyssä menetelmässä estimoidaan regressiomalli neljästi, ensin uusien palkkatasomuuttujien saamiseksi ja sitten jokaiselle selitettävälle tekijälle näitä muuttujia selittäen.

Tässä työssä käytettävään Kauhasen ja Malirannan (2012) esittämään hajotelmaan perustuva estimointi ei laskennallisesti ole juurikaan yksinkertaisempaa, sillä samaa määrää reaali-palkan vaihtelun osatekijöiden suhdannevaihtelua estimoitaessa voidaan estimoida vain yksi regressioyhtälö vähemmän. Hajotelman etuna onkin se, että se kykenee jakamaan työmarkkinoiden rakennemuutoksen Devereuxin ja Hartin (2006) kolmen tekijän sijaan seitsemään tekijään esitellyssä muodossa. Kauhasen ja Malirannan hajotelma mahdollistaa myös helpon työpaikkatason aggregoinnin aiheuttaman harhan suuruuden tarkastelun.

Periaatteessa myös Keanen, Moffittin ja Runklen (1988) käyttämä Heckmanin (1984) valikoitumisharhan korjauksen sisältävä suurimman uskottavuuden menetelmää käyttäen estimoitava malli lienee validi tapa

estimoida reaali-palkkojen keskimääräistä suhdannevaihtelua. Sen ongelmana on kuitenkin esitetyssä muodossa se, ettei se kykene erottelemaan työmarkkinoiden rakennemuutoksen aiheuttamia eroja, ja toisaalta kyseessä on myös laskennallisesti huomattavasti muita esiteltyjä menetelmiä raskaampi estimointitapa. Taloustieteissä harvinaisempi estimointitapa ja mallin muoto hankaloittanevat myös mallin vertailua.

## 4.5 Mallit

Koska aineiston hajotelmassa on huomioitu rakenneharha, ei aineistoa selittäviä malleja estimoidessa sitä tarvitse erikseen huomioida. Tämän ansiosta on mahdollista rakentaa hyvin yksinkertainen regressiomalli. Koska tässä työssä käytetyssä aineistossa on kuitenkin eroteltu havainnot alakohtaisesti, on oleellista huomioida alakohtaiset erot. Tämä toteutetaan lisäämällä malliin kiinteät vaikutukset, mikä toteutetaan dummy-muuttujilla. Multikollineaarisuuden välttämiseksi alaluokitelma 05-09 ei kuitenkaan saa sitä vastaavaa dummy-muuttujaa. Tällöin dummy-muuttujien parametrit ovat mallissa tulkittavissa tiettyjen alojen kaivosalaan verrattuna eri vahvuista keskimääräistä palkkojen muutosta kuvaaviksi, mikä ei ole tutkimuksen kannalta erityisen kiinnostavaa. Mallissa aikasarjaluontoiset muuttujat esitetään logaritmien differensseinä paitsi stationaarisuuden saavuttamiseksi, myös mallin tulkinnallisuuden vuoksi.

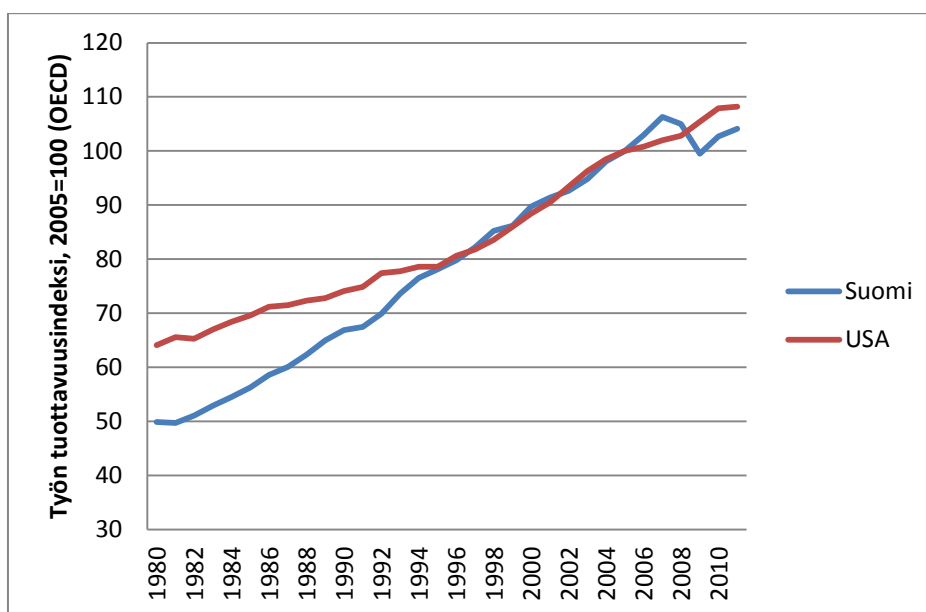
Malli saa kaavan 5 mukaisen muodon. Kaavassa tekijällä  $X_t$  kuvataan selitettävää muuttujaa, jona tutkimuksessa toimivat eri tason hajotelmien komponentit, niiden vastakomponentit, aggregaattipalkan kasvu. Lisäksi on mielekästä tarkastella myös työmarkkinoiden uudelleenjärjestelyä yhteensä, eli *between-*, *exit-* ja *entry-*komponenttien summan, sekä aggregaattipalkkojen muutoksen rakenneharhan, eli aggregaattipalkkojen muutoksen ja *within-*komponentin erotuksen, suhdannevaihtelua.

$$X_{it} = \alpha + \beta S_t + \gamma \Delta \ln cpi_t + \theta D + \epsilon_t \quad (5)$$

Yhtälön muita muuttujia ovat suhdanneindikaattori  $S_t$ , kuluttajahintaindeksin logaritmien differenssi  $\Delta \ln cpi_t$  sekä aiemmin mainittu vektori alakohtaisia dummy-muuttujia,  $D$ . Tutkimuksessa suhdanneindikaattorina käytetään työttömyyden muutosta sekä reaalisella asukasluvulla jaetun bruttokansantuotteen logaritmistä differenssiä, joista kumpikin on ollut suosittu muuttuja myös aikaisemmissa tutkimuksissa. Suhdanneindikaattorin kertoimen parametri  $\beta$  on tutkimuksessa selkeästi

kiinnostavin parametri, sillä se ilmaisee selitettävän muuttujan suhdannevaihtelun voimakkuutta ja suuntaa.

Kuluttajahintaindeksin logaritmien differenssiä käytetään selittävänä muuttujana, koska näin huomioidaan se, että hajotelman palkat ovat nimellispalkkoja eivätkä reaali-palkkoja. Hintaindeksin parametrin  $\gamma$  arvot ovat tulkittavissa käytetyn hintaindeksin muutosten kykyä selittää nimellispalkkojen muutosta.



KUVA 7: Työn tuottavuus Suomessa ja Yhdysvalloissa 1980–2011 (OECD)

Kaavassa 5 esitettyjen muuttujien ohella joissain malleissa käytetään lineaarista aikatrendiä, joka tämän työn malleissa esitetään muuttujana  $T_t$ . Tämä muuttujan määräytyy niin, että sen arvo on havainnon vuosiluku, josta on vähennetty ensimmäisen havainnon vuosilukua edeltävä numero. Tarve aikatrendille muuttujana on kyseenalainen. Aikatrendit ovat oleellisia, mikäli selitettävä muuttuja kasvaa tai laskee trendimäisesti ajanjakson ajan. Se, onko aineistoissa tällaista aikatrendiä, riippuukin käytetystä aineistosta. 1980-luvulta alkavassa Elinkeinoelämän keskusliiton aineistossa trendin käyttö on todennäköisesti perusteltua, sillä esimerkiksi OECD:n mukaan (esimerkiksi kuva 7) talusteorian mukaan palkkatasoon vaikuttavan työn tuottavuuden kasvu on konvergoitunut 1990-luvun myötä samalle kasvu-uralle kuin esimerkiksi Yhdysvalloissa. Ennen vuotta 1995 Suomessa työn tuottavuus kasvoi keskimäärin noin 3,1 % vuodessa kun Yhdysvalloissa kasvu oli vain noin 1,8 % vuodessa. Vuoden 1994 jälkeen kasvuluvut ovat kuitenkin tasaantuneet, ja esimerkiksi vuosina 1995–2006 kasvunopeudet olivat 2,3 % ja 2,5 %. Laskevan työn tuottavuuden kasvun myötä palkkojen

kasvunopeudenkin voidaan olettaa laskeneen. 1990-luvun puolivälistä tai sitä myöhemmällä aineistolla aikatrendin käyttö on kuitenkin kyseenalaisempaa, minkä vuoksi tällaisilla aineistoilla aikatrendin vaikutusta tuloksiin tarkastellaan.

Mikäli mallit estimoitaisiin suoraa pienimmän neliösumman menetelmällä, aiheuttaisivat alojen koostumukselliset erot ongelmia, koska alle prosentin työtunneista kattavan kaivosteollisuuden havainnot vaikuttaisivat estimaatteihin yhtä paljon kuin esimerkiksi tukku- ja vähittäiskauppa, joka kattaa aineiston loppupäässä tehdyistä työtunneista noin viidenneksen. Ongelman ratkaisemiseksi malli estimoidaan painotetulla pienimmän neliösumman menetelmällä, joka eroaa käytännössä pienimmän neliösumman menetelmästä niin, että jokaisen havainnon neliöity virhe painotetaan sille annetulla painolla. Estimoidaessa malleja painoina käytetään aineistosta löytyvien ajanjakson alussa ja lopussa mitattujen tehdyn työn havaintojen keskiarvoja. Käytettäessä vuosittain muuttuvia ja alojen tehdyllä työllä mitattuun kokoon perustuvia painoja vältetään myös harhaa, jota saattaisi syntyä teollisuuden ja palvelualojen teettämien työtuntien merkittävästä ja mahdollisesti trendimäisestä muutoksesta tarkastelluilla ajanjaksoilla.

Työssä estimoidaan malleja sekä työpaikkojen tasolla tehdyille hajotelmalle, että myös työpaikkojen ja yksilöiden tasolla tehdyille hajotelmalle. Estimointeja suoritetaan koko aineiston ohella myös osille aineistosta. Esimerkiksi rajaamalla aineistoon vain teollisuuden havainnot voidaan tarkastella reaalityöpaikkojen suhdannevaihtelua pelkän teollisuuden osalta. Alakohtaisten rajoitusten ohella yksilötason aineistossa tarkastellaan työntekijöiden asemaan perustuvien rajoitusten vaikutuksia tuloksiin.

## 5 TULOKSET

### 5.1 Odotukset

Aikaisemman paneeliaineistoja käyttävän kirjallisuuden perusteella on helppoa odottaa reaalityöpaikkojen suhdannevaihtelua kuvaavien parametrien estimaattien saavan suhdanteiden mukaista reaalityöpaikkojen vaihtelua tukevia arvoja. Vaikka käytetty menetelmä onkin eri kuin kirjallisuudessa yleisesti käytetty menetelmä, saivat Kauhanen ja Maliranta (2012) samaa menetelmää käyttäen kuitenkin aikaisemman kirjallisuuden suuntaisia tuloksia.

Odotettavissa on, että ainakin teollisuuden osalta havaitaan melko voimakasta suhdannevaihtelua *within*-komponenteissa, eli työssään pysyvien yksilöiden ja työmarkkinoilla pysyvien työpaikkojen palkkatason vaihtelussa. Tätä tukee erityisesti Kauhasen ja Malirannan (2012) suomalaisella aineistolla ja samalla menetelmällä toteutettu tutkimus tuotti tukea melko voimakkaalle suhdannevaihtelulle. Reaalityöpaikkojen suhdannevaihtelun oletetaan myös olevan voimakkaampaa teollisuudessa kuin erityisesti palvelualoilla. Tätä odotusta tukevat esimerkiksi Shinin (1994) tulokset.

