



**TURUN
YLIOPISTO**
Kauppakorkeakoulu

Ammattiliittojen palkkapreemio yksityisellä ja julkisella sektorilla

Taloustieteen kandidaatintutkielma

Laatija:

Adalmiina Syynimaa

Ohjaaja:

KTT Timo Virtanen

4.12.2025

Turku

Opiskelijan lausunto tekoölyn käytöstä tähän tutkielmaan liittyen:

En ole käyttänyt tekoölyä hyödyntäviä työkaluja tätä tutkielmaa kirjoittaessani.

Olen käyttänyt tekoölyä hyödyntäviä työkaluja tätä tutkielmaa kirjoittaessani. Tämä käyttö on dokumentoitu tutkielman liitteessä. Vakuutan, että tekoölyä käytettiin yliopiston ohjeistuksen mukaisella tavalla.

Turun yliopiston laatujärjestelmän mukaisesti tämän julkaisun alkuperäisyys on tarkastettu Turnitin OriginalityCheck -järjestelmällä.

Kandidaatintutkielma

Oppiaine: Taloustiede

Tekijä: Adalmiina Ssynimaa

Otsikko: Ammattiliittojen palkkapremio yksityisellä ja julkisella sektorilla

Ohjaaja: KTT Timo Virtanen

Sivumäärä: 35 sivua

Päivämäärä: 4.12.2025

Ammattiliitoilla on teollistumisen jälkeisessä historiassa ollut keskeinen rooli työmarkkinaosapuolena. Nykyään ammattiliittojen rooli on varsin yhteiskuntasidonnainen, mutta niillä on edelleen useissa maissa ympäri maailmaa merkittävä rooli työmarkkinatoimijana. Eräs paljon tutkimuskirjallisuutta kerännyt näkökulma ammattiliittojen toiminnassa on niiden jäsenilleen tuottama palkkapremio, eli lisäpalkka, jonka ei voida katsoa kertyneen muusta syystä kuin kuulumisesta ammattiliittoon.

Ammattiliittojen palkkapremion teoreettista perustaa selittää muun muassa Nashin neuvotteluteoria sekä Oswaldin teoria työntekijöiden palkkatason määräytymisen vaihtumisesta työntarjontakäyrältä ammattiliiton indifferenssikäyrälle. Tässä tutkielmassa käsitellyt empiiriset tutkimukset saavat tuloksekseen ammattiliittojen aiheuttavan jäsenilleen palkkapremiota. Kun tarkastellaan sektorikohtaista palkkapremiota, tutkimukset ovat paikoitellen saaneet eriäviä tuloksia, mutta valtaosa käsitellyistä julkaisuista toteaa ammattiliittojen aiheuttavan yksityisellä sektorilla korkeampaa palkkapremiota kuin julkisella sektorilla. Tätä tutkimustulosta perustellaan empiirisissä julkaisuissa muun muassa ammattiliittojen neuvottelemien sopimusten pidemmällä kestolla ja siten pienemmällä reagoinnilla suhdannevaihteluihin. Muita perusteluja ovat piilomuuttajat ja valikointumisharha, kun erilaiset ominaisuudet omaavat työntekijät hakeutuvat eri sektoreille. Tutkimuskirjallisuudesta ei löydy tällä hetkellä teoriaa, joka pystyisi uskottavasti perustelemaan ammattiliittojen palkkapremion sektorikohtaisia eroja.

Aihepiirin tutkimiseen luo haastetta niin kontrolloitujen muuttujien ja mallien vaihtelu, erilaiset yhteiskuntajärjestelmät, eri aikaikkunoiden käyttö kuin myös rajallinen sektoreittain tuotettu tutkimusnäyttö. Myös mahdolliset yleissitovat työehtosopimukset vaikeuttavat osaltaan ammattiliittojen jäsenilleen tuottaman palkkapremion erittelyä. Näiden yleissitovien työehtosopimusten vuoksi aihepiiriä ei ole suomalaisilla työmarkkinoilla tutkittu, eikä tämän tutkielman tuloksia voidakaan luotettavasti siirtää Suomen kontekstiin.

Avainsanat: Ammattiliittojen palkkapremio, julkinen sektori, yksityinen sektori, työmarkkinat.

SISÄLLYS

1	Johdanto	6
2	Teoria	8
	2.1 Ammattiliittojen palkkapreemio -malli	8
	2.2 Nashin neuvotteluratkaisu	10
3	Empiria	13
	3.1 Etelä-Afrikan työmarkkinoita koskevat tutkimustulokset	13
	3.2 Kiinan työmarkkinoita koskevat tutkimustulokset	16
	3.3 Iso-Britannian työmarkkinoita koskevat tutkimustulokset	19
	3.4 Yhdysvaltojen työmarkkinoita koskevat tutkimustulokset	22
4	Johtopäätökset	28
5	Yhteenveto	30
	Lähteet	32

KUVIOT

Kuva 1. Ammattiliiton jäsenilleen neuvottelema optimipalkkataso. (Oswald, 1982)	9
Kuva 2. Kahden sektorin malli. (Oswald, 1982)	10
Kuva 3. Palkkojen logaritmit sektoreittain. (Kerr & Wittenberg, 2021)	14
Kuva 4. Ammattiliittojen palkkapreemion estimaatteja. (Kerr & Wittenberg, 2021)	18
Kuva 5. Yksityisen sektorin palkkapreemion kehitys. (Blanchflower & Bryson, 2004)	24

TAULUKOT

Taulukko 1. Ammattiliittojen palkkapreemion estimaatteja. (Blanchflower & Bryson, 2010)	20
Taulukko 2. Järjestäytyneiden ja ei-järjestäytyneiden työntekijöiden palkkojen erotuksia. (Blanchflower & Bryson, 2004)	24
Taulukko 3. Julkisen sektorin ammattiliittojen palkkapreemion estimaatteja. (Bahrami ym., 2008)	26

1 Johdanto

Ammattiliitoilla on historiassa ollut merkittävä rooli työmarkkinaosapuolena. Ensimmäiset ammattiliitot syntyivät Iso-Britanniassa 1800-luvulla teollistumisen yhteydessä pyrkimyksenään parantaa tehdastyöläisten työoloja. (Taylor, 2025). Tänä päivänä niiden rooli ja vaikutusvalta on sidoksissa yhteiskuntaan ja työmarkkinajärjestelmään, mutta useissa niin teollistuneissa kuin teollistuvissa maissa ammattiliitot ovat edelleen merkittäviä yhteiskunnallisia toimijoita. Viime vuosikymmeninä ammattiliittojen jäsenmäärät ovat kuitenkin olleet systemaattisesti laskussa ympäri maailmaa, (Fang & Hartley, 2022) minkä vuoksi niiden murroksessa olevasta roolista on käyty paljon yhteiskunnallista keskustelua.

Palkkapreemiolla tarkoitetaan tietyn ominaisuuden tai taidon tuomaa lisäpalkkaa työntekijälle. Tällaisia voivat olla esimerkiksi koulutuksen, sukupuolen tai kielitaidon palkkapreemio. (The Impact Investor, 2021). Ammattiliiton palkkapreemiolla tarkoitetaan sitä teoreettista lisäpalkkaa, jonka järjestäytynyt työntekijä saa verrattuna ei-järjestäytyneeseen työntekijään. (Fang & Hartley, 2022)

Ammattiliittojen rooli määrittäytyi pitkälti työmarkkinajärjestelmän mukaan. Suomessa työmarkkinoihin liittyvistä asioista on perinteisesti sovittu niin sanotusti kolmikantaisesti. Tällöin sopimusta ovat luomassa työnantajakeskusjärjestöt, työntekijäkeskusjärjestöt sekä Suomen hallitus. (Työelämän pelisäännöt, 2025). Yksityiskohtaisemmista työehtosopimuksista työnantajien liitto ja työntekijöiden ammattiliitto neuvottelevat keskenään. Yleissitovissa työehtosopimuksissa määritellään määräjaksiksi raamit tietyille alalle esimerkiksi koskien minimipalkkaa ja työaika. Tätä sopimusta joutuvat noudattamaan myös ne työnantajat, jotka eivät kuulu työnantajaliittoihin. (Suomi.fi-verkkotoimitus, 2025). Näiden yleissitovien työehtosopimusten takia varsinaista ammattiliittojen palkkapreemiota ei Suomen kontekstissa ole tutkittu. Kun ammattiliittojen neuvottelemat työehtosopimukset vaikuttavat myös ei-järjestäytyneisiin työntekijöihin, on huomattavasti vaikeampaa erotella selkeää järjestäytymisestä peräisin olevaa palkkapreemiota. Siksi tämä tutkielma perehtyy sellaisten maiden tutkimustuloksiin, joissa ammattiliitot toimivat pääasiassa yritys- tai toimialakohtaisesti eivätkä solmi yleissitovia työehtosopimuksia.

Tämä tutkielma käsittelee ammattiliittojen palkkapreemiota yksityisellä ja julkisella sektorilla kirjallisuuskatsauksen keinoin. Tutkielma pyrkii muodostamaan yleiskuvan siitä, aiheuttavatko ammattiliitot palkkapreemiota, ja jos kyllä, niin onko sen suuruudessa eroja yksityisen ja julkisen sektorin välillä. Tavoitteena on lisäksi käsitellä teorian ja empiirisen näytön perusteella syitä

mahdolliselle palkkapreemiolle ja sen sektorikohtaisille eroille. Tutkimuskysymyksiin pyritään vastaamaan olemassa olevan tutkimuskirjallisuuden perusteella. Tulosten yleistettävyyden parantamiseksi tutkielmaan on valittu vertaisarvioituja tutkimuksia eri puolilta maailmaa, erilaisista talouksista ja yhteiskunnista. Tällä pyritään havainnollistamaan, onko ammattiliittojen palkkapreemio universaali ilmiö vai ilmeneekö se esimerkiksi vain tietyssä työmarkkinaympäristössä. Käsiteltävien tutkimusten valintaan on vaikuttanut myös tutkimusnäytön puute. Ammattiliittojen palkkapreemiota on taloustieteessä käsitelty laajalti, mutta useimmat tutkimukset käsittelevät joko koko työmarkkinaa tai pelkästään yksityistä sektoria. Sekä yksityistä että julkista sektoria käsittelevää tutkimusnäyttöä on rajatusti, mikä olennaisesti vaikutti tässä tutkielmassa käsiteltävien tutkimusten valintaan.

Tutkielma pyrkii kokoamaan yhteen tutkimustietoa, jota omaa järjestäytymisstatustaan pohtiva työntekijä voi hyödyntää päätöksenteossaan. Ammattiliittoissa ja palkansaajajärjestöissä työskenteleville tutkielma tarjoaa arvokasta tietoa, jonka avulla toimijat voivat kehittää esimerkiksi viestintäänsä. Työnantajajärjestöjä tutkielma voi auttaa ymmärtämään neuvottelutilanteiden dynamiikkaa ja siten auttaa heitä kehittämään neuvottelustrategioitaan. Tutkielma voi lisäksi toimia hyvänä yleisteoksena tutkijoille, jotka mahdollisesti harkitsevat aiheen jatkotutkimista esimerkiksi Suomen työmarkkinoilla.

Tutkielma alkaa teoriaosuudella, jossa käsitellään ammattiliittojen palkkapreemion teoreettista perustaa sekä Nashin neuvotteluratkaisua ja sen soveltamista palkkaneuvotteluihin. Luvussa 3 perehdytään aihealueen empiiriseen tutkimusnäyttöön. Luvussa 4 tehdään empiiristen tutkimusten pohjalta johtopäätökset, käsitellään niiden yhteyttä tutkielman teoriapohjaan ja pyritään vastaamaan tutkimuskysymyksiin. Luvussa 5 esitellään yhteenveto tutkielman tärkeimmistä tuloksista. Aivan tutkielman lopussa on lähdeluettelo.