Myös aggregaattipalkka saattaa ainakin teollisuudessa vaihdella suhdanteiden mukaisesti, kuten esimerkiksi Bils (1985) huomioi sen yhdysvaltalaisella aineistolla tekevän. Rakennesarhan vuoksi vaihtelun pitäisi kuitenkin olla heikompaa kuin *within*-komponentin vaihtelun, jolloin rakennesarhaa, eli näiden termien erotusta, kuvaavan termin estimaattien pitäisi tilastollisesti merkitseviä ja arvoltaan positiivisia työttömyyttä suhdanneindikaattorina käyttävissä malleissa ja negatiivisia bruttokansantuotetta suhdanneindikaattorina käyttävissä malleissa. Mikäli näin on, on oletettavissa että harha näkyy yksilöiden työllistymistä kuvaavassa *entry*-termissä negatiivisena estimaattina ja yksilöiden työmarkkinoilta poistumista kuvaavassa *exit*-termissä positiivisena estimaattina. On kuitenkin myös mahdollista, että rakennemuutosta kuvaavien termien parametrien estimaattien implikoima vaihtelu on heikompaa erityisesti palvelualoilla tai



jopa päinvastaista, kuten Heckmanin ja Sedlacekin (1985) tulokset antavat olettaa.

Työpaikkatasolla muiden kuin *within*-komponenttien parametrien estimaattien arvot jäävät voimakkaammin arvailun varaan aikaisemman vastaavalla tasolla tapahtuvan tutkimuksen puutteen vuoksi. On mahdollista, että työpaikkatasolla työpaikkojen poistumista ja syntymistä markkinoille kuvaavat *entry*- ja *exit*-komponentit eivät vaihtelee samoin kuin yksilötasolla, vaan rakenneharha saattaa syntyä voimakkaammin työpaikkojen kokojen muutoksen vaikutusta kuvaavan *between*-termin kautta. Tämän termin parametrin estimaatin voisi tällöin olettaa saavan negatiivisia arvoja, jotka syntyisivät matalapalkkaisten työpaikkojen työvoiman palkkaamisesta noususuhdanteissa ja sopisi yhteen matalapalkkaisen työvoiman voimakkaamman työtilanteen suhdannevaihtelun kanssa.

Yksilöiden eroja tarkastellessa on oletettavissa aikaisemman kirjallisuuden perusteella (esimerkiksi Solon et al. 1994), että naisten palkkojen suhdannevaihtelu on heikompaa kuin miesten palkkojen. Eri asemien osalta oletus taas on Kilposen ja Santavirran (2011) tulosten perusteella, että suhdannevaihtelu on voimakkainta korkeammassa asemassa olevilla.

## 5.2 Työpaikkatason tulokset

Ensimmäiseksi estimoidaan tilastokeskuksen aineistoista laskettuun vuodesta 1995 alkavaan aineistoon perustuvat työpaikkatason mallit. Näistä malleista estimoidaan sekä täsmälleen kaavan 5 mukainen versio, että myös lineaarisen aikatrendin sisältävä versio. Suhdanneindikaattoreina käytetään sekä työttömyyden muutosta, että henkeä kohden kiintein hinnoin lasketun bruttokansantuotteen muutosta.

Taulukoissa 5 ja 6 esitellään suhdanneindikaattorin parametrin estimaatteja eri selittäville muuttujille sekä aikatrendillisissä että aikatrendittömissä malleissa, jotka käyttävät suhdanneindikaattorina työttömyyttä. Aikatrendittömien mallien taulukossa havaitaan suhdannevaihtelun olevan tilastollisesti merkitsevästi suhdanteiden myötäistä vain teollisuudessa, ja erityisen voimakasta teknisessä teollisuudessa, joka sisältää kaiken teollisuuden vaate-, elintarvike, paperi- sekä puuteollisuutta vaille. Lisättäessä malliin aikatrendi suhdannevaihtelun voimakkuus vaikuttaa kasvavan joka alalla. Erityisen kiinnostavaa on huomata, kuinka palvelualojen estimaatit sekä aggregaattipalkan että työmarkkinoilla pysyvien työpaikkojen palkan kasvun suhdannevaihtelulle ovat eri merkkisiä kuin teollisuudelle, mikä implikoi suhdanteiden vastaista reaali-palkan vaihtelua.

**TAULUKKO 5: Työttömyyttä suhdanneindikaattorina käyttävien aikatrendittömien työpaikkatason mallien estimaatteja**

	Pääkomponentit						
	Aggregaatti	Within	Between	Entry	Exit	Rakenne	Harha
Kaikki	-0,201 (0,140)	-0,163 (0,137)	0,049 (0,045)	0,069* (0,031)	-0,112* (0,029)	0,006 (0,056)	-0,038 (0,049)
Teollisuus	-0,436* (0,192)	-0,621*** (0,185)	0,129* (0,054)	0,052 (0,049)	-0,042 (0,045)	0,139' (0,078)	0,185* (0,074)
Palvelut	-0,084 (0,237)	0,079 (0,232)	0,043 (0,085)	0,095' (0,049)	-0,160*** (0,044)	-0,022 (0,092)	-0,163* (0,073)
Tekn. teol.	-0,588** (0,216)	-0,858*** (0,217)	0,219** (0,069)	-0,002 (0,056)	-0,031 (0,054)	0,186* (0,091)	0,271** (0,083)
Palvelut ei kauppaa	-0,019 (0,278)	0,078 (0,267)	0,051 (0,110)	0,088 (0,061)	-0,158** (0,050)	-0,019 (0,117)	-0,097 (0,091)

' 10 % merkitsevyys, \* 5 % merkitsevyys, \*\* 1 % merkitsevyys, \*\*\* 0,1 % merkitsevyys. Suluissa keskivirheet.

Eroja aikatrendillisen ja aikatrendittömän mallin välillä on muitakin. Aikatrendillisessä mallissa työmarkkinoiden rakennemuutosta kuvaavien komponenttien tilastollinen merkitsevyys vaikuttaa vaihtelevan. Vaikka työpaikkojen kokojen muutoksia kuvaava *between*-komponentti saakin tilastollisesti merkitsevän arvon aikatrendillisessä mallissa koko aineistolle, se menettää merkitsevyytensä kaikessa teollisuudessa. Toisaalta aikatrendi tekee jokaisen mallin *exit*-komponentista tilastollisesti merkitsevästi negatiivisen ja muuttaa molemmat teollisuuden *entry*-komponentit tilastollisesti merkitseviksi.

Kokonaisuudessaan työttömyyden malleissa on kiinnostavaa huomata, että palvelualoilla aggregaattipalkkojen muutoksen rakenneharhaa kuvaavan komponentin parametrin estimaatti on eri merkinen kuin teollisuudessa. Estimaatti on kuitenkin tilastollisesti merkitsevä palvelualoista vain koko palvelualalla ilman aikatrendiä. Rakenneharhan eri suuntaisuus on erityisen kiinnostava huomio siksi, että se tukee Heckmanin ja Sedlacekin (1985) esittämiä havaintoja teollisuuden ja palvelualojen erisuuntaisesta rakenneharhasta. Koska rakenneharhaa kuvaavien parametrien estimaatit ovat kuitenkin itseisarvoiltaan pienempiä kuin palvelualojen ilman kaupan alaa, voidaan olettaa merkittävän osan tästä harhan suunnasta syntyvän kaupan alan aiheuttamasta harhasta.

Taulukot 7 ja 8 vastaavat muuten edellistä kahta taulukkoa, mutta niiden tuloksia estimoitaessa on käytetty suhdanneindikaattorina bruttokansantuotetta työttömyyden sijaan. Kokonaisuudessaan tulokset ovat jotakuinkin samankaltaiset. Merkittävämpänä erona on kuitenkin se, etteivät palvelualojen reaali-palkkojen suhdannevaihtelun estimaatit ole tilastollisesti merkitseviä edes aikatrendin sisältävissä malleissa. Niiden estimaattien merkki on kuitenkin eri kuin teollisuuden estimaattien, mikä implikoi yhä suhdannevaihtelun

erisuuntaisuutta, vaikkakin vaikuttaa enemmän siltä, että suhdannevaihtelua ei ole tai se on epäkonsistenttia. Myös suhdannevaihtelun voimakkuuden kasvu on suhteessa heikompaa siirryttäessä aikatrendittömästä aikatrendilliseen malliin.

**TAULUKKO 6: Työttömyyttä suhdanneindikaattorina käyttävien aikatrendillisten yksilötason mallien estimaatteja**

	Pääkomponentit						
	Aggregaatti	Within	Between	Entry	Exit	Rakenne	Harha
Kaikki	0,14 (0,188)	0,134 (0,185)	0,143** (0,061)	0,133** (0,043)	-0,107** (0,039)	0,169* (0,075)	0,007 (0,066)
Teollisuus	-0,438' (0,264)	-0,665** (0,255)	0,137' (0,074)	0,173** (0,065)	-0,135* (0,060)	0,174 (0,107)	0,227** (0,101)
Palvelut	0,388 (0,317)	0,539' (0,310)	0,188 (0,113)	0,121' (0,067)	-0,135* (0,060)	0,174 (0,123)	-0,151 (0,099)
Tekn. teol.	-0,913** (0,294)	-1,193*** (0,296)	0,149 (0,095)	0,163* (0,074)	-0,148* (0,073)	0,165 (0,126)	0,280** (0,115)
Palvelut ei kauppaa	0,776* (0,358)	0,802* (0,347)	0,226 (0,147)	0,123 (0,083)	-0,163* (0,069)	0,186 (0,157)	-0,025 (0,124)

' 10 % merkitsevyys, \* 5 % merkitsevyys, \*\* 1 % merkitsevyys, \*\*\* 0,1 % merkitsevyys. Suluissa keskivirheet.

Merkittäviä eroja tuloksista löytyy rakennemuutoskomponenteista. Työttömyyden toimiessa suhdanneindikaattorina rakennemuutoksen komponenteista *between* oli merkitsevä teollisuudessa ja *exit* palvelualoilla, kun aikatrendiä ei käytetty. Aikatrendin lisääminen taas siirsi merkitsevyyden teollisuudessa *exit*-komponenttiin. Palvelualojen merkitsevät *exit*-komponentit ovat havaittavissa myös kun suhdanneindikaattorina toimii bruttokansantuote, mutta tämän lisäksi *between*-komponentti on merkitsevä jokaisella toimialalla sekä aikatrendin kanssa että ilman sitä.

Myös mallien korjauskomponentteja selittävät yhtälöt estimoitiiin. Aikatrendittömissä malleissa korjausermien parametrien estimaatit eivät olleet tilastollisesti merkitseviä. Taulukossa 9 on listattuna aikatrendillisten mallien korjausermien estimaatit. Myös niissä on selvää, että tuloksiin vaikuttaa käytetty suhdanneindikaattori. *Within*-komponentin korjauskomponenttia vaille jokainen tilastollisesti merkitsevistäkin korjausermeistä saa kuitenkin arvoltaan erittäin pienen arvon parametrinsa estimaatille. *Within*-komponentin korjauskomponentin parametrin estimaatit implikoivat sen vaihtelevan suhdanteiden mukaisesti ja myös suhteellisen voimakkaasti kun käytössä on aikatrendi.

**TAULUKKO 7: Bruttokansantuotteen parametrin estimaatit työpaikkatason malleissa ilman aikatrendiä**

	Pääkomponentit						
	Aggregaatti	Within	Between	Entry	Exit	Rakenne	Harha
Kaikki	0,068* (0,031)	0,088** (0,031)	-0,036*** (0,010)	-0,009 (0,007)	0,02** (0,007)	-0,025' (0,013)	-0,021 (0,011)
Teollisuus	0,190*** (0,044)	0,250*** (0,041)	-0,036** (0,013)	-0,009 (0,012)	0,002 (0,011)	-0,043* (0,018)	-0,06*** (0,017)
Palvelut	0,032 (0,053)	0,031 (0,051)	-0,044* (0,018)	-0,01 (0,011)	0,032*** (0,010)	-0,022 (0,020)	0,001 (0,017)
Tekn. teol.	0,225*** (0,047)	0,301*** (0,045)	-0,059*** (0,016)	0,006 (0,013)	-0,001 (0,013)	-0,054* (0,021)	-0,076*** (0,019)
Palvelut ei kauppaa	-0,002 (0,061)	0,017 (0,059)	-0,056** (0,023)	-0,012 (0,014)	0,038*** (0,011)	-0,03 (0,026)	-0,02 (0,020)

' 10 % merkitsevyys, \* 5 % merkitsevyys, \*\* 1 % merkitsevyys, \*\*\* 0,1 % merkitsevyys. Suluissa keskirheet.

**TAULUKKO 8: Bruttokansantuotteen parametrin estimaatit työpaikkatason malleissa aikatrendin kanssa**

	Pääkomponentit						
	Aggregaatti	Within	Between	Entry	Exit	Rakenne	Harha
Kaikki	0,026 (0,037)	0,065' (0,036)	-0,057*** (0,012)	-0,013 (0,008)	0,014' (0,008)	-0,056*** (0,014)	-0,039** (0,013)
Teollisuus	0,217*** (0,053)	0,285*** (0,049)	-0,036* (0,015)	-0,024' (0,014)	0,012 (0,013)	-0,048* (0,022)	-0,068*** (0,021)
Palvelut	-0,026 (0,061)	-0,009 (0,061)	-0,075*** (0,021)	-0,006 (0,013)	0,024* (0,012)	-0,058* (0,023)	-0,018 (0,019)
Tekn. teol.	0,294*** (0,055)	0,371*** (0,052)	-0,047* (0,019)	-0,015 (0,015)	0,012 (0,015)	-0,051* (0,025)	-0,077*** (0,023)
Palvelut ei kauppaa	-0,108 (0,069)	-0,06 (0,068)	-0,095*** (0,026)	-0,011 (0,016)	0,036** (0,013)	-0,07* (0,029)	-0,047* (0,023)

' 10 % merkitsevyys, \* 5 % merkitsevyys, \*\* 1 % merkitsevyys, \*\*\* 0,1 % merkitsevyys. Suluissa keskirheet.

Kuten aiemmin mainittiin, tämän komponentin negatiiviset arvot kuvaavat matalapalkkaisten palkkojen keskimäärin muita nopeampaa palkkojen kasvua ja positiiviset arvot päinvastaista. Komponentin suhdanteiden mukainen vaihtelu tarkoittaisikin siis sitä, että keskimäärin matalapalkkaisten ja keskimäärin korkeapalkkaisten työpaikkojen palkkojen kasvunopeuksien ero vaihtelisi suhdanteiden vastaisesti, laskien noususuhdanteissa ja kasvaen laskusuhdanteissa.

**TAULUKKO 9: Aikatrendillisten työpaikkatason mallien korjauskomponenttien parametrien estimaatit**

	Korjauskomponentit, bkt				Korjauskomponentit, työttömyys			
	Within	Between	Entry	Exit	Within	Between	Entry	Exit
Kaikki	0,018 (0,011)	<0,000 (<0,000)	<0,000 (<0,000)	<0,000 (<0,000)	-0,166** (0,054)	<0,000 (<0,000)	0,002** (0,001)	0,001 (0,001)
Teollisuus	-0,019' (0,012)	<0,000 (<0,000)	<0,000 (<0,000)	<0,000 (<0,000)	0,047 (0,056)	<0,000 (<0,000)	0,002* (0,001)	0,004 (0,002)
Palvelut	0,041* (0,020)	<0,000 (<0,000)	<0,000 (<0,000)	<0,000 (<0,000)	-0,327** (0,102)	0,001 (0,001)	0,002 (0,002)	<0,000 (0,001)
Tekn. teol.	-0,025' (0,014)	<0,000 (<0,000)	-0,001 (<0,000)	-0,001 (<0,000)	0,106 (0,070)	<0,000 (<0,000)	0,003** (0,001)	0,006** (0,002)
Palvelut ei kauppaa	0,024 (0,025)	<0,000 (<0,000)	<0,000 (<0,000)	-0,001 (<0,000)	-0,216 (0,131)	0,001 (0,001)	0,002 (0,002)	0,002 (0,002)

Yhteistä riippumatta suhdanneindikaattorista ja aikatrendin käytöstä tuloksille on se, että teollisuudessa palkat vaikuttavat vaihtelevan suhdanteiden mukaisesti, ja vaihtelu vaikuttaa voimistuvan kun aineiston ulkopuolelle jätetään vaate-, elintarvike-, puu- ja paperiteollisuus. Aggregaattipalkkojen muutoksen rakenneharha on myös merkitsevää teollisuudessa yhtälöstä riippumatta, implikoiden suhdanteiden mukaista työmarkkinoiden palkkarakenteen muutosta. Kolmessa taulukosta neljästä teollisuudessa työpaikoissa tehdyn työmäärän vaihtelun vaikutuksia kuvaavan *between*-komponentin estimaatit ovat tilastollisesti merkitseviä ja suhdanteiden vastaisesti käyttäytyviä, mikä selittää ainakin osan tästä vaihtelusta.

Palvelualoilla reaali-palkkojen suhdannevaihtelu vaikuttaa pääsääntöisesti tilastollisesti merkitsemättömältä. Ilman aikatrendiä reaali-palkkojen suhdannevaihtelu vaikuttaa selvästi palvelualoilla merkityksettömältä. Aikatrendin lisääminen siirtää tuloksia kuitenkin selvästi kohti suhdanteiden vastaista vaihtelua, vaikkakaan estimaatit eivät ole merkitseviä kuin aikatrendin kanssa työttömyyttä suhdanneindikaattoria käyttäen, ja silloinkin vain palvelualojen aineistolle ilman kaupan alaa. Vaikka rakennemuutoksen voimakkuus ei vaikuta palvelualoilla tilastollisesti merkitsevästi suhdanteista riippuvalla kuin harvoissa malleissa, *exit*-komponentti on melko konsistentisti tilastollisesti merkitsevä ja arvoiltaan viittaa aggregaattipalkkojen suhdannevaihtelun voimakkuutta kasvattavaan vaikutukseen, joka syntyy työpaikkojen poistuessa työmarkkinoilta.

Aikatrendin lisääminen malliin tuo esiin kiinnostavia havaintoja. Tietyt muuttujat, kuten teollisuuden palkkojen suhdannevaihtelu, ovat robusteja sekä suhdanneindikaattorin vaihtamiselle että aikatrendin lisäämiselle. Palvelualoilla sen sijaan aikatrendin lisääminen vaikuttaa muuttavan palkkojen suhdannevaihtelua voimakkaammin suhdanteiden vastaiseksi. Sen sijaan rakennemuutoksen komponentit vaikuttavat vaihtelevan huomattavasti.

Systemaattisina aikatrendin lisäämisen vaikutuksina voitaisiin ehkä havaita se, että teollisuuden *between*-komponenttien parametrien estimaatit menettävät tilastollista merkitsevyyttään samalla kun palvelualoilla estimaattien itseisarvot ja merkitsevyydet vaikuttavat kasvavan. *Exit*-komponentin osalta taas teollisuudessa parametrien estimaattien merkitsevyys vaikuttaa kasvavan ja palvelualoilla laskevan.

Kokonaisuudessaan aikatrendin lisääminen malleihin vaikuttaakin kasvattavan alojen eroja. Alakohtaisia eroja ainakin palkkavaihtelun osalta, eli *within*-komponenttia selittävässä malleissa, voi selittää se, että teollisuuden aineistoja selittävässä malleissa aikatrendi saa parametrinsa estimaatille positiivisia tilastollisesti merkitsemättömiä arvoja, mikä myös selittää etenkin palkkojen kasvua kuvaavien termien parametriestimaattien robustiutta. Palvelualojen aineistoja selittävässä malleissa sen sijaan aikatrendi saa voimakkaammin negatiivisia ja tilastollisesti merkitseviä arvoja. Palvelualojen negatiiviset ja tilastollisesti merkitsevät arvot implikoivat, että palkkojen kasvunopeus on palvelualoilla systemaattisesti laskeva ajassa.

Myös hintaindeksin parametrin estimaatin arvot vaihtelevat. Palvelualojen malleissa estimaatit ovat huomattavasti lähempänä lukua 1 kuin teollisuuden malleissa, ja erityisesti aikatrendin kanssa jopa yli luvun 1. Estimaatit ovat jokaisessa mallissa voimakkaasti tilastollisesti merkitseviä. Palvelualoilla aikatrendin lisääminen kasvattaa kuluttajahintaindeksin parametrin estimaattia huomattavasti. Palvelualoilla estimaatin arvo on ilman aikatrendiä 0,958 kun suhdanneindikaattorina on työttömyys. Aikatrendin kanssa estimaatin arvo on 1,180. Teollisuudessa vaikutus estimaatin arvoon on päinvastainen, mutta huomattavasti pienempi: Ilman aikatrendiä estimaatin arvo on 0,722 ja aikatrendin kanssa 0,703. Erotus on tilastollisesti merkitsevä molemmassa tapauksissa.

Vaikka on hieman hankalaa sanoa, tulisiko malleihin kuulua aikatrendi, puhtaasti mallia kuvaavia muuttujia tarkastellessa saadaan tähän kuitenkin jonkinlaista näkökulmaa. Aikatrendin lisääminen palkkojen muutosta kuvaaviin malleihin nostaa niiden  $R^2$ -selitysasteita selvästi palvelualojen aineistoja käytettäessä. Teollisuuden aineistoilla selitysaste ei muutu miltei ollenkaan. Selitysasteen huomattava kasvu viittaa siihen, että aikatrendi auttaa selittämään palkkojen vaihtelua. Toisaalta kuitenkin on hyvä huomioida sekä aineiston kattama melko lyhyt ja tuore aikaperiodi, joka kyseenalaistaa aikatrendin merkitystä malleissa. Tämän perusteella saattaakin olla mielekkäämpää ensisijaisesti tarkastella aikatrendittömien mallien tuloksia.

### 5.3 Yksilötason tulokset

Tilastokeskuksen FLEED- ja palkkarakenneaineistoihin perustuvien yksilötason hajotelmien *within*-komponenttia, eli työssään pysyvien palkan vaihtelua,

selittäviä tuloksia on tarkasteltavissa taulukossa 10. Malleissa on käytetty hyväksi sukupuolittain jaoteltua aineistoa, jossa palkkojen vaihtelu on laskettu jokaiselle alalle erikseen kummallekin sukupuolelle. Tästä johtuen malleihin on sisällytetty sukupuolen vaikutusta kuvaava kiinteän vaikutuksen termi, jonka parametrin estimaatti ei kuitenkaan saa tilastollista merkitsevyyttä yhdessäkään mallissa. Taulukon 10 estimaattien arvoihin sukupuolet yhteen aggregoivan aineiston käyttö ei vaikuttanut ollenkaan kuin vasta kolmen desimaalin tarkkuudella. Odotusten mukaisesti sukupuolet erotteleva aineisto kuitenkin laski keskivirheiden arvoa, tehden estimaateista tarkempia.