2 Teoria

2.1 Ammattiliittojen palkkapreemio -malli

Andrew J. Oswald (1982) käsittelee tutkimuksessaan yksinkertaisia järjestäytyneitä työmarkkinaa käsitteleviä malleja. Julkaisu yhdistelee mikroteorian malleja ammattiliittojen käyttäytymisestä yksinkertaisiin talouden yleisen tasapainon malleihin. (Oswald, 1982)

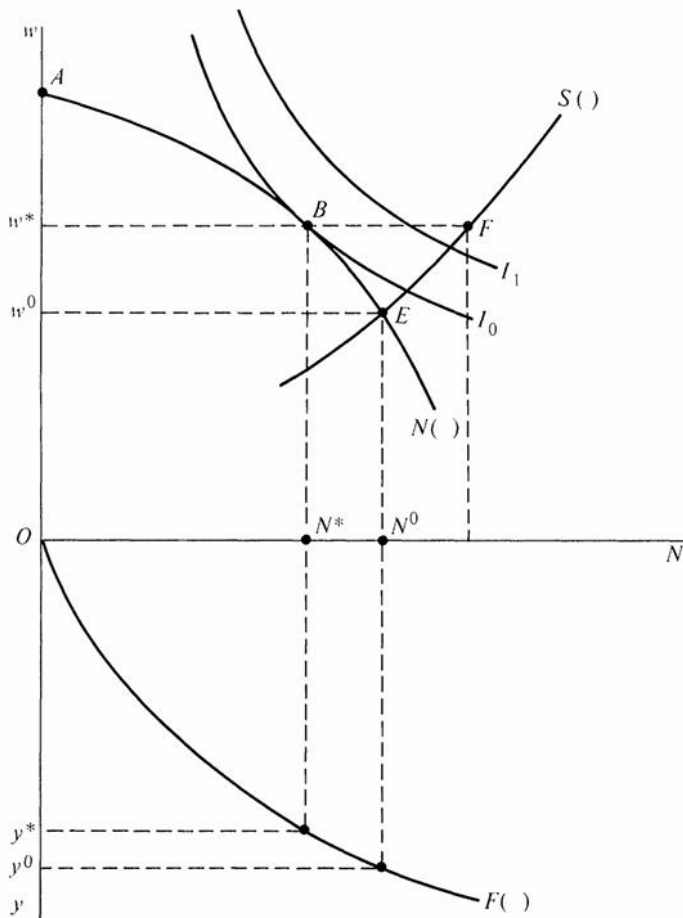
Malli lähtee oletuksesta, että ammattiliitot ovat rationaalisia toimijoita ja pyrkivät maksimoimaan hyötyfunktionsa rajoitteenaan jäsentensä työntarjontaan kohdistuva kysyntäkäyrä. Ammattiliitto määrittellään samanlaiset taidot omaavien työntekijöiden koalitioksi, ja oletetaan, että kyseinen koalitio pystyy kontrolloimaan jäsentensä palkkatasoa esimerkiksi rajoittamalla sekä työvoiman saantia että koalition ulkopuolisen työvoiman substituomista koalition sisäiseen työvoimaan. Todellisuudessa ammattiliitot pystyvät ainoastaan jonkin verran vaikuttamaan jäsentensä palkkatasoon, mutta yksinkertaisuuden vuoksi malli lähtee oletuksesta, että ne pystyvät asettamaan haluamansa palkkatasoon. (Oswald, 1982)

Ammattiliiton hyötyfunktio voidaan ilmaista $U = U(w, N)$, jossa w on palkkataso ja N ammattiliiton jäsenten työllisyystaso. Hyötyfunktio on ominaisuuksiltaan kasvava molempien muuttujien suhteen, kvasikonkaavi sekä kahdesti derivoituva. Toimialan työnkysynnän kaava voidaan ilmaista $N = (w, \eta)$, missä η on parametrien vektori ja $N(\cdot)$ kahdesti derivoituva ja kasvava palkan w suhteen. Ammattiliiton palkkaoptimi voidaan siis ratkaista ongelmasta

$$\max_w U = U(w, N)$$

$$\text{s. t. } N = (w, \eta).$$

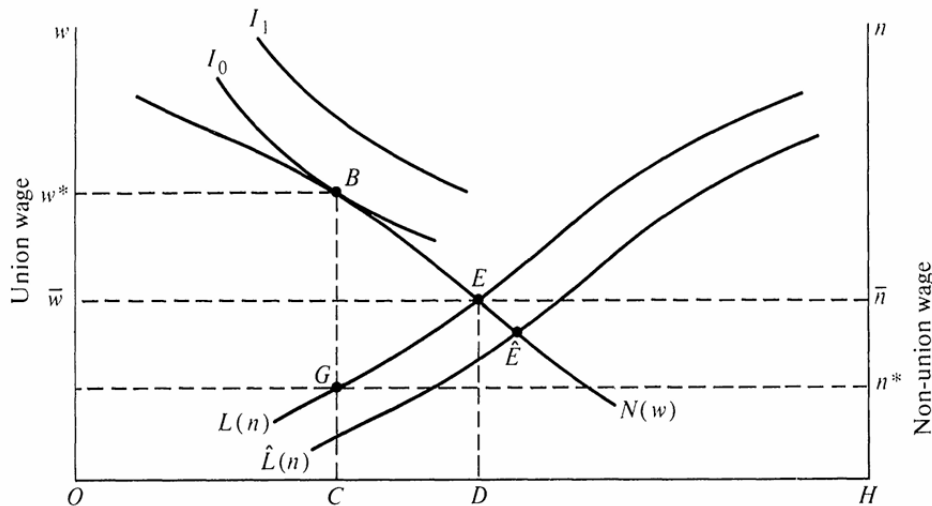
Optimipistettä w^* havainnollistetaan kuvassa 1.



Kuva 1. Ammattiliiton jäsenilleen neuvottelema optimipalkkataso. (Oswald, 1982)

Oswaldin mukaan täydellisen kilpailun markkinassa, jossa ammattiliittoja ei olisi, palkkataso asetuisi tasolle w^0 . Kun ammattiliitto syntyy, palkkataso ei enää määrity työntarjontakäyrä $S(w)$ mukaisesti vaan ammattiliiton indifferenssikäyrien I_0, I_1 (...) mukaisesti. Kuvaajasta voidaan myös nähdä, että palkkatason noustessa $w^0 \rightarrow w^*$ työllisyys ja tuottavuus laskevat tasoilta N^0 ja y^0 tasoille N^* ja y^* . (Oswald, 1982)

Samaa ilmiötä Oswald havainnollistaa kuvan 2 mallissa, joka perustuu pienelle kahden sektorin avotaloudelle. Molempien sektoreiden tuotanto koostuu pääomasta ja työvoimasta. Toinen sektori on järjestäytynyt, tuottaa hyödykettä y työllistäen työvoiman N ammattiliiton indifferenssikäyrän mukaisella palkkatasolla w . Toinen sektori ei ole järjestäytynyt, tuottaa hyödykettä x työllistäen työvoiman L kilpailullisilla markkinoilla määrityvällä palkkatasolla n . Mallissa oletetaan, että pääoman ja työvoiman kokonaistarjonnat ovat kiinteitä, pääoma on sektorikohtaista ja työvoima voi vapaasti liikkua sektoreiden välillä. (Oswald, 1982)



Kuva 2. Kahden sektorin malli. (Oswald, 1982)

Kuvassa 2 piste E kuvaa palkkatason lepopistettä markkinassa, jossa ammattiliittoja ei ole. Tällöin molempien sektoreiden palkkatasot \bar{w} ja \bar{n} ovat yhtä suuret. Ammattiliiton muodostuminen toiselle sektoreista muuttaa kyseisen sektorin palkkatason ammattiliiton indifferenssikäyrän I^0 mukaiselle tasolle w^* . Samalla järjestäytymättömän sektorin palkkataso laskee tasolta \bar{n} tasolle n^* . Mallin alareuna OH kuvaa talouden kokonaistyöntarjontaa. Toisen sektorin järjestäytymisen aiheuttama palkkatasojen muutos vaikuttaa myös molempien sektoreiden työllisyyteen. Molempien sektoreiden työllisyys siirtyy pisteestä D pisteeseen C , mikä tarkoittaa järjestäytyneen sektorin työllisyyden laskua ja järjestäytymättömän sektorin työllisyyden nousua. (Oswald, 1982)

2.2 Nashin neuvotteluratkaisu

Kim Binmore, Ariel Rubinstein ja Asher Wolinsky (1986) tutkivat artikkelissaan kahden Nashin neuvotteluteorian lähestymistavan välistä yhteyttä. Lähestymistavat ovat staattinen aksiomaattinen (engl. static axiomatic) ja dynaaminen strateginen (engl. dynamic strategic). Artikkelin tavoitteena on vahvistaa Nashin neuvotteluratkaisun teoreettista perustaa osana taloustieteellistä mallintamista. (Binmore ym., 1986)

Tutkijat käsittelevät kahta strategista mallia neuvottelutilanteelle, jossa kaksi osapuolta tekevät vuorotellen oman tarjouksensa pyrkimyksenään päästä sopuun. Mallit eroavat toisistaan sen mukaan, otetaanko niissä huomioon pelkästään osapuolten hyötyfunktiot vai hyötyfunktioiden lisäksi myös muita preferenssejä ja neuvottelutilanteen ominaisuuksia. (Binmore ym., 1986). Tämän

kirjallisuuskatsauksen kontekstissa osapuoliksi voidaan mieltää palkkatasosta neuvottelevat työnantajaosapuoli ja tilanteen mukaan joko yksittäinen ei-järjestäytynyt työntekijä tai jäsentensä puolesta neuvotteleva ammattiliitto.