Mallien tulokset ovat kiinnostavan lähellä työpaikkatason tuloksia: Teollisuudessa palkkojen vaihtelu on suhdanteiden mukaista ja tilastollisesti merkitsevää, kun taas palvelualoilla estimaattien merkit implikoivat suhdanteiden vastaista vaihtelua, mutta estimaattien itseisarvot ovat pieniä ja tilastollisesti merkitsemättömiä. Bruttokansantuotetta käytettäessä saatava 10 % merkitsevyydellä merkitsevä tulos suhdanteiden vastaiselle vaihtelulle on kuitenkin kiinnostava. Koko talouden tasolla sen sijaan työttömyyden käyttö suhdanneindikaattorina antaa tukea palkkojen suhdanteiden mukaiselle vaihtelulle, mutta bruttokansantuotteen käyttö ei, mikä on päinvastoin kuin työpaikkatasolla.

**TAULUKKO 10: Aikatrendittömien yksilötason mallien tuloksia**

	Kaikki		Teollisuus		Palvelut	
$\Delta U$	-0,345** (0,105)		-0,906*** (0,145)		0,097 (0,142)	
$\Delta \ln \text{gdp}$		0,027 (0,017)		0,126*** (0,025)		-0,042' (0,023)
$\Delta \ln \text{cpi}$	0,423*** (0,078)	0,547*** (0,066)	-0,237* (0,106)	-0,004 (0,092)	0,880*** (0,106)	0,901*** (0,086)
$R^2$	0,352	0,333	0,301	0,251	0,551	0,565

' 10 % merkitsevyyys, \* 5 % merkitsevyyys, \*\* 1 % merkitsevyyys, \*\*\* 0,1 % merkitsevyyys. Suluissa keskivirheet. Kaikissa malleissa on vakio sekä ala- ja sukupuolikohtaiset kiinteät vaikutukset. Selitettävänä muuttujana *within*.

On myös kiinnostavaa huomioida, kuinka bruttokansantuotteen parametrin estimaattien arvot ovat suhteessa selvästi pienempiä verrattuna työttömyyden parametrin estimaattien arvoihin kuin työpaikkatason malleissa. Tarkkoja syitä tälle on hankalaa arvailla, mutta aikaperiodi on mahdollinen ja helppo selitys. Esimerkiksi muutokset suhdanneindikaattoreiden käytöksessä voivat hyvin selittää eroja vain 2000-luvun ensimmäisen vuosikymmenen toisen puoliskon havaintoja sisältävän aineiston ja aikaisempia havaintoja sisältävien aineistojen välillä. Myös hintaindeksin kyky selittää palkkojen vaihtelua on muuttunut. Vaikka hintaindeksin parametrin estimaattien arvoissa

olikin eroa jo työpaikkatason malleissa, käytetyllä yksilötason aineistolla kuluttajahintaindeksin muutokset eivät vaikuta olevan yhteydessä teollisuuden palkkojen muutoksiin ollenkaan.

Sukupuolittaisesti jaotellulla aineistolla kyetään tarkastelemaan vain *within-* ja *between-*komponenttien suhdannevaihtelua, joten jotta muidenkin alojen kuin teollisuuden rakennemuutoksen vaihtelusta sekä aggregaattipalkkojen vaihtelun rakenneharhasta saadaan tietoa myös yksilötasolla, estimoidaan malleja aineistolle myös sukupuolet yhteen aggregoivia muuttujia selittäen. Taulukossa 11 onkin esitelty aikatrendittömien työttömyyttä suhdanneindikaattorina käyttävien mallien tuloksia selitettäessä eri muuttujia. Vain työttömyyttä suhdanneindikaattorina käyttävien mallien tuloksia esitetään, sillä bruttokansantuotetta käyttävien mallien tulokset ovat sekä merkitsevyyden että parametrien estimaattien merkkien osalta hyvin pitkälti konsistentteja.

Tulokset ovat Kauhasen ja Malirannan (2012) Elinkeinoelämän keskusliiton pidemmän aikavälin teollisuuden aineiston tuottamiin tuloksiin verrattuna hyvin samankaltaisia. Teollisuudessa työssään pysyvien palkkojen joustavuus vaikuttaa huomattavasti voimakkaammalta, ja toisaalta myös useat työmarkkinoiden rakennemuutosta kuvaavat termit saavat tilastollisesti merkitseviä arvoja. Sekä työmarkkinoilta työttömyyteen siirtymisen sekä työttömyydestä työmarkkinoille siirtymisen vaikutusta kuvaavien termien parametrien tilastollisesti merkitsevät estimaatit ovat myös positiivisia, eli suhdanteiden vastaisesti vaihtelevia. Kokonaisuudessaan rakennemuutos on suhdanteiden vastaista sekä voimakkuudeltaan noin kolmanneksen työssään pysyvien palkkojen vaihtelusta, kuten Kauhasen ja Malirannan (2012) tuloksissa.

Tulokset teollisuuden ulkopuolella ovat myös kiinnostavia. Palvelualoilla, jotka kattavat teollisuuden ohella suurimman osan kaikista aloista, suhdannevaihtelua ilmaisevat estimaatit saavat arvoja, jotka implikoivat suhdanteiden vastaista vaihtelua. Tulokset eivät kuitenkaan ole tilastollisesti merkitseviä. Toisin kuin työpaikkatasolla, sekä rakennemuutoksen vaikutusta aggregaattipalkkojen suhdannevaihteluun että rakenneharhan kokoa kuvaavat termit saavat kuitenkin tilastollisesti merkitseviä arvoja. Kokonaisuudessaan rakennemuutoksen vaikutus vaikuttaa olevan suhdanteiden vastainen kaikilla toimialoilla.

Rakennemuutoksen vaikutuksista syntyvä harha on myös arvoltaan positiivinen jokaisella toimialalla, mutta on hyvä huomata, että positiivisen arvon tulkinta on erilainen eri aloilla. Voimakkaasti suhdanteiden vastaista palkkojen vaihtelua implikoivia negatiivisia estimaatin arvoja saavassa teollisuudessa harhan vaikutus on se, että aggregaattipalkan vaihtelu on heikompaa kuin työssään pysyvien palkkojen vaihtelu. Sen sijaan heikosti positiivisia tai olemattomia arvoja saavalla palvelualalla harha kasvattaa suhdanteiden vastaisen vaihtelun voimakkuutta.



Korjaustermien vaihtelua selittävien yhtälöiden tuloksia ei listattu taulukkoon, sillä ne olivat pääsääntöisesti tilastollisesti merkitsemättömiä ja arvoltaan erittäin pieniä. Kuten aikatrendillisissä työpaikkatason yhtälöissä, aikatrendittömissä yksilötason yhtälöissä palvelualoilla sekä arvoltaan heikommin myös koko talouden tasolla *within*-komponentin korjauskomponentti saa tilastollisesti merkitseviä suhdanteiden mukaista vaihtelua implikoivia arvoja, tässä tapauksessa arvon -0,113 palvelualoille ja arvon -0,080 koko taloudelle. Kuten työpaikkatason tuloksia analysoidessa mainittiin, komponentin suhdanteiden mukainen vaihtelu implikoi matala- ja korkeapalkkaisten palkkojen kasvun erojen laskevan noususuhdanteissa.

**TAULUKKO 11: Aikatrendittömien työttömyyttä suhdanneindikaattorina käyttävien yksilötason mallien tuloksia**

	Sisäinen			Ulkopuolinen		Rakenne	Harha		
	Aggregaatti	Within	Between	Entry	Exit			Entry	Exit
Kaikki	0,045 (0,160)	-0,345* (0,144)	0,025* (0,010)	0,176 (0,453)	-0,136 (0,451)	0,253*** (0,025)	0,134*** (0,035)	0,453*** (0,087)	0,523*** (0,098)
Palvelut	0,305 (0,213)	0,098 (0,181)	0,026 (0,019)	0,309 (0,951)	-0,317 (0,941)	0,247*** (0,042)	0,038 (0,054)	0,304* (0,116)	0,430** (0,142)
Teollisuus	-0,270 (0,226)	-0,906*** (0,204)	0,024* (0,012)	-0,027 (0,425)	0,152 (0,430)	0,256*** (0,032)	0,224*** (0,048)	0,629*** (0,145)	0,674*** (0,158)

ˆ 10 % merkitsevyys, \* 5 % merkitsevyys, \*\* 1 % merkitsevyys, \*\*\* 0,1 % merkitsevyys. Suluissa keskiarvot. Malleissa on alakohtaiset kiinteät vaikutukset ja selittävänä muuttujana työttömyys.

Kuten työpaikkatason malleja esiteltäessä huomioitiin, on aikatrendien relevanssi malleissa hieman kyseenalainen. Taulukon 11 teollisuuden tuloksien vertaileminen sekä aiemmin esiteltäisiin teollisuuden aineistoja selittäviin malleihin että myös Kauhasen ja Malirannan (2012) tuloksiin tuo kuitenkin jotain käsitystä trendin tarpeesta. Selvimät aikatrendin lisäämisen aiheuttamat muutokset näkyvät aggregaattipalkan ja työssään pysyvien palkan vaihtelua selittävässä estimaateissa. Palvelualoilla molemmat estimaatit saavat tilastollisesti merkitsevät ja itseisarvoiltaan suuret suhdanteiden vastaista vaihtelua implikoivat arvot (aggregaattipalkan muutos 0,980 ja työssään pysyvien palkan muutos 0,632). Sen sijaan teollisuudessa aikatrendittömässä mallissa merkitsevän työssään pysyvien palkkojen vaihtelua selittävän estimaatin itseisarvo laskee noin kolmanneksen ja se menettää tilastollisen merkitsevyytensä 5 % merkitsevyydestään. On kuitenkin hyvä huomata, että käytettäessä aineistoa, jossa sukupuolia ei ole aggregoitu yhteen, merkitsevyys palautuu.

Aikatrendin lisääminen regressioyhtälöön ei vaikuta kovin merkittävästi jo aikatrendittömässä teollisuuden aineistoa selittävässä mallissa merkitsevien rakennemuutoskomponenttien estimaatteihin. Sen sijaan työmarkkinoiden

sisällä tapahtuvan työpaikan vaihdoksen *entry*- ja *exit*-termit saavat tilastollisesti merkitsevät arvot 1,875 ja -1,715. Nämä arvot ovat voimakkuudeltaan valtavia. Voimakkaasti merkitsevät ja työssään pysyvien palkkojen vaihtelun parametrin estimaattiin verrattuna itseisarvoltaan yli kolminkertaiset estimaatit ovat hyvin erikoisia verrattuna Kauhasen ja Malirannan (2012) tuloksiin, joissa kyseisten parametrien estimaatit olivat itseisarvoiltaan pieniä ja tilastollisesti merkitsemättömiä, vaikka mallit sisälsivät aikatrendin.

Tuloksia voidaan tulkita kahdella tavalla kun niitä verrataan pidemmän aikavälin aineistolla tehtyihin vastaavien estimointien tuloksiin. Mikäli aikatrendin oletetaan olevan relevantti käytettäessä aineistoa, on myös oletettava, että kuuden vuoden ajanjaksolla havaittu erittäin voimakas palvelualan palkkojen suhdanteiden vastainen vaihtelu sekä teollisuuden työpaikkojen välisen työpaikan vaihtamisen erittäin voimakas vaikutus aggregaattipalkan vaihteluun peittyvät Elinkeinoelämän keskusliiton 31 vuotta kattavassa aineistossa muiden havaintojen alle. Toisaalta myös 16 vuotta kattavassa työpaikkatason aineistossa palvelualojen palkkojen vaihtelun havaittiin olevan vain heikosti suhdanteiden vastaista riippumatta suhdanneindikaattorin käytöstä.

On toki mahdollista, että vuosina 2005–2010 aikatrendin käyttö on oleellista. Aikatrendittömät tulokset eroavat kuitenkin aikaisemmista tuloksista lähinnä kasvattamalla teollisuuden palkkojen suhdanteiden mukaisen suhdannevaihtelun voimakkuutta. 50 prosentin kasvu työssään pysyvien palkan vaihtelua selittävän estimaatin voimakkuudessa on yhä huomattavan suuri, mutta se on tilastollisesti merkitsemättömien ja arvoltaan pienien työpaikkojen välisen työpaikan vaihtamisen vaikutusten estimaattien ohella huomattavasti selvemmin aikaisemman tutkimuksen mukaista.

Lisää tukea aikatrendittömälle mallille saadaan estimoimalla aikaisemmat teollisuuteen rajatut työpaikkatason aineistoon sekä Kauhasen ja Malirannan (2012) käyttämään Elinkeinoelämän Keskusliiton yksilötason aineistoon perustuvat mallit vuodesta 2005 eteenpäin. Työssään pysyvien palkkojen suhdannevaihtelu saa molempia aineistoja käytettäessä erittäin voimakasta suhdanteiden vastaista vaihtelua tukevia tuloksia: *Within*-komponentin parametrin estimaatin tilastollisesti merkitsevät arvot ovat EK:n yksilötason aineistolla -1,94 ja työpaikkatason aineistolla -1,35. Vaikka nämä estimaatit ovat itseisarvoiltaan valtavasti suurempia kuin estimoitu -0,906, on hyvin selvää, ettei aikaperiodin rajaamisen 2000-luvun ensimmäisen vuosikymmenen loppupuoliskolle tulisi ainakaan vähentää suhdannevaihtelua teollisuudessa. On myös hyvä huomata, että EK:n aineistossa rakennemuutoskomponenttien parametriestimaattien merkitsevyydet ovat rajatussa aineistossa huomattavan lähellä taulukon 11 tuloksia.

Vaikka aikatrendiä käyttävien mallien tulokset ovatkin etenkin palvelualojen palkkojen suhdanteiden vastaisen vaihtelun osalta äärimmäisen

kiinnostavia, on välttämätöntä huomioida, että aikatrendittömän mallin tulokset edustavat todennäköisemmin oikeaa palkkojen suhdannevaihtelua sekä sen tekijöitä. Lisäksi on hyvä huomata, että parhaimmillaankin aikatrendillisten mallien tulokset edustavat vain hyvin lyhyttä aikaväliä, eivätkä ne vaikuta yleistyvän pidemmille aikaväleille. Tämä päätelmä herättää myös kysymyksen aikatrendin relevanssista työpaikkatason malleissa, mutta vertailukelpoisen aikaisemman tutkimuksen puute hankaloittaa vastaavien päätelmien tekemistä, ja toisaalta työpaikkatason mallien tulokset ovat robustimpia aikatrendin lisäämiselle kuin yksilötason tulokset.

## 5.4 Tulokset yksilöiden eroista

Yksilöiden palkkojen suhdannevaihtelun eroa tarkasteltaessa on käytettävissä sekä sukupuolittain että ammattiasemittain jaotellut aineistot. Aineistoissa sukupuolittain voidaan verrata vain *within*- ja *between*-komponenttien sekä niiden korjauskomponenttien osalta. Vaikka myös erot muissa rakennemuutoksen vaikutuksissa olisivat kiinnostavia, työssään pysyvien palkkojen vaihtelua kuvaava *within*-komponentti on tarkasteltavista komponenteista kiinnostavin.

Taulukossa 12 on esitelty sukupuolten eroja selittävien mallien suhdanneindikaattorin parametrin estimaatteja kun selitettävänä muuttajina käytetään hajotelman pääkomponentteja ja suhdanneindikaattorina työttömyyttä. Lisäksi taulukossa 13 näkyvät vastaavat tulokset selittäessä korjauskomponentteja. Malleissa havaintoja painotettiin havainnon vuoden keskimääräisillä työtunneilla, joita painotettiin vielä sukupuolten osuudella tehdyistä työtunneista. Komponenttien erotusta selittävässä malleissa painotusta sukupuolen osuudella ei kuitenkaan tehty, sillä havainnot sisälsivät tietenkin molempien sukupuolten komponentin arvot.

Taulukoista on kiinnostavaa huomata, että eroja palkkojen suhdannevaihtelussa sekä suhdanteisiin sidoksissa olevassa rakennemuutoksessa löytyy sukupuolten väliltä. Erityisesti teollisuudessa työpaikassaan pysyvien miesten palkat vaikuttavat vaihtelevan suhdanteiden mukaisesti huomattavasti voimakkaammin kuin naisten, mutta estimaattien erotus ei kuitenkaan ole tilastollisesti merkitsevä ja sen keskivirhe on varsin suuri. Tämä voi tarkoittaa esimerkiksi sitä, että teollisuuden sisälläkin palkkojen suhdannevaihtelun voimakkuuksien erot vaihtelevat huomattavasti. Palvelualoilla työssä pysyvien naisten palkat saavat tilastollisesti merkitsemättömän suhdanteiden vastaista vaihtelua tukevan arvon ja miesten tilastollisesti merkitsemättömän heikkoa suhdanteiden mukaista vaihtelua tukevan arvon. Näiden arvojen erotus on merkitsevä 10 % merkitsevyystasolla, mikä antaa tukea suhdannevaihtelun voimakkuuksien ja suunnan eroille.

**TAULUKKO 12: Sukupuolten eroja tarkastelevien mallien tulokset selitettäessä pääkomponentteja**

	Kaikki		Palvelut		Teollisuus	
	Within	Between	Within	Between	Within	Between
Miehet	-0,555*** (0,163)	0,029 (0,026)	-0,109 (0,200)	0,095' (0,055)	-0,993*** (0,222)	-0,022 (0,025)
Naiset	<0,000 (0,134)	0,018 (0,029)	0,296 (0,192)	-0,044 (0,040)	-0,674*** (0,187)	0,144** (0,048)
Sukupuol. erot	-0,236' (0,059)	-0,001 (0,057)	-0,363' (0,207)	0,181' (0,094)	-0,112 (0,161)	-0,182** (0,073)

' 10 % merkitsevyys, \* 5 % merkitsevyys, \*\* 1 % merkitsevyys, \*\*\* 0,1 % merkitsevyys. Suluissa keskivirheet. Malleissa on alakohtaiset kiinteät vaikutukset ja selittävä muuttujana työttömyys.

**TAULUKKO 13: Sukupuolten eroja tarkastelevien mallien tulokset selitettäessä korjauskomponentteja**

	Kaikki		Palvelut		Teollisuus	
	Within	Between	Within	Between	Within	Between
Miehet	-0,113** (0,038)	<0,000 (0,001)	-0,157' (0,084)	0,001 (0,002)	-0,040 (0,032)	<0,000 (0,001)
Naiset	-0,036 (0,031)	<0,000 (0,001)	-0,083' (0,043)	<0,000 (0,001)	0,080 (0,054)	0,001 (0,002)
Sukupuol. erot	-0,125** (0,047)	-0,001 (0,002)	-0,110 (0,080)	-0,001 (0,005)	-0,129* (0,055)	-0,002 (0,002)

' 10 % merkitsevyys, \* 5 % merkitsevyys, \*\* 1 % merkitsevyys, \*\*\* 0,1 % merkitsevyys. Suluissa keskivirheet. Malleissa on alakohtaiset kiinteät vaikutukset ja selittävä muuttujana työttömyys.

Koko talouden tasolla työssään pysyvien miesten palkat vaikuttavat liikkuvan suhdanteiden mukaisesti, mutta naisten palkat vaikuttavat olevan suhdanteista riippumattomia. Erotus on merkitsevä 10 % merkitsevyystasolla. Kokonaisuudessaan työssään pysyvien miesten palkkojen voimakkaammin suhdanteiden mukainen vaihtelu on aikaisemman kirjallisuuden mukaista. Esimerkiksi Solon et al. (1994) havaitsivat naisten palkkojen vaihtelevan suhdanteiden mukaisesti, mutta heikommin kuin miesten palkat. Palvelualoilla työssään pysyvien palkkojen vaihtelua selittävän parametrin päinvastaisen merkkiset estimaatit eri sukupuolille ovat kuitenkin yllättävä tulos.

Myös yksilöiden tekemien työtuntien muutoksen vaikutusta kuvaavien *between*-komponenttien parametrien estimaatit saavat selvästi sukupuolesta riippuvia arvoja. Teollisuudessa miehillä tehtyjen työtuntien muutoksen vaikutus vaikuttaa olevan tilastollisesti merkitsevästi suhdanteiden vastainen, mikä implikoi matalapalkkaisen työvoiman tekemien työtuntien määrän

kasvavan suhteessa korkeapalkkaisen työvoiman tekemien työtuntien määrään noususuhdanteissa. Naisilla vastaavan parametrin estimaatti sen sijaan on suhdanteiden mukaista vaihtelua implikoiva, itseisarvoltaan hyvin pieni ja tilastollisesti merkitsemätön. Myös estimaattien erotus on tilastollisesti merkitsevä.

Palvelualoilla *between*-komponenttien parametriestimaattien suunnat ovat päinvastaiset. Miesten itseisarvoltaan matala suhdanteiden mukaista vaihtelua tukeva estimaatti on tilastollisesti merkitsemätön, mutta naisten 10 % merkitsevyystasolla merkitsevä estimaatti sen sijaan tukee suhdanteiden vastaista vaihtelua. Komponenttien erotus on tilastollisesti merkitsevä, mutta vain 10 % merkitsevyystasolla.

Eri sukupuolten tekemien työtuntien suhdannevaihtelun hyvin erilaiset vaikutukset eri aloilla ovat mielenkiintoisia ja mahdollisesti aiemmin tutkimuksessa havaitsemattomia, koska käytetyt menetelmät eivät ole huomioineet eri sukupuolten eroja alakohtaisesti. Eroa selittävät todennäköisesti naisten ja miesten työpaikkajakaumien erot. Esimerkiksi Kauhanen ja Napari (2011) ovat huomioineet Suomessa eri sukupuolten jakautuvan eri aloille. Tämä on havaittavissa myös käytetyssä aineistossa: Vuosina 2005–2011 keskimääräisistä teollisuuden työtunneista naiset tekivät vain noin 25,9 prosenttia. Olisi kuitenkin yllättävää, jos sukupuolten väliset palkkaerot johtuisivat sukupuolesta. On todennäköisempää, että naisvaltaisissa työtehtävissä palkat vaihtelevat keskimäärin eri tavoin kuin miesvaltaisissa työtehtävissä.