Kahden osapuolen neuvottelutilanteessa on olemassa joukko X mahdollisia sopimuksia, missä $x \in X$ määrittelee osapuolten saamat konkreettiset seuraukset, kun x on sovittu. Staattisessa aksiomaattisessa lähestymistavassa neuvottelutilannetta kuvaillaan pelkästään osapuolten sopimuksia X koskevilla hyötyfunktioilla (u_1, u_2) , eikä oteta huomioon tietoja neuvottelumenettelyistä tai -ympäristöstä. Neuvotteluongelma voidaan ilmaista muodossa

$$(S, s^0), \text{ missä } S = (u_1(x), u_2(x)): x \in X \text{ ja } s^0 \in S.$$

Funktiossa S viittaa sopimustilanteen eri hyötytasoihin, ja s^0 tilanteeseen, jossa osapuolet eivät päässeet sopuun ja kohtaavat sen seuraukset. Tällaisia seurauksia voivat olla esimerkiksi neuvottelujen kariutuminen tai niiden jatkuminen loputtoman pitkään. Malli lähtee oletuksesta, että osapuolet lähtökohtaisesti preferoivat sopua erimielisyyspisteen (engl. disagreement point) s^0 yli. Uskottavaa kahden osapuolen neuvotteluteoriaa ei olisi mahdollista mallintaa, mikäli tiedettäisiin vain osapuolten preferenssijärjestys eri lopputuloksille. Siksi hyötyfunktioilla $(u_1(x), u_2(x))$ on olennainen rooli mallissa, esimerkiksi kuvaamalla osapuolten aikapreferenssejä ja riskinsietokykyä. (Binmore ym., 1986)

Nashin neuvotteluongelman ratkaisee se S , joka maksimoi lausekkeen

$$(s_1 - s_1^0)(s_2 - s_2^0).$$

Termi s_1 tarkoittaa osapuolen 1 saamaa hyötyä, kun sovitaan x ja s_1^0 tarkoittaa osapuolen 1 saamaa hyötyä, jos neuvottelu päättyy erimielisyyspisteeseen. Vastaavasti termi s_2 tarkoittaa osapuolen 2 saamaa hyötyä, kun sovitaan x ja s_2^0 osapuolen 2 hyötyä, jos neuvottelu päättyy erimielisyyspisteeseen. Jos osapuolilla on eri määrä neuvotteluvoimaa, maksimoitava lauseke voidaan myös ilmoittaa muodossa

$$(s_1 - s_1^0)^\beta (s_2 - s_2^0)^{(1-\beta)},$$

jossa $0 \leq \beta \leq 1$ ja viittaa osapuolten neuvotteluvoimaan. Nashin kehittelemä ratkaisu kompromissia vaativaan sovintotilanteeseen on siis se ratkaisu, joka maksimoi osapuolten hyötyjen tulon. (Binmore ym., 1986)

Siinä missä staattinen aksiomaattinen lähestymistapa ottaa huomioon pelkästään osapuolten lopputuloksia koskevat preferenssit, dynaaminen strateginen pyrkii ottamaan huomioon myös osallistujien muita preferenssejä ja neuvottelutilanteen ominaisuuksia. Binmore ym. pyrkii hyödyntämään dynaamisen mallin näkemyksiä staattisen mallin termien (S, s^0) rakentamisessa. Jos esimerkiksi satunnaisilla tapahtumilla voi olla iso vaikutus neuvottelutilanteeseen, voi olla järkevää ottaa osapuolten riskinsietokyky huomioon joukossa S . Jos taas osapuolet ovat hyvin aikataulutietoisia, kannattaa harkita osapuolten aikapreferenssien huomioonottamista. Tällainen tilanne voi syntyä esimerkiksi, jos työnantajalle koituu jatkuvasti kustannuksia tyhjillään olevasta työpaikasta. Yksi keino erimielisyyspisteen s^0 määrittämisessä on sen arviointi osapuolille riitatilanteessa kertyvien tulojen kautta. Jos esimerkiksi riitatilanne tarkoittaa työntekijöiden lakkoa, saattaa se tarkoittaa työnantajalle tuloja mahdollisen väliaikaisen työvoiman kautta ja työntekijälle puolestaan tuloja lakkokassasta tai muista mahdollisista töistä. Toinen tapa määrittää s^0 on niiden tulojen kautta, jotka osapuolet saavat, jos hylkäävät sopimuksen ja valitsevat sen ulkopuolisen vaihtoehdon. Työnantajalle tämä voi olla ammattiliiton ulkopuolisen työntekijän palkkaus ja työntekijälle toiseen työpaikkaan siirtyminen. (Binmore ym., 1986)

Nashin neuvotteluratkaisussa osapuolet päätyvät siis siihen lopputulokseen, joka maksimoi heidän hyötyjensä tulon. Epäsymmetrisessä neuvottelutilanteessa se osapuoli, jolla on suurempi neuvotteluvoima, pystyy vaikuttamaan lopputulokseen enemmän. Ajatellaan esimerkiksi tilannetta, jossa merkittävä osa yrityksen työntekijöistä kuuluu tiettyyn ammattiliittoon. Jos ammattiliitto ja työnantajaosapuoli käyvät tällaisessa tilanteessa neuvotteluja palkkatason nostosta, on perusteltua ajatella, että ammattiliitolla on vahva neuvotteluasema. Tällöin erimielisyyspisteenä voi olla esimerkiksi järjestäytyneiden työntekijöiden lakko, mitä työnantajan on perusteltua pyrkiä välttämään. Jos taas samassa yrityksessä ammattiliittoon kuulumaton yksittäinen työntekijä alkaa vaatimaan itselleen palkankorotusta, on perusteltua ajatella, että yrityksen neuvotteluvoima on työntekijän neuvotteluvoimaa korkeampi. Mikäli oletetaan, ettei kyseinen työntekijä ole ominaisuuksiltaan keskivertoa parempi työntekijä, yritys voi todeta, ettei palkan nostaminen ole tarpeellista. Tällöin erimielisyyspisteeseen päätyminen ja äärimmäistapauksessa työntekijän irtisanoutuminen ei ole yritykselle menetyks, jos he kokevat pystyvänsä täyttämään työpaikan alkuperäisellä palkalla ja järkevällä aikataululla. Tällainen skenaario on realistinen esimerkki tilanteesta, jossa ammattiliiton yksittäistä työntekijää korkeampi neuvotteluvoima on osuva teoreettinen perusta ammattiliittojen palkkاپreemiolle.

3 Empiria

3.1 Etelä-Afrikan työmarkkinoita koskevat tutkimustulokset

Etelä-Afrikan talousjärjestelmä on sekatalous (engl. mixed economy), mikä mahdollistaa sekä yksityisen sektorin osallistumisen että julkisen vallan intervention. Hallitus säätelee talouden tärkeimpiä sektoreita ja omistaa valtiollisia yrityksiä. Maailmanpankki määrittelee Etelä-Afrikan ylemmän keskimmäisen tulotason maaksi (engl. upper Middle Income Country), mikä viestii sen paikasta kehittyvän ja kehittyneen maan statuksen välimaastossa. (World Bank, 2025). Valtaosa ammattiliitoista on toimialakohtaisia. (National Citizen, 2024). Etelä-Afrikan julkisen sektorin järjestäytymisaste on koko 2000-luvun ollut yli 60 %, kun vastaava luku yksityisellä sektorilla on ollut noin 20 %. (Kerr & Wittenberg, 2021)

Kerr ja Wittenberg (2021) tutkivat ammattiliittojen vaikutusta palkkoihin ja palkkaeroihin Etelä-Afrikassa apartheidin jälkeisellä ajanjaksolla. He hyödynsivät Post-Apartheid Labour Market Series -aineistoa, joka tiivistää 50 eri kansallista kotitalouksille tehtyä kyselytutkimusta vuosilta 1993–2017. (Kerr & Wittenberg, 2021)

Kerrin ja Wittenbergin tutkimus, kuten pääpiirteittäin muutkin tämän tutkielman päätutkimukset, perustuu seuraaviin oletuksiin. Ensimmäinen oletus on toisensa poissulkevat ryhmät, eli oletus siitä, että työntekijä joko kuuluu tai ei kuulu ammattiliittoon. Toinen oletus liittyy palkkarakenteeseen. Ammattiliittoon kuuluvan työntekijän palkan oletetaan määrittävän $m_U(x_i, \varepsilon_i)$ ja ammattiliittoon kuulumattoman $m_N(x_i, \varepsilon_i)$. Tämä oletus implikoi, että sektoreiden välinen palkkaero voi johtua vain i) eroista funktioissa m_U ja m_N , ii) eroista havaituissa muuttujissa x_i tai iii) eroista havaitsemattomissa muuttujissa ε_i . Kolmas oletus on yksinkertainen palkkojen kontrafaktuaali-luonne eli oletus siitä, että palkkarakenne voi noudattaa vain jompaa kumpaa kahdesta edellisen oletuksen funktiosta. Jos ammattiliittoon kuuluva työntekijä ei teoriassa kuuluisikaan liittoon, oletetaan, että hänen palkkansa noudattaisi funktiota $m_N(x_i, \varepsilon_i)$ ja toisinpäin. Neljäs oletus on havaintojen päällekkäinen tuki (engl. overlapping support). Kaikkia palkkaan vaikuttavia muuttujia kuvataan Ω , jolloin $(x, \varepsilon) \in \Omega$ ja $0 < \Pr(U = 1|x, \varepsilon) < 1$. Ei siis ole mitään yksittäistä muuttujaa, joka takaisi, että työntekijä kuuluu tai ei kuulu ammattiliittoon. Viides oletus on ehdollinen riippumattomuus ja näistä oletuksista todennäköisimmin rikkoutuva. Oletus sanoo, että kaikilla x on $U \perp \varepsilon|x$, mikä tarkoittaa, että kun otetaan huomioon kaikki havaittavissa olevat muuttujat x , ammattiliittoon kuulumisen U ei enää johdu palkkaan vaikuttavista havaitsemattomista tekijöistä ε . Koska järjestäytyminen ei ole sattumanvarainen tapahtuma vaan työntekijän tekemä tietoinen valinta, on todennäköistä, että on tiettyjä

havaitsemattomia ominaisuuksia, jotka korreloivat järjestäytymispäätöksen kanssa. Mikäli tällaisia ominaisuuksia on, viides oletus kumoutuu. (Kerr & Wittenberg, 2021)

Ammattiliiton palkkapreemion estimoinnissa Kerr ja Wittenberg käyttävät muuttujina järjestäytymisen dummy-muuttujaa, sukupuolta, iän neliötä, koulutusvuosia, väestöryhmä-dummyja, maakunta-dummyja, toimialaa, ammattiluokitusta, julkisen sektorin dummy-muuttujaa, työtuntien logaritmia sekä siviilisäätyä. Estimointi tehdään regressioanalyysillä. Yhtälöt, joilla tutkimuksessa estimoidaan ammattiliittojen palkkapreemiota, pyrkivät simuloimaan hypoteettista tilannetta, jossa satunnaisesti valittu työntekijä liitetään ammattiliiton jäseneksi. Ammattiliiton vaikutuksen (engl. union effect, UE) yhtälö ilmaistaan muodossa

$$UE = E(Y_i^u - Y_i^n),$$

jossa Y_i^u on yksilön i logaritminen palkkataso, jos hän kuuluu ammattiliittoon ja Y_i^n jos ei kuulu. Kun estimointi tehdään populaatiotasolla, yhtälö vastaa keskimääräistä käsittelyvaikutusta (engl. average treatment effect, ATE), joka voidaan kirjoittaa muodossa

$$ATE = \frac{1}{n} \sum (Y_i^u - Y_i^n).$$

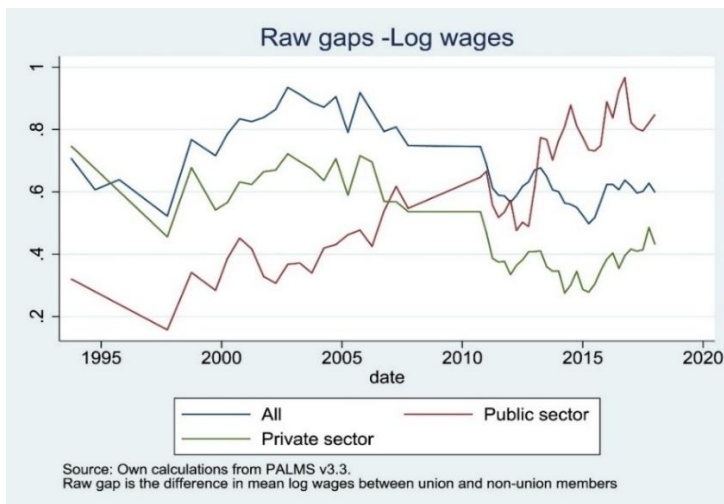
Yksittäisen järjestäytyneen työntekijän logaritminen palkkataso voidaan myös kirjoittaa muodossa

$$Y_i^u = x_i \beta^u + \varepsilon_i^u,$$

ja ei-järjestäytyneen työntekijän muodossa

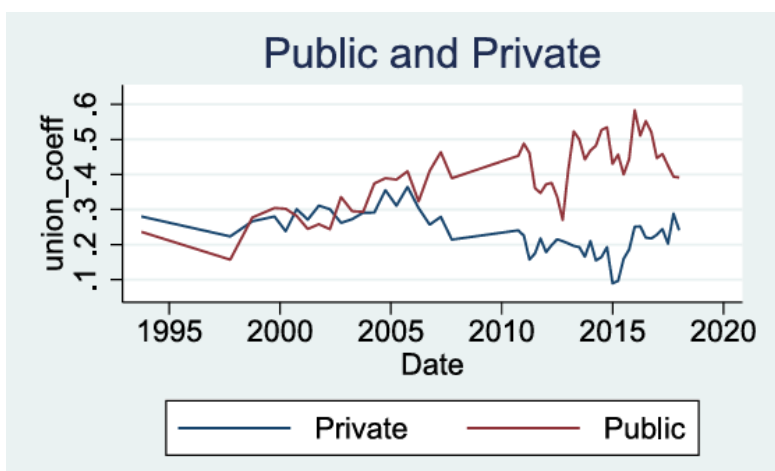
$$Y_i^n = x_i \beta^n + \varepsilon_i^n,$$

joissa $x_i \beta$ viittaa kontrolloituihin muuttujiin ja ε_i virhetermiin. (Kerr & Wittenberg, 2021)