Eri ammattiasemissa olevien palkkojen suhdannevaihtelun tarkastelu on hankalampaa, sillä käytettävissä olevassa aineistossa on 26 eri toimialaluokituksen sijaan tehty hajotelma vain sektoreittain: Teollisuudelle, palveluille, rakennuslalle ja julkiseen sektoriin. Vaikka tarkastelu aikaisemmissa osissa tätä työtä onkin ollut pääasiassa teollisuuteen ja palveluihin rajattua, käytettävissä on ollut joka periodilta lukuisia eri havaintoja. Koska ammattiasemat on jaettu kolmeen kategoriaan, on aineistossa jokaiselle sektorille kolme havaintoa vuotta kohden. Kategoriaan *ylin* kuuluvat johtajat ja erikoisasiantuntijat, kategoriaan *keski* asiantuntijat ja toimistohenkilöstö ja kategoriaan *alin* muut ammattiryhmät.

Taulukossa 14 on koko talouden, aiemmin mainituista syistä julkista sektoria lukuun ottamatta, aineistoilla lasketut tulokset ammattiasemien suhdannevaihtelun eroista. Taulukon tulokset ovat erotuksia. Tästä johtuen positiiviset tulokset voidaan tulkita niin, että sarakkeen ensimmäinen muuttuja on arvoltaan tuloksen verran suurempi kuin sarakkeen jälkimmäinen muuttuja. Vastaavasti negatiiviset arvot tulkitaan päinvastaisesti. Koska selittävänä muuttujana toimii työttömyys, tarkoittavat matalammat arvot sitä, että kyseisen ammattiryhmän kyseinen komponentti vaihtelee heikommin suhdanteiden mukaisesti – tai toisin sanoen voimakkaammin suhdanteiden vastaisesti. Vertailun kannalta on hyvä muistaa aikaisemmat taulukon 11 tulokset, joiden

mukaan koko yksityisen sektorin tasolla *within*-komponentin ja sen korjauskomponentin vaihtelu on melko voimakkaasti suhdanteiden mukaista (estimaatin arvo -0,345 *within*-komponentille ja -0,080 korjauskomponentille). *Between*-komponentin vaihtelu sen sijaan heikosti suhdanteiden vastaista (estimaatin arvo 0,025).

**TAULUKKO 14: Ammattiasemien välisiä eroja selittävien mallien tuloksia**

	Ryhmiä väliset erot			Erot keskiarvosta			Erot muihin ryhmiin		
	Ylin-Alin	Ylin-Keski	Keski-Alin	Alin	Keski	Ylin	Alin	Keski	Ylin
Within	-0,354 (0,364)	-0,321 (0,174)	-0,033 (0,385)	0,062 (0,135)	0,028 (0,259)	-0,293 (0,255)	0,001 (0,092)	-0,032 (0,294)	-0,353 (0,304)
Between	0,485* (0,195)	0,115 (0,126)	0,371' (0,208)	-0,161* (0,034)	0,210 (0,147)	0,325* (0,133)	-0,092' (0,047)	0,279 (0,162)	0,394* (0,161)
Korjausk. Within	-0,374* (0,130)	-0,362* (0,146)	-0,012 (0,109)	0,018 (0,050)	0,006 (0,067)	-0,356* (0,126)	-0,004 (0,040)	-0,016 (0,071)	-0,379* (0,135)

' 10 % merkitsevyys, \* 5 % merkitsevyys, \*\* 1 % merkitsevyys, \*\*\* 0,1 % merkitsevyys. Suluissa keskivirheet. Malleissa on alakohtaiset kiinteät vaikutukset ja selittävänä muuttujana työttömyys.

Tulokset estimoitiin myös sekä yksittäisille aloille, että pienemmille alakombinaatioille. Keskivirheet kuitenkin nousivat pääasiassa niin suuriksi, etteivät tulokset olleet mielekkäitä. Parametrien merkit pysyivät malleja aineiston osia käyttäen estimoidessa pääsääntöisesti samoina vaihtuen korkeintaan itseisarvoiltaan hyvin matalissa parametreissa, joten ainakin vaikutusten suunnan voidaan uskoa olevan yleistettävissä koko yksityiselle sektorille. Esimerkiksi palvelualoilla erot *within*-komponentin ja teollisuudessa *between*-komponentin vaihtelussa vaikuttavat olevan mahdollisesti keskimääräistä voimakkaampia. *Between*-komponentin korjauskomponenttia selittävien yhtälöiden tulokset jätettiin taulukoista pois, sillä arvot olivat tilastollisesti merkitsemättömiä ja itseisarvoiltaan erittäin pieniä.

*Within*-komponentin vaihtelua selittävien muuttujien tuloksista yhdenkään arvo ei ole tilastollisesti merkitsevä. Arvot sinänsä antavat kuitenkin hieman viitettä siitä, että korkeimmassa asemassa olevien palkat vaihtelevat keskimäärin huomattavasti voimakkaammin suhdanteiden mukaisesti kuin muiden työntekijöiden. *Between*-komponentin ja *Within*-komponentin korjauskomponentin vaihtelua selittävien parametrien estimaateissa havaitaan kuitenkin tilastollisesti merkitseviä eroja.

*Between*-komponentin erotuksen keskiarvosta saama arvo on alimmalle ammattiasemaryhmälle riittävän suuri ja riittävän merkitsevä, että voidaan melko varmasti sanoa komponentin vaihtelevan suhdanteiden mukaisesti. Ylimmän ammattiaseman *between*-komponentin vaihtelu vaikuttaa myös mahdollisesti olevan huomattavasti voimakkaampaa kuin edes keskimmäisen ammatti-aseman. Tuloksinallisesti tämä tarkoittaa sitä, että alimman

ammattiasemaryhmän sisällä korkeapalkkaiset tekevät keskiarvoa suuremman osuuden työtunneista noususuhdanteissa ja vähemmän laskusuhdanteissa, kun taas korkeimman ammattiasemaryhmän kohdalla tilanne on päinvastainen.

*Within*-komponentin korjaustermi, jonka negatiiviset arvot kuvaavat matalapalkkaisen työvoiman palkkojen korkeapalkkaisten palkkoja nopeampaa kasvuvauhtia, vaikuttaa korkeimman ammattiasemaryhmän osalta vaihtelevan huomattavasti muita ryhmiä voimakkaammin suhdanteiden mukaisesti. Tämä tarkoittaa, että noususuhdanteissa korkeapalkkaisten palkkojen kasvunopeus kasvaa suhteessa nopeammin kuin matalapalkkaisten. On myös mielenkiintoista huomioida, että korkeimman ammattiaseman *within*-komponentin korjauskomponentin on tuloksien perusteella yli viisinkertainen verrattuna keskimääräiseen verrattuna.

Tuloksien voidaan ajatella olevan ainakin jossain määrin samankaltaisia kuin Kilposen ja Santavirran (2011) tulokset. Kilponen ja Santavirta käyttivät selitettävänä muuttujana keskimääräistä tuntipalkkaa, johon sisältyy ylitöiden tavallista korkeamman palkan tuoma vaikutus suhteessa työsopimuksessa sovittuun palkkaan. Tästä johtuen *within*-komponentin ohella myös eri työtuntien vaihtelusta aiheutuvaa vaikutusta selittävän *between*-komponentin parametrien estimaattien voidaan ajatella olevan relevantteja vertailtaessa tuloksia, vaikkakin *between*-komponentin vaikutus palkkoihin kokonaisuudessaan on melko pieni.

Koulutuksen vaikutuksen työsopimusten määräytymiseen ohella Kilposen ja Santavirran tuloksista on huomattavissa, että palkkojen suhdannevaihtelu on voimakkaampaa korkeammin koulutetuille. On kohtuullista olettaa, että ammattiaseman ja koulutustason välillä on positiivinen korrelaatio, joten edellä esitellyt tulokset, erityisesti kun *between*-komponentti huomioidaan, ovat tältä osin ainakin hieman samankaltaisia kuin Kilposen ja Santavirran. Kilposen ja Santavirran keskittyminen teollisuuden aineistoon voi olla syynä sille, etteivät tulokset ole selvemmin samankaltaisia. Työsopimusten määräytymisestä eivät tulokset kuitenkaan luonnollisesti anna mitään informaatiota.

## 5.5 Yleisiä huomioita tuloksista

Malleja estimoidessa ihmetystä herättivät niiden varsin matalat  $R^2$ -selitysasteet. Kauhasen ja Malirannan (2012) Elinkeinoelämän Keskusliiton aineistoa selittävä malli sai työssään pysyvien palkkoja selittäessä selitysasteeksi 0,722 kun suhdanneindikaattorina käytettiin työttömyyttä. Tässä työssä miltei poikkeuksetta estimoitujen mallien selitysasteet olivat matalia, parhaimmillaankin vain noin 0,35–0,4. Tämä implikoi, että mallit selittivät selitettävän muuttujan vaihtelusta parhaimmillaankin vain noin 35–40 prosenttia.

On selvää, että erot selitysasteissa johtuvat aineistojen eroista. Aineistoissa on kaksi suurta eroavaisuutta: Toinen selvä eroavaisuus on aineistojen leveyssuunnassa. Tämän työn käyttämissä hajotelmissä jokaiselta vuodelta on useampia havaintoja, kun toisaalta Kauhasen ja Malirannan (2012) käyttämässä Elinkeinoelämän keskusliiton aineistossa havaintoja on vuosittain vain yksi. Esimerkiksi Tilastokeskuksen aineistoon perustuvassa yksilötason hajotelmassa on pelkästään teollisuus jaettu 14 toimialaan, joista jokaisesta on yksi havainto jokaiselta vuodelta. Aineiston leveyden ja selitysasteiden erojen perusteella voidaan olettaa, että vaikka eri teollisuudenalojen palkkojen vaihtelu on suhdanteiden mukaista, on alakohtainen palkkavaihtelu teollisuuden sisällä huomattavan heterogeenistä.

Epätodennäköisempänä selityksenä on huomioitavissa, että Elinkeinoelämän Keskusliiton aineisto alkaa vuodesta 1980, kun toisaalta käytetyt yksilötason aineistot alkavat aikaisimmillaankin vasta vuodesta 1996. On mahdollista, että palkkojen vaihtelu on ollut ennen 1990-luvun puoliväliä paremmin selitettävissä suhdannevaihteluilla kuin sen jälkeen. Tämä selitys kuitenkin vaatisi, että selitysaste putoaisi huomattavasti tämän työn käyttämällä aineistolla.

Estimoitaessa Kauhasen ja Malirannan käyttämällä Elinkeinoelämän Keskusliiton aineistolla malli, jossa aineisto rajataan vuosiin 2006–2010, huomataan kuitenkin, että selitysaste nousee entisestään, mikä ei tue hypoteesia aineistojen ajanjaksojen erojen voimakkaasta vaikutuksesta mallien selitysasteisiin. Vaikka selitettävällä aikaperiodilla on miltei varmasti jonkinlaista merkitystä selitysasteeseen, on havaintojen aggregoinnin purkamisen tuoma vaikutus selityksenä uskottavampi. Vaikka selitysasteiden eroja voidaankin selittää, ei se kuitenkaan muuta sitä faktaa, että selitysasteet ovat melko matalat. Onkin vain hyväksyttävä, etteivät mallit kykene selittämään parhaimmillaankaan kuin noin kaksi viidennestä palkkojen vaihtelusta.



## 6 JOHTOPÄÄTÖKSET

Reaalipalkkojen suhdannevaihtelua käsittelevä kirjallisuus on kehittynyt huomattavasti Dunlopin (1938) ja Tarshiksen (1939) korrelaatiotarkastelusta. Pitkän kehityksen taustalta löytyy sekä menetelmien kehittymistä, jota on havaittavissa varsinkin dynaamisia makrotaloudellisia malleja estimoivassa kirjallisuudenhaarassa, että myös aineistojen kehittymistä, mitä erityisesti mikrotaloudellinen kirjallisuudenhaara hyödyntää. Kirjoitushetkellä 75-vuotisen kehityksen taustatekijänä tietokoneiden yleistymisen tuomaa laskentatehoa ei voida myöskään unohtaa.

Makrotaloustieteen teorioiden kehitykseen vaikuttanut kirjallisuus on tuottanut kuitenkin vuosien saatossa huomattavan vaihtelevia tuloksia. Aggregaattiaineistoja käyttävä tutkimus on pääsääntöisesti tuottanut tuloksia, jotka tukevat joko suhdanteiden vastaista reaalipalkkojen vaihtelua tai ei tue reaalipalkkojen suhdannevaihtelua ollenkaan. Paneeliaineistoja käyttävä tutkimus sen sijaan on pitkälti tuottanut päinvastaisia tuloksia reaalipalkkoista, jotka vaihtelevat suhdanteiden mukaisesti.

Syitä eroille tuloksissa on monia. Niistä ajanjakson vaikutus on yksi selkeimmistä, sillä vuoden 1970 jälkeen jopa reaalisten aggregaattipalkkojen on huomattu vaihtelevan suhdanteiden mukaisesti varsin konsistentisti. Myös mallien eroilla on kuitenkin merkitystä: Esimerkiksi makrotaloustieteen aikasarjoja lukuisia viivästettyjä havaintoja käyttäen tarkasteleva tutkimus on löytänyt tuoreemmistakin aineistoista todisteita reaalipalkkojen ja esimerkiksi työllisyyden negatiivisesta yhteydestä. Näitä tuloksia on kuitenkin aihetta tulkita enemmänkin pidemmän välin vaikutussuhteina kuin suhdannevaihtelun tuloksina.

Tässä työssä estimoitiin malleja, joilla selitettiin aggregaattipalkan ja työssään pysyvien keskimääräisten palkkojen suhdannevaihtelua, sekä työmarkkinoiden rakennemuutokseen liittyviä tekijöitä, jotka selittävät aggregaattipalkan ja työssään pysyvien palkkojen vaihtelun eroja. Tuloksia tarkasteltiin sekä työpaikkojen että yksilöiden tasolla sekä toimialojen, sukupuolten ja ammattiasemien erojen kannalta. Estimointi toteutettiin

estimoimalla varsin yksinkertaisia regressioyhtälöitä painotetulla pienimmän neliösumman menetelmänä. Mallit pohjautuivat Kauhasen ja Malirannan (2012) esittelemän kaltaiseen hajotelmaan, joka jakaa palkkojen muutoksen työmarkkinoiden rakennemuutoksen vaikutuksiin sekä työssään pysyvien palkkojen kasvuun.

Kokonaisuudessaan tulokset olivat sekä työpaikkataso että yksilötason aineistoilla samansuuntaisia kuin aikaisemmassa kirjallisuudessa. Reaalipalkkojen havaittiin erityisesti teollisuudessa vaihtelevan suhdanteiden mukaisesti ja voimakkaammin kuin aggregaattipalkkojen. Palvelualoilla sen sijaan saatiin pääsääntöisesti tilastollisesti merkitsemättömiä tuloksia, jotka kuitenkin antoivat viitteitä suhdanteiden vastaisesta palkkojen vaihtelusta, mikä ei ole yhtä selvästi aikaisemman kirjallisuuden mukaista: Esimerkiksi Shin (1994) sai suhdanteiden mukaista vaihtelua tukevia estimaatteja miltei koko palvelualalle isobritannialaisella aineistolla.

Myös rakennemuutoksen vaikutuksen aggregaattipalkkojen vaihteluun havaittiin olevan pääsääntöisesti aikaisemman kirjallisuuden mukaista. Rakennemuutos heikentää aggregaattipalkan suhdanteiden mukaista vaihtelua. Teollisuudessa tämä tarkoitti yksinkertaisesti vaihtelun voimakkuuden heikentymistä, mutta palvelualoilla estimaatit olivat tulkittavissa myös suhdanteiden vastaisen vaihtelun voimakkuuden kasvuksi. Poikkeuksena muuten samansuuntaisiin estimaatteihin, työpaikkatasolla rakennemuutoksen vaikutus palvelualojen aggregaattipalkan vaihteluun vaikutti kuitenkin päinvastaiselta, eli suhdanteiden mukaisen vaihtelun voimakkuutta laskevalta.

Työpaikkatasolla aggregaattipalkan ja työssään pysyvien palkan vaihtelun ero syntyy todennäköisimmin työpaikkojen suhdanteiden vastaisesta tehtyjen työtuntien muutoksesta, vaikka estimaattien merkitsevyys riippuukin selvästi suhdanneindikaattorista ja toimialasta. Estimaatti on myös sekä voimakkaammin merkitsevä että itseisarvoltaan suurempi myöhemmillä aikaperiodeilla. Myös työpaikkojen työmarkkinoilta poistumista mittaava parametri saa usein tilastollisesti merkitseviä, mutta työpaikkojen määrän nettovaihtelun merkitsevyys ei ole yhtä konsistenttia ja sen voimakkuus on varsin pieni. Yksilötasolla yksilöiden tekemien työtuntien muutoksen vaikutus aggregaattipalkan vaihteluun on pieni, vaikkakin tilastollisesti merkitsevästi suhdanteiden vastainen. Sen sijaan yksilöiden työttömyyden ja työllisyyden välillä syntyvän liikkeen nettovaikutus on huomattavan voimakkaasti suhdanteiden vastaista, laskien aggregaattipalkan suhdannevaihtelun voimakkuutta huomattavasti.

Koska regressiomallien parametriestimaatit kuvaavat koko aineiston keskiarvoja tiettyjen muuttujien vaikutukselle selitettävään muuttujaan, jää yksilötason aineistossakin havaitsematta eroja erilaisten henkilökohtaisten ominaisuuksien vaikutuksesta palkkojen vaihteluun. Tässä työssä tarkasteltiin ammattiaseman ja sukupuolen vaikutusta palkkojen suhdannevaihteluun sekä rakennemuutoksen vaikutuksiin aggregaattipalkkaan. Sukupuolen huomattiin

pääsääntöisesti laskevan palkkojen suhdannevaihtelun voimakkuutta sekä työtuntimäärien muutoksien vaikutuksen aggregaattipalkkaan voimakkuutta. Kuten aikaisemmassa kirjallisuudessa, naisten palkkojen huomattiin vaihtelevan heikommin suhdanteiden mukaisesti kuin miesten.

Ammattiasemia tarkasteltaessa huomattiin korkeimman ammattiasemaryhmän, johtajien ja erikoisasantuntijoiden, aggregaattipalkkaan vaikuttavan työtuntien määrän muutoksen olevan suhdanteiden vastaista varsin voimakkaalla arvolla, kun taas matalimmalla ryhmällä vaihtelu on jopa heikosti suhdanteiden myötäistä. Estimaattien arvojen perusteella vaikuttaa myös siltä, että aikaisemman kirjallisuuden tuloksien mukaisesti ammattiasema vaikuttaisi palkkojen suhdannevaihteluun niin, että korkeimmassa ammattiasemassa palkkojen vaihtelu olisi voimakkaimmin suhdanteiden mukaista. Estimaatit eivät kuitenkaan olleet tilastollisesti merkitseviä. Jää arvailun varaan, olisiko tilanne toinen, mikäli aineisto olisi laajempi.

Kokonaisuudessaan työn tulokset osoittavat selviä eroja sekä eri toimialojen, eri ammattiasemien että eri sukupuolien keskimääräisten palkkojen käyttäytymisessä. Tulokset avaavat kuitenkin huomattavan määrän uusia kysymyksiä siitä, mistä erot syntyvät. Toimialojen tasolla tarkastellessa etenkin palvelualojen sekä teollisuuden väliset erot vaikuttivat huomattavan suurilta. Voi olla, että esimerkiksi jotkut palvelualat reagoivat viennin supistumisesta syntyviin talouden shokkeihin viiveellä, koska vienti vaikuttaa niiden menestykseen vain välillisesti muun kotimaisen talouden supistuessa. Tällaisten erojen tutkiminen olisi mielekästä erityisesti vielä tarkemmalla alajaottelulla, sillä jo tässä työssä käytetyllä aineistolla huomattiin sekä teollisuuden että palvelualojen rajaamisen muuttavan tuloksia selvästi. Karkea alojen luokittelu teollisuuteen ja palvelualoihin saattaa jättää piiloon joitain alojen palkkavaihtelun kannalta oleellisia tekijöitä.

Toinen kiinnostava kysymys tulevalle tutkimukselle on henkilökohtaisten tekijöiden yhteys reaali-palkan suhdannevaihtelun eroihin. Tässä työssä tarkasteltujen tekijöiden ohella kiinnostavia tekijöitä voivat olla esimerkiksi asuinympäristö, siviilisääty, työsuhteen tyyppi, lasten lukumäärä tai äidinkieli. Tämän työn aineistoina toimineiden hajotelmien pohjana toimiva Tilastokeskuksen FLEED-aineisto sisältää myös lukuisia muita enemmän tai vähemmän tavanomaisia muuttujia, jotka saattavat olla yhteydessä eroihin reaali-palkkojen suhdannevaihtelussa. Estimointimenetelmiä hieman muokkaamalla olisi myös mahdollista johtaa tutkimusta aluetaloustieteen suuntaan tarkastelemalla esimerkiksi alueiden välisen muutoksen vaikutusta eri alueiden keskimääräisiin palkkatasoihin.

Edellä mainittujen seikkojen tutkimista voitaisiin lähestyä kahdella tavalla. Yksinkertaisempi vaihtoehto olisi käyttää tässäkin työssä käytetyn kaltaisia hajotelmia, joissa havainnot on jaettu eri henkilökohtaisten ominaisuuksien mukaan tai joissa eri toimialat on luokiteltu tarkemmin. Toinen vaihtoehto olisi käyttää Tilastokeskuksen FLEED- ja palkkarakenneaineistoja

ilman hajotelman tekemistä ja lähestyä estimointia esimerkiksi Devereuxin ja Hartin (2006) käyttämällä menetelmällä. Tämän kirjallisuudessa useammin käytetyn menetelmän käyttäminen olisi siltä osin mielenkiintoista, että sitä käyttäessä samalla aineistolla voitaisiin havaita, kuinka paljon eri menetelmin saadut tulokset eroavat toisistaan tässä tapauksessa. Menetelmävalinnasta riippumatta on selvää, että Tilastokeskuksen aineistot ovat vuosittaisien havaintojen osalta erittäin kattavat, eikä reaali-palkkojen suhdannevaihtelun tarkastelu lukuisista eri näkökulmista tuottane ongelmia niitä käytettäessä.