Kuva 3. Palkkojen logaritmit sektoreittain. (Kerr & Wittenberg, 2021)

Kuva 3 kuvaa eroa ammattiliittoon kuuluvien ja kuulumattomien työntekijöiden palkkojen logaritmien välillä sekä koko työmarkkinan osalta että sektoreittain. Palkat on mitattu ennen kuin mitään muuttujia on kontrolloitu. Tarkastelujaksolla yksityisen sektorin palkkaeron trendi järjestäytyneiden ja ei-järjestäytyneiden työntekijöiden välillä on ollut laskeva. Vuonna 1993 ero palkassa on kuvan mukaan ollut noin 0,75 ja vuonna 2017 noin 0,45. Julkisen sektorin palkkaeron trendi samalla ajanjaksolla on puolestaan ollut nouseva. Vuonna 1993 ero oli noin 0,3 ja vuonna 2017 noin 0,85. (Kerr & Wittenberg, 2021)



Kuva 4. Ammattiliiton palkkapreemion estimaatteja. (Wittenberg & Kerr, 2021)

Kuva 4 havainnollistaa, että ammattiliiton palkkapreemion estimaatit molemmilla sektoreilla noudattavat jokseenkin samaa trendiä kuin palkkaerojen logaritmit kuvassa 3. Yksityisellä sektorilla estimaatti vaihtelee tarkasteluajanjaksolla noin välillä 0,08–0,35 ja julkisella sektorilla noin välillä 0,15–0,60. (Kerr & Wittenberg, 2021). Tämä tulos on jokseenkin yhdenmukainen aikaisemman Etelä-Afrikan ammattiliittojen palkkapreemiota käsittelevät tutkimuskirjallisuuden kanssa. Eräs vain kaupunkilaisten miestyöntekijöiden keskipalkkoja tutkinut julkaisu estimoi ammattiliiton palkkapreemioksi 26,5 %. (Hofmeyr & Lucas, 2001). Toinen tutkimus havaitsi, että ottamalla huomioon useita yritykseen liittyviä muuttujia, ammattiliittojen palkkapreemio tippui 40 %: sta 6 %: tiin. (Bhorat ym., 2012). Eräs tutkimus estimoi järjestäytyneille miestyöntekijöille 8 % - 10 % palkkapreemion, ja vastaavasti järjestäytyneille naistryöntekijöille 8 % - 14 % palkkapreemion. (Ntlhola ym., 2018). Kyseiset tutkimukset ovat pääasiassa keskittyneet koko työmarkkinan tai yksityisen sektorin tutkimiseen. Osa tutkimuksista on käyttänyt aineistonaan vain miestyöntekijöitä, mikä osittain selittyy erilaisilla sukupuolirooleilla Etelä-Afrikan kehittyvässä taloudessa.

Yksi Kerrin ja Wittenbergin tutkimuksen sisäistä validiteettia rajoittava tekijä on paikoittainen tulotietojen luotettavuuden puute. Vuodesta 2010 eteenpäin Etelä-Afrikan tilastovirasto on harjoittanut tulotietojen imputointia eli paikkailua arvioilla tarkan aineiston puutteen vuoksi. Kerr ja Wittenberg kritisoivat näitä imputointeja huonolaatuisiksi. Tarkkoja tulotietoja ei ole julkisesti saatavilla vuoden 2012 jälkeen, mikä vaikeuttaa Etelä-Afrikan työmarkkinoiden parempaa ymmärtämistä. (Kerr & Wittenberg, 2021)

Kerrin ja Wittenbergin tutkimuksen mukaan ammattiliittojen palkkapeemio on Etelä-Afrikassa verrattain korkea, koko työmarkkinaa koskevan estimaatin vaihdella keskimäärin välillä 0,25–0,35. Julkisella sektorilla ammattiliittojen palkkapeemio vaihteli välillä 0,15–0,60, kun taas yksityisellä sektorilla estimaatti vaihteli välillä 0,08–0,35. Ammattiliittojen jäsenmäärä on kasvavassa määrin keskittynyt julkiselle sektorille ja palkkajakauman yläpään. Sektoreiden väliset palkkaerot ovat pysyneet varsin korkeina ja ammattiliittojen voidaan katsoa hieman kasvattaneen eroja. (Kerr & Wittenberg, 2021)

3.2 Kiinan työmarkkinoita koskevat tutkimustulokset

Kiinan talousjärjestelmä on sosialistinen markkinatalous. Kiinan kommunistinen puolue määrittelee talouden suunnan ja omistaa laajalti yrityksiä, mutta kapitalismille ominaisesti esimerkiksi hyödykkeiden hinnat määrittyvät kysynnän ja tarjonnan kautta. Valtaosa ammattiliitoista Kiinassa on yritysten sisäisiä ja laajemmat toimialakohtaiset ammattiliitot ovat harvinaisempia. (Yeung, 2025). Maailmanpankki luokittelee Kiinan ylemmän keskimmäisen tulotason maaksi. (World Bank, 2025). Kiinassa kaikkien ammattiliittojen täytyy kuulua kommunistisen puolueen ohjaileman kattojärjestö ACFTU:n alle. Keskimääräinen järjestäytymisaste Kiinassa vuosina 2010–2018 oli 9,47 %, julkisella sektorilla 27,7 % ja yksityisellä sektorilla 4,4 %. (Ma, 2024)

Xinxin Ma (2024) tutkii ammattiliittojen aiheuttamaa palkkapeemiota yksityisellä ja julkisella sektorilla, sekä ammattiliittojen vaikutusta sektoreiden välisiin palkkaeroihin. Tutkimus hyödyntää kansallista China Family Panel Studies -aineistoon perustuvaa pitkittäistutkimusta vuosilta 2010, 2012, 2014, 2016 ja 2018, ja käyttää menetelmään regressioanalyysiä ja kiinteiden vaikutusten mallia. (Ma, 2024)

Ma esittelee tutkimuksen alussa kaksi hypoteesia. Ensimmäinen hypoteesi on, että ammattiliitot aiheuttavat Kiinassa palkkapeemiota molemmilla sektoreilla yksityisen sektorin palkkapeemion ollessa julkisen sektorin vastaavaa suurempi. Tutkimus estimoi ammattiliittojen vaikuttavan

sektoreiden väliseen palkkakuiluun järjestäytymisasteen ja palkkapreemion suuruudella. Näitä tutkimuksissa kutsutaan ominaisuusvaikutukseksi (engl. the endowment effect) ja hintavaikutukseksi (engl. the price effect). Toinen tutkimuksen hypoteeseista on, että julkisen sektorin korkeampi järjestäytymisaste kasvattaa sektoreiden välistä palkkakuilua, kun samanaikaisesti yksityisen sektorin ammattiliittojen korkeampi palkkapreemio kuroo kuilua umpeen. (Ma, 2024)

Ma pohjaa hypoteesinsa Nashin neuvotteluratkaisun kaltaiseen monopolin neuvotteluteoriaan, jonka mukaan ammattiliitto voisi korkeamman neuvotteluvoimansa ansiosta neuvotella jäsenilleen yksittäistä työntekijää korkeamman palkan. Tämä näkyisi palkkapreemiona. Ma perustelee hypoteesiaan yksityisen sektorin palkkapreemion suuremmasta koosta esimerkiksi sillä, että Kiinassa kaikki ammattiliitot kuuluvat kommunistisen puolueen ohjaileman kattojärjestö ACFTU:n alle. ACFTU pyrkii julkisella sektorilla parantamaan sekä liittoon kuuluvien että kuulumattomien työntekijöiden työoloja. Tämä saattaa vaikuttaa siihen, ettei järjestäytyneiden työntekijöiden palkka eroa ei-järjestäytyneiden työntekijöiden palkasta, jolloin varsinaista palkkapreemiota liittoon kuulumisesta ei synny. Toinen perustelu hypoteesille yksityisen sektorin korkeammasta palkkapreemiosta on kommunistisen puolueen vahva rooli julkisen sektorin palkkaneuvotteluissa. Tämä ei välttämättä jätä ammattiliitoille samanlaista neuvotteluvarama kuin mitä niillä on yksityisellä sektorilla. (Ma, 2024)

Aiempi Kiinan ammattiliittojen palkkapreemiota käsittelevä kirjallisuus on saanut tutkimustuloksiksi muun muassa 8 % palkkapreemion ja kaksi kertaa suuremmat bonukset järjestäytyneille työntekijöille. (Gunderson ym., 2016). Heidän tutkimuksensa mukaan yksityisissä yrityksissä palkkapreemio oli 16 % ja valtion virastoissa 22 %. Toinen tutkimus (Ma & Zhan, 2024) estimoii ammattiliittojen palkkapreemion olevan 6,4 % –15,0 %, naisilla korkeampi kuin miehillä ja julkisella sektorilla työskentelevillä naisilla korkeampi kuin yksityisellä sektorilla työskentelevillä naisilla. Booth ym. (2021) tutkivat maaseudulta kaupunkiin muuttaneita työntekijöitä ja havaitsivat järjestäytyneillä työntekijöillä 12 % palkkapreemion verrattuna ei-järjestäytyneihin työntekijöihin.

Ma käyttää tutkimuksessaan eri regressioanalyysijä estimoidakseen ammattiliiton palkkapreemion erikseen sekä koko työmarkkinalle että sektoreittain. Koko otoksen estimaatti voidaan kirjoittaa muodossa

$$\ln W_i = a + \beta_U U_i + \beta_{Pub} Pub_i + \beta_{nX} \sum_1^n X_i + \delta_t + u_i,$$

ja sektoreittainen estimaatti muodossa

$$\ln W_i^j = a^j + \beta_U^j U_i^j + \beta_{nX}^j \sum_1^n X_i^j + \delta_t^j + u_i^j.$$

Yhtälöissä alaviite i viittaa yksilöön, t vuoteen (2010, 2012, 2014, 2016 tai 2018) ja ylaviite j sektoriin. $\ln W$ on tuntipalkan logaritmi, U on järjestäytymisstatus ja Pub julkisen sektorin dummy-muuttuja. X kuvaa havaittuja muuttujia, jotka voivat vaikuttaa palkkatasoon kuten koulutus, työkokemus, sukupuoli ja työtehtävä, ja n edustaa tiettyä X . β_U edustaa ammattiliiton palkkapreemiota, β_{Pub} indikoi julkisen sektorin palkkapreemiota ja β_X on X :n kerroin. δ_t tarkoittaa vuosittaista kiinteää vaikutusta, a on vakio ja u virhetermi. (Ma, 2024)

Yhtälöissä virhetermiä kuvaava muuttuja u_i sisältää yksilölliset ja yli ajan säilyvät ominaisuudet v_i ja yksilölliset satunnaiset virhetermit ε_{it} . Nämä heterogeenisyytenä ilmenevät yksilöiden ominaisuudet v_i saattavat aiheuttaa epätarkkuutta ammattiliiton palkkapreemion estimoinnissa. Tämän vuoksi Ma muodostaa myös kiinteiden vaikutusten mallin mukaiset yhtälöt koko työmarkkinalle. Nämä yhtälöt eivät eroa aikaisemmista regressioanalyysin yhtälöistä suuresti. Ainoastaan yhä useammassa muuttujassa on otettu huomioon vuosi t ja alkuperäinen virhetermi u on jaettu osiin v ja ε . (Ma, 2024)

Yksi mielenkiintoinen tutkimustulos Man tutkimuksessa liittyy vanhempien järjestäytymisstatukseen ja työhistorian vaikutukseen yksilön päätöksentekoon ja palkkatasoon. Tutkiakseen tätä valikoitumisharhaa järjestäytymisen ja sektorin valinnan suhteen, tutkimuksessa hyödynnettiin kahden muuttujan valikoitumismallia (engl. bivariate selectivity approach), jossa dummy-muuttujia olivat isän kommunistisen puolueen jäsenyys, äidin kommunistisen puolueen jäsenyys, isän työskentely julkisella sektorilla ja äidin työskentely julkisella sektorilla. Ma kertoo saaneensa tulokseksi kaikkien neljän muuttujan tilastollisesti merkitsevän vaikutuksen yksilön päätökseen liittyä ammattiliittoon tai työskennellä julkisella sektorilla. Tästä huolimatta muuttujat eivät vaikuttaneet tilastollisesti merkittävästi yksilön palkkatasoon. (Ma, 2024)

Tutkimustulokset järjestäytymisen aiheuttamasta palkkapreemiosta Kiinan työmarkkinoilla eroavat toisistaan laskutavan mukaan. Yleisellä virhetermillä u laskettuna ammattiliitot aiheuttavat tilastollisesti merkitsevää palkkapreemiota. Tällöin kansallinen ammattiliittojen palkkapreemio oli 12,4 %, julkisella sektorilla 9,3 % ja yksityisellä sektorilla 13,6 %. Tulokset indikoivat sekä kansallista että sektorikohtaista palkkapreemiota yksityisen sektorin palkkapreemion ollessa hieman julkisen sektorin vastaavaa korkeampi. Tämä tukee tutkimuksen ensimmäistä hypoteesia ja on linjassa muiden Kiinassa tehtyjen tutkimusten kanssa. (Ma, 2024)

Kiinteiden vaikutusten mallilla estimoituna ammattiliiton dummy-muuttujan kerroin ei ole tilastollisesti merkitsevä kansallisella tai sektoreittain erotelluilla mittareilla. Tilastollisesti merkitsevää palkkapreemiota ei siis järjestäytymisestä synny, kun otetaan huomioon työntekijöiden yksilötason ominaisuudet. Ma uskoo, että yksi selittävä tekijä tutkimusmetodien ristiriitaisten tulosten välillä ovat sellaiset työntekijöiden yksilötason ominaisuudet, joita ei voida tutkimuksessa havaita, mutta jotka olennaisesti vaikuttavat palkkaan. Esimerkkinä tällaisista Ma mainitsee synnynäiset kyvyt (engl. innate abilities), luonteenpiirteet ja henkilökohtaiset preferenssit. Toiseksi perusteluksi tutkimustulosten ristiriitaisuudelle Ma esittää kiinteiden vaikutusten mallin luonteenomaisen tarpeen muuttujien vaihtelulle. Jotta malli voi estimoida mahdollisimman tarkan kertoimen selittävälle muuttujalle, sen pitää havaita muutoksia ammattiliiton jäsenyydessä tarkastelujaksolla. Tarkastelujaksolla otoksesta vain 7,3 % työntekijöistä muutti järjestäytymisstatustaan, minkä takia kiinteiden vaikutusten mallilla saadut tulokset eivät välttämättä ole luotettavia. (Ma, 2024)

3.3 Iso-Britannian työmarkkinoita koskevat tutkimustulokset

Iso-Britannia on kehittynyt sekatalous. Valtaosa tuotantoresursseista on yksityisomistuksessa, mutta julkiset palvelut, kuten sosiaaliturva ja terveydenhuolto, ovat valtion tarjoamia ja verovaroin kustannettuja. (LegalClarity, 2025). Maailmanpankki luokittelee Iso-Britannian korkean tulotason maaksi, mikä on luokittelun korkein ryhmä. (World Bank, 2025). Ammattiliittoja voi syntyä sekä yritys-, toimiala- tai ammattikohtaisesti että yleisiksi liitoiksi, joihin voi kuulua eri alojen työntekijöitä. (Eurofound, 2025). Vuonna 2002 julkisen sektorin järjestäytymisaste oli Iso-Britanniassa 58,8 % ja yksityisellä sektorilla 16,6 %. (Blanchflower & Bryson, 2010)

Blanchflower ja Bryson (2010) tutkivat ammattiliittojen vaikutusta palkkoihin Iso-Britannian yksityisellä ja julkisella sektorilla. He hyödynsivät tutkimuksessaan Labour Force Surveys -aineistoa vuosilta 1993–2006 sekä Workplace Employment Relations Survey:tä vuodelta 2004. (Blanchflower & Bryson, 2010)

Blanchflower ja Bryson huomauttavat, että ammattiliittojen kausaalivaikutus palkkoihin voi olla vaikea luotettavasti erottaa, koska kontrafaktuaalia työmarkkinaa ei ole mahdollista tutkia. Tämän takia palkkapreemion luotettava estimointi voi olla vaikeaa. He lähtevät estimointia varten liikkeelle osittaisen tasapainon mallista (engl. partial equilibrium framework), jossa järjestäytyneen ja ei-järjestäytyneen työntekijän palkkakuilu kirjoitetaan muodossa

$$\Delta = \frac{w_u - w_n}{w_n},$$

jossa w_u on järjestäytyneen työntekijän palkka ja w_n ei-järjestäytyneen työntekijän palkka. Tämä voidaan myös approksimoida palkkojen logaritmien erotuksena eli kirjoittaa muodossa

$$\Delta \approx \ln(w_u) - \ln(w_n).$$

Ammattiliiton palkkapreemion estimoimiseen Blanchflower ja Bryson käyttivät regressioanalyysiä yksilötason dataa hyödyntäen. Estimaatin funktio työntekijälle i aikana t ilmaistaan muodossa

$$\ln W_{it} = aX_{it} + \delta_{it}U_{it} + \varepsilon_{it},$$

jossa alaviite it viittaa yksilöön tietynä ajan hetkenä, X_{it} on työntekijän, työnimikkeen ja työpaikan ominaisuuksien vektori, U_{it} on dummy-muuttuja ammattiliiton jäsenyydelle ja ε_{it} on virhetermi. Parametri δ_{it} edustaa keskimääräistä suhteellista palkkaeroa ammattiliittoon kuuluvien ja kuulumattomien työntekijöiden välillä työntekijän ja työpaikan ominaisuudet huomioiden. (Blanchflower & Bryson, 2010)

UNION WAGE DIFFERENTIALS, 1993–2006, LFS

	All	Private	Public
<i>(a) No controls</i>			
1993–2006	0.2602 ($n = 196,069$)	0.1864 ($n = 139,374$)	0.2677 ($n = 56,249$)
1993–1999	0.2870 ($n = 89,790$)	0.2190 ($n = 64,176$)	0.2665 ($n = 25,365$)
2000–2006	0.2368 ($n = 106,279$)	0.1559 ($n = 75,198$)	0.2687 ($n = 30,884$)
<i>Men</i>			
1993–2006	0.1661 ($n = 95,388$)	0.1116 ($n = 75,394$)	0.1366 ($n = 19,768$)
1993–1999	0.1869 ($n = 44,077$)	0.1397 ($n = 34,585$)	0.1275 ($n = 9363$)
2000–2006	0.1471 ($n = 51,311$)	0.0853 ($n = 40,809$)	0.1445 ($n = 10,405$)
<i>Women</i>			
1993–2006	0.3402 ($n = 100,681$)	0.1955 ($n = 63,980$)	0.3140 ($n = 36,481$)
1993–1999	0.3656 ($n = 45,713$)	0.2189 ($n = 29,591$)	0.3166 ($n = 16,002$)
2000–2006	0.3190 ($n = 54,968$)	0.1739 ($n = 34,389$)	0.3120 ($n = 20,479$)
<i>(b) With controls</i>			
1993–2006	0.0939 ($n = 185,778$)	0.0662 ($n = 132,315$)	0.1280 ($n = 53,463$)
1993–1999	0.1227 ($n = 88,793$)	0.0882 ($n = 63,417$)	0.1289 ($n = 25,156$)
2000–2006	0.0868 ($n = 105,491$)	0.0521 ($n = 74,709$)	0.1271 ($n = 30,782$)
<i>Men</i>			
1993–2006	0.0443 ($n = 90,077$)	0.0407 ($n = 71,391$)	0.0568 ($n = 18,686$)
1993–1999	0.0629 ($n = 43,450$)	0.0602 ($n = 34,075$)	0.0515 ($n = 9265$)
2000–2006	0.0397 ($n = 50,805$)	0.0312 ($n = 40,448$)	0.0611 ($n = 10,357$)
<i>Women</i>			
1993–2006	0.1374 ($n = 95,701$)	0.1005 ($n = 60,924$)	0.1538 ($n = 34,777$)
1993–1999	0.1752 ($n = 45,343$)	0.1206 ($n = 29,342$)	0.1583 ($n = 15,891$)
2000–2006	0.1290 ($n = 54,686$)	0.0842 ($n = 34,261$)	0.1498 ($n = 20,425$)
<i>(c) Plus narrow occupation controls</i>			
1993–2000	0.1163 ($n = 105,067$)	0.1138 ($n = 75,022$)	0.0814 ($n = 29,798$)
2001–2006	0.0789 ($n = 89,183$)	0.0823 ($n = 63,059$)	0.0681 ($n = 26,124$)
<i>Men</i>			
1993–2000	0.0913 ($n = 51,409$)	0.1009 ($n = 40,387$)	0.0453 ($n = 10,900$)
2001–2006	0.0714 ($n = 42,821$)	0.0814 ($n = 34,106$)	0.0444 ($n = 8715$)
<i>Women</i>			
1993–2000	0.1338 ($n = 53,658$)	0.1154 ($n = 34,635$)	0.0966 ($n = 18,898$)
2001–2006	0.0826 ($n = 46,362$)	0.0759 ($n = 28,953$)	0.0788 ($n = 17,409$)

Taulukko 1. Ammattiliittojen palkkapreemion estimaatteja. (Blanchflower & Bryson, 2010)

Taulukko 1 kuvaa Iso-Britannian ammattiliittojen palkkاپreemion estimaatteja sekä koko työmarkkinoilta että sektoreittain eroteltuna vuosilta 1993–2006. Kohdan (a) estimaateissa ei ole kontrolloitu muita muuttujia. Tällöin koko työmarkkinoilla palkkاپreemio on 0,2602, yksityisen sektorin 0,1864 ja julkisen sektorin 0,2677. Kohdassa (b) on kontrolloitu muuttujat vuosi, ikä ja iän neliö, sukupuoli, neljä etnisen taustan muuttujaa, korkein tutkintotausta, toimiala ja työssäkäyntialue. Kun nämä muuttujat kontrolloitiin, koko työmarkkinoilla ammattiliiton palkkاپreemio oli 0,0939, yksityisellä sektorilla 0,662 ja julkisella sektorilla 0,1280. Kohdassa (c) kontrolloitiin edellisen kohdan muuttujien lisäksi myös 370 ammattimuuttujaa vuosille 1993–2000 ja 353 ammattimuuttujaa vuosille 2001–2006. Tällöin koko työmarkkinoilla ammattiliiton palkkاپreemio oli 0,1163 vuosina 1993–2000 ja 0,0789 vuosina 2001–2006. Yksityisellä sektorilla palkkاپreemio oli vastaavina ajanjaksoina 0,1138 ja 0,0823 sekä julkisella sektorilla 0,0814 ja 0,0681. (Blanchflower & Bryson, 2010).