## LÄHTEET

- Abraham, K. & Haltiwanger, J. (1995): "Real Wages and the Business Cycle". *Journal of Economic Literature*, vol. 38, s. 1215-1264
- Anger, S. (2011): "The Cyclicalities of Effective wages Within Employer-Employee Matches in a Rigid Labor Market", *Labour Economics*, vol. 18, s. 786-797
- Asplund, R., Barth, E., Lundborg, P. and Nilsen, K.M. (2011): "Polarization of the Nordic Labour Markets", *Finnish Economic Papers* 24, s. 87-110.
- Autor, D., Katz, L. & Kearney, M. (2006): "The Polarization of the U.S. Labor Market". *American Economic Review*, vol. 96, no. 2, s. 189-194
- Autor, D., Levy, F. & Murnane, R. (2003): "The Skill Content of Recent Technological Change: An Empirical Exploration". *Quarterly Journal of Economics*, vol. 118, no. 4, s. 1279-1333
- Barro, R. & King, R. (1984): "Time-separable preferences and intertemporal substitution models of business cycles". *Quarterly Journal of Economics*, no. 99, vol. 4, s. 817-839.
- Bils, M. (1985): "Real Wages over the Business Cycle: Evidence from Panel Data". *Journal of Political Economy* vol. 95, no. 4 s. 666-689
- Blanchflower, D.G. & Oswald, A.J. (1990): "The Wage Curve". *Scandinavian Journal of Economics* 92(2), s. 215-235
- Blanchflower, D.G. & Oswald, A.J. (1995): "An Introduction to the Wage Curve". *The Journal of Economic Perspectives*, vol. 9, no. 3, s. 153-167
- Bodkin, R. (1969): "Real Wages and Cyclical Variations in Employment: A Re-examination of the Evidence". *Canadian Journal of Economics*, vol. 2, no. 3, s. 353-374
- Bound, J. & Johnson, G. (1992): "Changes in the Structure of Wages During the 1980's: An Evaluation of Alternative Explanations". *American Economic Review*, vol. 82, s. 371-392
- Campbell, C. (1993): "Do Firms Pay Efficiency Wages? Evidence with Data at the Firm Level", *Journal of Labor Economics*, vol. 11, no. 3, s. 442-470
- Campbell, C. and Orszag, J.M (1998): "A model of the wage curve". *Economics Letters*, vol. 59, issue 1, s. 153-167
- Card, D. & DiNardo, J. (2002): "Skill-Biased Technological Change and Rising Wage Inequality: Some Problems and Puzzles". *Journal of Labor Economics*, vol. 20, no. 4, s. 733-783
- Carneiro, A. & Portugal, P. (2007): "Workers' Flows and Real Wage Cyclicalities". *IZA Discussion Paper*, no. 2604
- Cervini-Plá, M., Silva, J. & López-Villavicencio, A. (2013): "The heterogeneous cyclicalities of real wages: Evidence from wage groups in economic expansions and recessions". <http://www.alde.es/encuentros/trabajos/c/pdf/296.pdf>
- Chirinko, R. (1980): "The Real Wage Rate Over the Business Cycle". *Review of Economics and Statistics*, vol. 62, no. 3, s. 459-462
- Coleman, T. (1984): "Essays on Aggregate Labor Market Business Cycle Fluctuations.", *Väitöskirja*, University of Chicago. Viitattu artikkelissa Keane, M., Moffitt, R. & Runkle, D. (1988), s. 1233 sekä Solon, Barsky & Barker (1994), s. 19.

- Croux C, Forni M, Reichlin L (2001): "A Measure of Comovement for Economic Variables: Theory and Empirics." *Review of Economics and Statistics* no. 83, s. 232-241
- Davis, S. & Haltiwanger, J. (1990): "Gross Job Creation and Destruction: Microeconomic Evidence and Macroeconomic Implications". *NBER Macroeconomics Annual* 1990, vol. 5, s. 123-186.
- Devereux, P. (2001): "The Cyclicalities of Real Wages within Employer-Employee Matches" *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 54, no. 4, s. 835-850
- Devereux, P. & Hart, R. (2006): "Real Wage Cyclicalities of Job Stayers, Within-Company Job Movers and Between-Company Job Movers" *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 60, no. 1, s. 105-119
- Dunlop, J. (1938): "The Movement of Real and Money Wage Rates". *Economic Journal*, vol. 48, no. 191, s. 413-434
- Gali, J. (1999), "Technology, Employment, and the Business Cycle: Do Technology Shocks Explain Aggregate Fluctuations?" *American Economic Review* no. 8, s. 249-271
- Geary, P. & Kennan, J. (1982): "The Employment-Real Wage Relationship: An International Study". *Journal of Political Economy*, vol. 90, no. 4, s. 854-871.
- Geweke, J., Meese, R. & Dent, W. (1983): "Comparing Alternative Tests of Causality in Temporal Systems", *Journal of Econometrics*, no. 20, s. 161-194.
- Goos, M, Manning, A. & Salomons, A. (2009): "Job Polarization in Europe". *American Economic Review*, vol. 99, no. 2, s. 58-63
- Hart, R., Malley, J. & Woitek, U. (2009): "Real Earnings and Business Cycles: New Evidence". *Empirical Economics*, vol. 37, no. 1, s. 51-71.
- Haugh, L. (1976): "Checking the Independence of Two Covariance-Stationary Time Series: A Univariate Residual Cross-Correlation Approach". *Journal of American Statistics Association*, no. 71, s. 378-385.
- Heckman, J. (1984): "Shadow Prices, Market Wages and Labor Supply", *Econometrica*, no. 42, s. 679-694.
- Heckman, J. & Sedlacek, G. (1985): "Heterogeneity, Aggregation, and Market Wage Functions: An Empirical Model of Self-Selection in the Labor Market". *Journal of Political Economy*, vol. 93, no. 6, s. 1077-1125
- Kandil, M. & Woods, J. (2002): "Employment composition and the cyclical behavior of the aggregate real wage". *Applied Economics*, 34, s. 689-708
- Kauhanen, A. & Maliranta, M. (7.12.2012): "Micro-components of Aggregate Wage Dynamics". *ETLA Working Papers No 1*. <http://pub.etla.fi/ETLA-Working-Papers-1.pdf>
- Kauhanen, A. & Napari, S. (2011): "Sukupuolten palkkaerot ja segregointi". *Ajankohtaista taloudessa ja tutkimuksessa* 2/2011, ETLA. [http://www.etla.fi/to/att/julkaisut/2011/Etla\\_ATT\\_2011\\_02.pdf](http://www.etla.fi/to/att/julkaisut/2011/Etla_ATT_2011_02.pdf)
- Keane, M., Moffitt, R. & Runkle, D. (1988): "Real Wages over the Business Cycle: Estimating the Impact of Heterogeneity with Micro Data". *Journal of Political Economy*, vol. 96, no. 6, s. 1232-1266
- Keane, M. & Prasad, E. (1993): "Skill Levels and the Cyclical Variability of Employment, Hours and Wages", *International Monetary Fund Staff Papers*, vol. 40, no. 4, s. 711-743
- Kennan, J. (1988): "Equilibrium Interpretations of Employment and Real Wage Fluctuations", *NBER Macroeconomics Annual*, vol. 3, s. 157-216.
- Keynes, J. (1936): "The General Theory of Employment, Interest and Money". Lontoo: Macmillan.
- Kilponen J. & Santavirta T (2010): "New Evidence of Implicit Contracts from Linked Employer Employee Data", *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 112, no. 4, s. 864-883
- Kuh, E. (1966): "Unemployment, Production Functions, and Effective Demand". *Journal of Political Economics*, vol. 74, s. 238-49.
- Kydland, F. & Prescott, E. (1982): "Time to Build and Aggregate Fluctuations." *Econometrica*, vol. 50, s. 1345-1370.
- Long, J. & Plosser, C. (1983): "Real Business Cycles". *Journal of Political Economy*, vol. 91, no. 1, s. 39-69.

- Lucas, R.: (1976) "Econometric Policy Evaluation: A Critique". Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, no. 1, s. 19-46.
- Lucas, R. (1977): "Understanding Business Cycles". *Journal of Monetary Economics*, 5, s. 7-29
- Malley, J., Muscatelli, V. A. & Woitek, U. (2003): "Real Business Cycles, Sticky Wages or Sticky Prices? The impact of technology shocks on US manufacturing". *European Economic Review*, no. 49, s. 745-760
- Mankiw, G. (1985): 'Small menu costs and large business cycles: a macroeconomic model of monopoly'. *Quarterly Journal of Economics* 100, s. 529-539
- Manning, A, & Goos, M. 2007. "Lousy and Lovely Jobs: The Rising Polarization of Work in Britain". *Review of Economics and Statistics* 89, s. 118-133.
- Martins, P. (2007): "Heterogeneity in Real Wage Cyclicalilty". *Scottish Journal of Political Economy*, vol. 54, no. 5, s. 684-698
- McCallum, B. (1990): "Real Business Cycle Models". NBER Working Paper, no. 2480
- Myatt, A. (1985): "The Real Wage Employment Relationship: A Comment on the Time-series Approach". *Applied Economics*, no. 17, s. 947-953
- Neftçi, S. (1979): "A Time-Series Analysis of the Real Wages-Employment Relationship". *Journal of Political Economy*, vol. 86, no. 2, s. 281-291
- Okun, A. (1973): "Upward Mobility in a High-Pressure Economy", *Brookings Papers on Economic Activity*, no. 1, s. 207-252
- Otani, I. (1978): "Real Wages and Business Cycles Revisited". *The Review of Economics and Statistics*, vol. 60, no. 2, s. 301-304
- Parker, J. & Vissing-Jorgensen, A. (2010): "The Increase in Income Cyclicalilty of High-Income Households and its Relation to the Rise in Top Income Shares,". NBER Working Papers 16577
- Pehkonen, J. (1999): "Real Wages-Employment Relationship in Finnish Manufacturing: A VAR Approach". *Applied Economics*, no. 23, s. 1559-1568
- Peng, F. & Siebert W. S. (2008): "Real Wage Cyclicalilty in Italy". *Labour* 22 (4), s. 569-591
- R Core Team (2013): "R: A language and environment for statistical computing." R Foundation for Statistical Computing, Wien, Itävalta. <http://www.R-project.org/>
- Roy, A. (1951): "Some Thoughts on the Distribution of Earnings.", *Oxford Economics Papers* 3, s. 135-146
- Sargent, T. (1978): "Estimation of Dynamic Labor Demand Schedules Under Rational Expectations," *Journal of Political Economy*, no. 86, vol. 6, s. 1009-1044.
- Shin, D. (1994): "Cyclicalilty of Real Wages Among Young Men", *Economics Letters*, no. 46, s. 137-142
- Solon, G., Barsky, R. & Parker, J. A. (1994): "Measuring the Cyclicalilty of Real Wages: How Important is Composition Bias". *Quarterly Journal of Economics*, vol. 109, no. 1, s. 1-25
- Solon, G., Whatley, W. & Stevens, A.N.: (1997): "Wage Changes and Intrafirm Job Mobility over the Business Cycle: Two Case Studies" *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 50, no. 3, s. 402-415.
- Stockman, A. (1983): "Aggregation Bias and the Cyclical Behavior of Real Wages", *julkaisematon artikkeli, viitattu Solon et al. (1994)*
- Sumner, S. & Silver, S. (1989): "Real Wages, Employment and the Phillips Curve". *Journal of Political Economy* vol. 97, no. s. 706-720
- Swanson, E. (2007): "Real Wage Cyclicalilty in the Panel Study of Income Dynamics". *Scottish Journal of Political Economy*, Vol. 54, Issue 5, s. 617-647
- Tarshis, L. (1939): "Changes in Real and Money Wages". *The Economic Journal*, vol. 49, no. 193, s. 150-154.
- Tervala, J. (2010): "Makrotaloustiede ja DSGE-mallit", *Kansantaloudellinen aikakauskirja*, 106. vsk, s. 271-286
- Wilson, B. (1997): "Movements of Wages Over the Business Cycle: An Intra-Firm View". *Federal Reserve Board Working Paper*, <http://www.federalreserve.gov/PUBS/FEDS/1997/199701/199701pap.pdf>