Muut ammattiliittojen vaikutusta jäsentensä palkkoihin Iso-Britannian työmarkkinoilla käsitelleet tutkijat ovat saaneet tuloksikseen muun muassa 6 % - 7 % palkkاپreemion naisilla mutta ei tilastollisesti merkitsevää palkkاپreemiota miehillä vuosina 2003–2012. Nämä löydökset pätevät sekä koko työmarkkinaan että yksityiseen sektoriin. Pelkästään julkista sektoria tutkimuksessa ei käsitelty. (Bryson ym., 2019). Toinen tutkimus havaitsi vuoden 1998 aineistolla ammattiliittojen palkkاپreemioksi yksityisellä sektorilla 5 % - 12 % vaihdellen työntekijän ominaisuuksien ja mallin rajauksen mukaan. (Bryson, 2002). Kun samaa aineistoa tutkittiin eri metodilla, tilastollisesti merkitsevää palkkاپreemiota ei havaittu. Kun malleihin sisällytettiin yrityksiin liittyviä ominaisuuksia, palkkاپreemio pieneni huomattavasti. Tämä antaa viitteitä osan ammattiliittojen palkkاپreemioksi mielletyn ilmiön olevan enemmän osoitus järjestäytyneiden työntekijöiden hakeutumisesta paremman palkkatason yrityksiin.

Ammattiliittojen todellisen kausaliiteettivaikutuksen palkkoihin arvioiminen on haastavaa muun muassa siksi, ettei järjestäytyminen tapahdu satunnaisesti, vaan valikoitumisharhan todennäköisyys on ilmeinen. Samanaikaisesti sekä palkkoihin että järjestäytyviin työntekijöihin ja työnantajiin voivat vaikuttaa samat piilomuuttujat, joita tutkimuksissa ei kyetä havaitsemaan. Ammattiliittojen palkkojen yhdenmukaistamispolitiikka on työntekijöiden tiedossa ja saattaa houkutella erityisesti niitä, joilla on matala palkkataso ja suurin hyötypotentiaali järjestäytymisestä. (Blanchflower & Bryson, 2010)

Blanchflower ja Bryson esittävät tutkimuksessaan useita eri perusteluita ammattiliittojen palkkاپreemiolle. Yleisimmin hyväksytty selitys kirjallisuudessa on ammattiliittojen monopoliasema

jäsentensä palkkaneuvotteluissa. Yksittäisillä työntekijöillä on ammattiliittoa huomattavasti pienempi neuvotteluvoima, jolloin ne eivät pysty vaatimaan itselleen yhtä korkeaa palkkaa tai hyviä työehtoja. Toinen tutkimuksessa esitelty perustelu ammattiliittojen palkkatreemion on ammattiliittojen kyky rajoittaa palkkojen joustavuutta alaspäin taloudellisesti vaikeina aikoina. Kun ammattiliitto on neuvotellut jäsenilleen minimipalkkatason, työnantajaosapuoli ei voi pudottaa palkkoja sen alle. Ei-järjestäytyneellä työvoimalla ei välttämättä ole tällaista suojaa, jolloin palkkataso voi joustaa tarvittaessa alaspäin. Toisaalta ammattiliittojen palkkatreemion kokoa saattaa epäsuorasti laskea ammattiliittoon kuulumattomien yritysten työnantajien tekemä palkkojen nosto, jolla he pyrkivät välttämään työntekijöiden järjestäytymisen. Ammattiliitot voivat myös tutkimuksen mukaan vaikuttaa palkkoihin epäsuorasti. Esimerkiksi niiden vaikutus työntekijöiden etujen ajajana pidentää työsuhteita, mikä usein korreloi korkeampien palkkojen kanssa, ja lisää työntekijöiden ja työnantajien kannusteita panostaa koulutukseen ja inhimillisen pääoman kerryttämiseen. (Blanchflower & Bryson, 2010)

Blanchflower ja Bryson havaitsivat tutkimuksessaan ammattiliittojen aiheuttavan palkkatreemiota molemmilla sektoreilla, vaikka heterogeisuus järjestäytyneiden ja ei-järjestäytyneiden työntekijöiden välillä otettiin huomioon. Palkkatreemio oli yksityisellä sektorilla hieman suurempi kuin julkisella sektorilla, kun työpaikkojen kiinteät vaikutukset sekä työntekijöiden työtehtävät, pätevyys ja väestötiedot otettiin huomioon. Tällöin palkkatreemio oli yksityisellä sektorilla vuosina 1993–2006 keskimäärin 9,81 % ja julkisella sektorilla vastaavina ajanjaksoina keskimäärin 7,48 %. Ammattiliittojen hieman korkeampi palkkatreemio yksityisellä sektorilla on mielenkiintoinen tutkimustulos myös siitä näkökulmasta, että julkisen sektorin järjestäytymisaste on tarkastelujaksolla ollut useita kymmeniä prosenttiyksikköä korkeampi. (Blanchflower & Bryson, 2010). Tämä on ristiriidassa teorian kanssa, että korkeampi järjestäytymisaste tarkoittaisi korkeampaa neuvotteluvoimaa ammattiliitolle, mikä puolestaan näkyisi suurempana palkkatreemiona.

3.4 Yhdysvaltojen työmarkkinoita koskevat tutkimustulokset

Yhdysvallat on kehittynyt sekatalous. Valtaosa tuotannosta ja siihen käytettävistä resursseista on yksityisomistuksessa, mutta valtio säätelee markkinoita ja tarjoaa joitakin julkisia palveluja, kuten infrastruktuuria. (Investopedia, 2024). Yhdysvallat on Maailmanpankin listauksessa korkean tulotason maa. (World Bank, 2025). Ammattiliitot ovat Yhdysvalloissa pääasiassa yritysten sisäisiä. (Young, 2024). Yhdysvaltojen järjestäytymisaste oli molemmilla sektoreilla 25 % vuonna 1975,

mistä se vuoteen 2004 mennessä nousi julkisella sektorilla 35 %: tiin ja yksityisellä sektorilla laski 8,2 %: tiin. (Farber, 2005)

David Blanchflower ja Alex Bryson (2004) tutkivat ammattiliittojen roolia Yhdysvaltojen työmarkkinoilla. He käsittelevät julkaisussaan oman tutkimuksensa rinnalla Richard Freemanin ja James Medoffin uraauurtanutta Yhdysvaltojen työmarkkinoita käsittelevää julkaisua ”What Do Unions Do?” (1984) ja pyrkivät arvioimaan, ovatko Freemanin ja Medoffin tutkimustulokset vielä 2000-luvun alussa relevantteja. Molemmat tutkimukset perustuvat Current Population Survey -aineistoon. (Blanchflower & Bryson, 2004)

Blanchflower ja Bryson aloittavat vetämällä yhteen Freemanin ja Medoffin tutkimuksen tulokset. Heidän mukaansa 1970-luvulla poikkileikkausaineistolla laskettuna ammattiliittoon kuuluvien ja kuulumattomien työntekijöiden palkkojen välinen ero oli keskimäärin 25,3 %. Johtopäätösten tekeminen tämän laskelman perusteella on Blanchflowerin ja Brysonin mukaan vaikeaa, koska on syytä uskoa, ettei laskelmassa ole luotettavasti pystytty poissulkemaan kaikkien piilomuuttujien vaikutusta palkkoihin. Freemanin ja Medoffin tutkimuksen mukaan ammattiliitot nostivat palkkoja eniten nuorilla, vähemmän koulutetuilla ja työkokemusta omaavilla, valkoihoisilla, miehillä, fyysisen työn tekijöillä (engl. blue-collar workers) sekä lännessä ja etelässä. Heidän mukaansa ammattiliiton valta määräytyy sen mukaan, kuinka herkästi järjestäytyneen työvoiman kysyntä reagoi palkkatasoon. Toisin sanoen, jos palkkataso nousu vaikuttaa rajusti työvoiman kysyntään, ammattiliittojen liikkumavara palkkaneuvotteluissa on huomattavasti pienempi verrattuna sektoriin, jossa työvoiman kysyntä ei jousta yhtä herkästi. Freeman ja Medoff myös argumentoivat, että mitä suurempi järjestäytymisaste, sitä suurempi ammattiliittojen neuvotteluvoima ja siten ero järjestäytyneiden ja ei-järjestäytyneiden työntekijöiden palkkatasossa. (Blanchflower & Bryson, 2004)

Blanchflower ja Bryson loivat kaksi eri otosta, toinen vuosille 1983–1988 ja toinen vuosille 1996–2001. Vuosien 1983–1988 otoksessa he kontrolloivat neljä maantieteellistä dummya, 46 toimialadummya, opiskeluvuodet, iän ja iän neliön, viikon työtuntien logaritmin, neljä etnisen ryhmän dummya, neljä siviilisääty-dummya, vuosiluku-dummyt sekä ammattiliiton jäsenyys dummyn. Vuosien 1996–2001 otoksessa Blanchflower ja Bryson kontrolloivat pääasiassa samat muuttujat, mutta nyt maantieteelliset alueet on vaihdettu osavaltio-dummyihin, koulutusvuosien tilalla on 15 korkein koulutustaso-dummya, ja uusiksi muuttujiksi on lisätty sukupuoli sekä yksityinen voittoa tavoittelematon säätiö -dummy. (Blanchflower & Bryson, 2004)

	1983–1988		1996–2001	
	Wage Gap	Sample Size	Wage Gap	Sample Size
<i>Private</i>	22	(754,056)	17	(567,627)
<i>Public</i>	13	(165,276)	15	(110,833)
<i>Federal</i>	2	(33,633)	8	(20,938)
<i>State</i>	9	(42,942)	10	(34,919)
<i>Local</i>	16	(88,642)	20	(60,981)

Taulukko 2. Järjestäytyneiden ja ei-järjestäytyneiden työntekijöiden palkkojen erotuksia. (Blanchflower & Bryson, 2004)

Taulukko 2 kuvaa yksityisen ja julkisen sektorin ammattiliittoon kuuluvien ja kuulumattomien työntekijöiden logaritmistien tuntipalkkojen erotusta prosentteina. Sen mukaan yksityisellä sektorilla ammattiliittoon kuuluvien ja kuulumattomien työntekijöiden palkkojen välinen erotus oli keskimäärin 22 % vuosina 1983-1988 ja 17 % vuosina 1996-2001. Vastaavilla ajanjaksoilla julkisen sektorin työntekijöiden palkkojen erotus oli 13,3 % ja 14,5 %. Ammattiliittoon kuuluvien työntekijöiden palkka oli siis molemmilla sektoreilla ja molemmilla tarkastelujaksoilla ollut ammattiliittoon kuulumattomien työntekijöiden palkkaa selkeästi korkeampi. Huomion arvoista on, miten yksityisellä sektorilla erotus laski 5 prosenttiyksikköä, mutta julkisella sektorilla nousi lähes 2 prosenttiyksikköä. (Blanchflower & Bryson, 2004).



Kuva 5. Yhdysvaltojen yksityisen sektorin palkkapreemion kehitys. (Blanchflower & Bryson, 2004)

Kuva 5 kuvaa Yhdysvaltojen yksityisen sektorin palkkapreemion kehitystä prosentteina vuosina 1973–2002. Palkkapreemio-käyrä saa suurimman arvonsa, noin 22,5 %, vuonna 1985. Viimeisenä

tutkimusvuonna 2002 palkkاپreemio on ollut noin 18,5 %. Kaavion toinen käyrä kuvaa työttömyysastetta. Palkkاپreemion ja työttömyysasteen trendien voidaan nähdä kehittyvän samalla tavalla, mikä kertoo palkkاپreemion vastasyklisyydestä. Blanchflower ja Bryson perustelevat tätä vastasyklisyyttä muutamalla eri näkökulmalla. Ensimmäinen näkökulma pohjaa Freemanin ja Medoffin perusteluun 1930-luvun laman aikaiseen palkkaerojen kasvuun ammattiliittoon kuuluvien ja kuulumattomien työntekijöiden välillä. Freemanin ja Medoffin mukaan tämä perustui ammattiliittojen kykyyn estää tai ainakin vaikeuttaa työnantajien pyrkimyksiä laskea palkkoja suhdanteen mukana. Ammattiliiton jäsenten palkat eivät siis joustaisi alaspäin samalla tavalla kuin ammattiliittoon kuulumattomien työntekijöiden palkat. Vastaavasti työkysynnän ja palkkakehityksen ollessa vahvaa noususuhdanteessa työntekijöiden ei tarvitse turvautua ammattiliittoihin samalla tavalla kuin laskusuhdanteessa. Toisena perusteluna Blanchflower ja Bryson esittävät ammattiliiton sopimusten olevan niiden ulkopuolisia sopimuksia pidempikestoisia, minkä vuoksi ne eivät reagoi talouden muutoksiin yhtä nopeasti. (Blanchflower & Bryson, 2004)

Ammattiliittojen vaikutusta jäsentensä palkkatasoihin Yhdysvaltojen julkisella sektorilla tutkivat myös Bahrami B., Bitzan J. ja Leitch J. (2008). He käyttivät samaa Current Population Survey -aineistoa kuin Blanchflower ja Bryson, mutta tutkivat ammattiliittojen palkkاپreemiota ajanjaksoina 1998–1999 ja 2000–2004. Lisäksi Bahrami ym. esittävät teorioita sille, miten erot yksityisen ja julkisen sektorin palkkاپreemioissa voidaan selittää. (Bahrami ym., 2008)

Tutkimuksessa tuntipalkan estimointi tehdään regressioanalyysillä ottaen huomioon ammattiliiton jäsenyyden ja inhimillisen pääoman yhteisvaikutukset. Palkkاپreemio estimoidaan vertaamalla järjestäytyneen ja ei-järjestäytyneen työntekijän odotettua palkkaa keskiverto julkisen sektorin työntekijän palkkaan. Muina selittävinä muuttujina regressioanalyysissä Bahrami ym. käyttivät työkokemusta, koulutusvuosia sekä dummy-muuttujia kokopäivätyöstästatukselle, toimistotyöpaikalle (engl. white-collar workplace), julkisen sektorin hallinnon tasolle (paikallis- vai keskushallinnollinen), maantieteelliselle alueelle, etniselle taustalle ja sukupuolelle. (Bahrami ym., 2008)

Tutkimuksessa regressioanalyysi tehdään kaksi kertaa. Ensimmäisen ilman ammattiliiton jäsenyyden ja inhimillisen pääoman yhteisvaikutuksia ja myöhemmin niiden kanssa. Mielenkiintoista on, miten useat yhteistermit ovat tilastollisesti merkitseviä. Esimerkiksi ammattiliiton jäsenet eivät hyödy rahallisesti koulutuksesta ja työkokemuksesta yhtä paljon kuin ammattiliittoon kuulumattomat työntekijät. Myös julkisella sektorilla kokopäivätyötä tekevillä, toimistotyöntekijöillä, miehillä ja keskushallinnossa työskentelevillä lisätuotto palkassa on alhaisempi järjestäytyneillä kuin ei-järjestäytyneillä työntekijöillä. Tätä päätelmää tukevat useat muut aihepiirin tutkimukset, joiden mukaan

rahallisesti järjestäytymisestä hyötyvät enemmän esimerkiksi naiset verrattuna miehiin (Kerr & Wittenberg, 2021; Kerrissey & Meyers, 2021; Ma & Zhan, 2024), matalamman taitotason työntekijät verrattuna korkeamman taitotason verrokkeihin (Blanchflower & Bryson, 2004; Freeman & Medoff, 1984), sekä julkisella sektorilla järjestäytyneet afroamerikkalaiset verrattuna järjestäytyneisiin valkoihoisiin. (Kerrissey & Meyers, 2021). Kahdesta Bahrami ym. regressioanalyysistä yhteisvaikutuksia hyödyntänyt analyysi antoi korkeampia arvoja ammattiliittojen palkkapreemioille. Tämä antaa viitteitä siitä, että palkkapreemio ei ole kaikille ammattiliiton jäsenille yhtä suuri, vaan siihen vaikuttavat myös työntekijöiden henkilökohtaiset ominaisuudet. (Bahrami ym., 2008)

	1998–1999 (%)	2000–2004 (%)
Traditional measure		
All workers	12.54	10.00
Measured using interaction terms ^a		
All workers	13.69	11.37
Federal	4.99	3.28
State	12.51	10.66
Local	17.42	14.55
White collar	9.91	7.09
Blue collar	26.15	24.71
Full time	10.31	7.64
Part time	21.32	21.23
Male	11.81	10.65
Female	15.12	11.89
Black	22.33	17.96
White	13.36	10.93

Taulukko 3. Julkisen sektorin ammattiliittojen palkkapreemion estimaatteja. (Bahrami ym., 2008)

Taulukossa 3 Bahrami ym. listaavat estimaatteja Yhdysvaltojen julkisen sektorin ammattiliittojen palkkapreemioille. Yhteisvaikutuksilla estimoitu palkkapreemio kaikille julkisen sektorin työntekijöille on 13,69 % vuosina 1998-1999 ja 11,37 % vuosina 2000-2004. Yksityisen sektorin ammattiliittojen palkkapreemioksi vuosina 2000-2004 tutkijat estimoivat 22,7 %, mikä on huomattavasti julkisen sektorin vastaavaa suurempi. (Bahrami ym., 2008)

Bahrami ym. pyrkivät selittämään tätä merkittävää eroa sektoreiden välisessä ammattiliittojen palkkapreemiossa Oaxaca-dekompositiomenetelmällä (engl. Oaxaca decomposition method). Siinä sektoreiden välisen palkkapreemion erotus jaetaan kahteen osaan; selitettyyn ja selittämättömään osaan. Selitetty osa (engl. explained component) koostuu siitä osasta, joka voidaan perustella eroilla työntekijöiden ominaisuuksissa, kuten koulutuksessa, työkokemuksessa tai työtehtävässä.

Selittämätön osa (engl. unexplained component) johtuu eroista estimoiduissa kertoimissa sektoreiden välillä, eli siinä, miten järjestäytyneiden ja ei-järjestäytyneiden työntekijöiden eri ominaisuuksia palkitaan molemmilla sektoreilla. Sekä selitetty että selittämätön osa olivat tilastollisesti merkitseviä. 39 % - 50 % eroista sektoreiden välisessä palkkapeemiossa pystyttiin selittämään eroilla julkisen ja yksityisen sektorin työntekijöiden keskimääräisissä ominaisuuksissa. Loput eli noin 50 % - 60 % eroista selittyy eroavaisuuksilla siinä, miten molempien sektoreiden järjestäytyneiden työntekijöiden ominaisuuksia palkitaan. (Bahrami ym., 2008)

Oaxaca dekompositiomenetelmän mukaan merkittävä osa eroista palkkapeemion koossa sektoreiden välillä selittyy eroilla siinä, miten iso osa sektoreiden työntekijöistä on toimistotöissä, eroista keskimääräisissä koulutustasoissa sekä johdetussa työkokemuksessa. Aineistosta ei ollut alunperin selvinnyt työntekijöiden työkokemusta, joten tutkijat ovat johtaneet siitä arvion muiden tietojen perusteella. Tutkimuksen mukaan yli 22 % eroista selittyy sillä, että julkisen sektorin työntekijöistä selvästi suurempi osa (noin 74,5 % molempina tarkastelujaksoina) oli toimistotyöntekijöitä kuin mitä yksityisen sektorin työntekijöistä (noin 57 % molempina tarkastelujaksoina). 17 % - 36 % eroista palkkapeemiossa voidaan selittää koulutuksen negatiivisella korreloinnilla palkkapeemion kanssa, ja samanaikaisesti yksityisen sektorin työntekijöiden matalammalla keskimääräisellä koulutustasolla. Päätelty työkokemus puolestaan korreloi positiivisesti palkkapeemion kanssa yksityisellä sektorilla mutta negatiivisesti julkisella sektorilla. (Bahrami ym., 2008)

Yhdysvaltojen työmarkkinoita tutkivat Blanchflower ja Bryson estimoivat ammattiliittojen palkkapeemion yksityisellä sektorilla vaihdelleen noin välillä 12,5 % - 22,5 %. Bahrami ym. puolestaan estimoivat palkkapeemion olleen julkisella sektorilla keskimäärin 12,53 % vuosina 1998-2004. Yksityisen sektorin ammattiliittojen palkkapeemioksi vuosina 2000-2004 he estimoivat 22,7 %. Lisäksi Bahrami ym. estimoivat, että noin 40 % - 50 % eroista sektoreiden välisissä palkkapeemioissa voidaan selittää eroavaisuuksilla tietyille sektorille hakeutuvien työntekijöiden ominaisuuksissa, eli toisin sanoen valikoitumisharhalla. Loput eroista palkkapeemiossa selittyy heidän mukaansa eroilla siinä, miten molempien sektoreiden järjestäytyneiden työntekijöiden ominaisuuksia palkitaan.

4 Johtopäätökset

Tässä tutkielmassa esitellyt teoriat ja empiiriset tutkimukset mahdollistavat joiltakin osin johtopäätösten tekemisen ammattiliittojen palkkatreemion takana olevista tekijöistä sekä siitä, miksi sen suuruudessa on eroja yksityisen ja julkisen sektorin välillä.

Kiinan työmarkkinoilla regressioanalyysillä laskettuna yksityisen sektorin palkkatreemio oli 13,6 % ja julkisen sektorin palkkatreemio 9,3 %. Kun työntekijöiden heterogeenisyys vakioitiin kiinteiden vaikutusten mallilla, tilastollisesti merkittävää palkkatreemiota ei syntynyt. Ma kuitenkin mainitsee tutkimuksessaan, että kiinteiden vaikutusten mallin tuloksiin kannattaa suhtautua kriittisesti, koska järjestäytymisstatuksessa pitäisi tarkastelujaksolla tapahtua muutoksia, jotta malli toimisi optimaalisella tavalla. (Ma, 2024). Etelä-Afrikan työmarkkinoilla Kerr ja Wittenberg saivat ammattiliittojen palkkatreemioksi koko työmarkkinalla keskimäärin 25 % - 35. Julkisella sektorilla estimaatti vaihteli välillä 0,15–0,60, kun taas yksityisellä sektorilla estimaatti vaihteli välillä 0,08–0,35. (Kerr & Wittenberg, 2021). Iso-Britannian työmarkkinoilla Blanchflower & Bryson estimoivat julkisella sektorilla ammattiliittojen palkkatreemioksi 6,8 % ja yksityisellä sektorilla 8,2 %. (Blanchflower & Bryson, 2010). Yhdysvalloissa Blanchflower & Bryson estimoivat yksityisen sektorin palkkatreemioksi 18,5 % (Blanchflower & Bryson, 2004), ja Bahrami ym. puolestaan estimoivat 22,7 % yksityiselle sektorille ja 11,4 % julkiselle sektorille. (Bahrami ym., 2008). Kaikki mainitut tutkimukset olivat linjassa aikaisemman kyseistä valtiota käsitelleen tutkimusnäytön kanssa.

Tässä tutkielmassa ammattiliittojen palkkatreemiota perusteltiin yleisesti esimerkiksi ammattiliittojen yksittäistä työntekijää korkeammalla neuvotteluvoimalla. Tähän päätelmään vetosivat sekä useat empiiriset julkaisut (Freeman & Medoff, 1985; Fang & Hartley, 2022; Ma, 2024) että Oswaldin teoriajulkaisu ja Nashin neuvotteluteoria. Vaikutusta uskottiin olevan myös ammattiliittojen kyvyllä estää tai ainakin vaikeuttaa palkkojen joustamista alaspäin suhdanteen mukana. Tätä tuki muun muassa Blanchflowerin ja Brysonin havainto palkkatreemion vastasyklisyydestä, mikä tarkoittaa sen kasvamista talouden laskusuhdanteessa ja pienenemistä talouden noususuhdanteessa. Toinen esitely perustelu oli ammattiliiton neuvottelemien sopimusten pidempi kesto verrattuna yksittäisten työntekijöiden neuvottelemiin sopimuksiin. Tämän vuoksi ammattiliittojen sopimukset eivät reagoisi talouden suhdannemuutoksiin yhtä nopeasti. (Blanchflower & Bryson, 2010). Ammattiliittojen perusteltiin lisäksi pidentävän työsuhteita, mikä luo kannustimen työntekijälle ja työnantajalle panostaa työntekijän koulutukseen ja inhimilliseen pääomaan. (Blanchflower & Bryson, 2004).

Tässä tutkielmassa esitetyt tutkimustulokset ovat Etelä-Afrikan työmarkkinoita lukuun ottamatta yhdenmukaisia siinä, että julkisen sektorin ammattiliittojen palkkapreemio on systemaattisesti pienempi kuin yksityisen sektorin vastaava. Tämä on varsin mielenkiintoinen tutkimustulos, koska se on ristiriidassa teesin kanssa, että korkeampi järjestäytymisaste tarkoittaisi parempaa neuvotteluvoimaa ammattiliitoille, mikä taas näkyisi korkeampana palkkapreemiona. Kaikissa neljässä tämän tutkielman päätutkimuksessa järjestäytymisaste on ollut julkisella sektorilla kymmeniä prosenttiyksikköä korkeampi kuin yksityisellä sektorilla. Johtopäätös voisi siis olla, että osasy ammattiliittojen palkkapreemiolle on niiden yksittäistä työntekijää korkeampi neuvotteluvoima, mutta joko i) jäsenmäärällä ei ole vaikutusta neuvotteluvoimaan, ii) parempi neuvotteluvoima ei Nashin neuvotteluteorian vastaisesti takaa korkeampaa palkkatasoa tai iii) jäsenmäärän kasvu kasvattaa neuvotteluvoimaa laskevan rajahyödyn lain mukaisesti, jolloin uuden jäsenen tuoma neuvotteluvoiman kasvu on lopulta häviävän pieni.

Bahrami ym. estimoivat, että noin 40 % - 50 % eroista sektoreiden välisessä palkkapreemiossa voidaan selittää eroilla eri sektoreilla työskentelevien ihmisten ominaisuuksissa, toisin sanoen valikointumisharhalla. Myös Ma uskoi piilomuuttujien, eli havaitsemattomien palkkaan vaikuttavien ominaisuuksien kuten luonteenpiirteiden ja yksilön omien preferenssien, olevan yksi palkkapreemiota selittävästä tekijöistä. Ma lisäksi perusteli sektorien välistä eroa palkkapreemiossa muun muassa valtion vahvemmallalla roolilla julkisen sektorin palkkatason määrittämisessä, mikä ei välttämättä jätä ammattiliitoille yhtä paljon neuvotteluvaraa kuin yksityisellä sektorilla.

Intuitiivisesti julkisen sektorin matalampaa palkkapreemiota voi perustella yksityisen sektorin palkkojen suuremmalla hajonnalla. Yritykset maksavat tietyt ominaisuudet omaavalle työntekijälle tietyssä työtehtävässä oman budjettinsa verran, minkä vuoksi on intuitiivista ajatella, että samaa työtä tekevien työntekijöiden palkat voivat isoilla työmarkkinoilla vaihdella enemmän kuin julkisella sektorilla, jossa todennäköisemmin noudatetaan tarkempia ja yleispätevämpiä säädöksiä. Jos täten ajatellaan, että yksityisellä sektorilla esiintyy enemmän palkkahajontaa, voidaan myös ajatella, että järjestäytyminen pienentää tätä hajontaa nostamalla palkkajakauman ensimmäisiin desiiileihin kuuluvien tulotasoa eniten. Tämä näkyisi siis yksityisen sektorin julkista sektoria korkeampana ammattiliittojen palkkapreemiona. Ammattiliittojen voimakkaammasta vaikutuksesta pienituloisten palkkatasoon on aiemmin tässä tutkielmassa esitetty tutkimusnäyttöä.

5 Yhteenveto

Tässä tutkielmassa käsiteltiin kirjallisuuskatsauksen keinoin ammattiliittojen palkkapeemiota yksityisellä ja julkisella sektorilla. Tutkielman tavoitteena oli luoda lukijalle monipuolinen yleiskuva ammattiliittojen palkkapeemion tämänhetkisestä tutkimuskirjallisuudesta, pääpainon ollessa sektoreiden välisissä eroissa. Tämä toteutettiin sekä käsittelemällä ammattiliittojen palkkapeemion teoreettista pohjaa että aihepiirin empiiristä näyttöä ympäri maailmaa, erilaisista yhteiskunnista ja työmarkkinajärjestelmistä.

Kirjallisuuskatsauksen perusteella tutkimusnäyttö on paikoitellen ristiriitaista, mutta valtaosa empiiristä tutkimuksista kohdemaissa on havainnut ammattiliittojen aiheuttavan palkkapeemiota. Tämän tutkielman tutkimuksissa koko työmarkkinoiden ammattiliittojen palkkapeemion estimaatti vaihteli keskimäärin välillä 7 % - 35 %. Palkkapeemiota perusteltiin tässä tutkielmassa erityisesti ammattiliittojen kyvyllä estää palkkojen joustoa alaspäin sekä niiden neuvottelemilla pidemmällä ja siten jäykemmällä sopimuksilla. Näiden takia palkkataso ei reagoisi kovin herkästi suhdannemuutoksiin. Palkkapeemiota havaittiin erityisesti sellaisten työntekijöiden kohdalla, jotka edustivat erilaisia vähemmistöryhmiä tai olivat taitotasoltaan verrokkejaan heikompia.

Kun ammattiliittojen palkkapeemiota tarkasteltiin julkisen ja yksityisen sektorin välillä, oli tutkimustuloksissa paikoitellen eroja. Useimmissa tutkimuksissa palkkapeemio oli yksityisellä sektorilla julkisen sektorin vastaavaa korkeampi. Tämä on mielenkiintoinen tutkimustulos muun muassa siksi, että se on ristiriidassa yleisen teesin kanssa, että korkeampi järjestäytymisaste tarkoittaisi korkeampaa palkkapeemiota. Sektoreiden välistä eroa ammattiliittojen palkkapeemiossa perusteltiin tässä tutkielmassa muun muassa valikoitumisharhalla, piilomuuttujilla ja valtion vahvemmalla roolilla julkisen sektorin palkkatason määrittämisessä. Jokseenkin ristiriitaisen tutkimusnäytön vuoksi täysin universaalia lainalaisuutta sille, aiheuttavatko ammattiliitot aina palkkapeemiota ja jos kyllä, kuinka suurta, ei voida luoda. Tämän tutkielman pohjalta ei myöskään selviä, esiintyykö ammattiliittojen palkkapeemiota todennäköisemmin tietyssä talousjärjestelmässä tai esimerkiksi vain kehittyneissä talouksissa.

Yksityisen ja julkisen sektorin ammattiliittojen palkkapeemiota käsittelevässä tutkimuskirjallisuudessa on vielä aukkoja, jotka kaipaivat täydennystä. Jotta aihepiiristä olisi mahdollista muodostaa selkeämpi kuva, ja esimerkiksi havaita, onko yhteiskunnalla tai työmarkkinajärjestelmällä merkittävä rooli ammattiliittojen palkkapeemiossa, olisi kriittistä saada tutkimusnäyttöä ympäri

maailmaa erilaisista ympäristöistä. Valitettavasti tämän tutkielman sisältöä ei suoranaisesti pysty johtamaan Suomen kontekstiin, koska Suomen työmarkkinoille ominaiset yleissitovat työehtosopimukset luovat ammattiliittojen palkkapreemion tutkimiseen oman haasteensa.

Lähteet

- Bahrami, B., Bitzan, J. D., & Leitch, J. A. (2008). Union Worker Wage Effect in the Public Sector. *Journal of Labor Research*, 30(1), 35–51. <https://doi.org/10.1007/s12122-008-9048-z>
- Bhorat, H., Goga, S., Van Der Westhuizen, C. (2012). INSTITUTIONAL WAGE EFFECTS: REVISITING UNION AND BARGAINING COUNCIL WAGE PREMIA IN SOUTH AFRICA. *South African Journal of Economics*, 80(3), 400–414. <https://doi-org.ezproxy.utu.fi:2443/10.1111/j.1813-6982.2011.01306.x>
- Binmore, K., Rubinstein, A., Wolinsky, A. (1986) The Nash Bargaining Solution in Economic Modelling. *The RAND Journal of Economics*, 17(2), 176–188. <https://www.jstor.org/stable/2555382>
- Blanchflower, D. & Bryson, A. (2004). What Effect Do Unions Have on Wages Now and Would Freeman and Medoff Be Surprised? *Journal of Labor Research*, 25(3), 383–414. <https://doi.org/10.1007/s12122-004-1022-9>
- Blanchflower, D. & Bryson, A. (2010). The Wage Impact of Trade Unions in the UK Public and Private Sectors. *Economica*, 77(305), 92–109. <https://doi-org.ezproxy.utu.fi:2443/10.1111/j.1468-0335.2008.00726.x>
- Booth, A., Freeman, R., Meng, X., & Zhang, J. (2021). Trade Unions and the Welfare of Rural-Urban Migrant Workers in China. *ILR Review*, 75(4), 974–1000. <https://doi.org/10.1177/00197939211004440>
- Bryson, A. (2002) The Size of the Union Membership Wage Premium in Britain's Private Sector. *Policy Studies Institute*. <https://westminsterresearch.westminster.ac.uk/item/q90ww/the-size-of-the-union-membership-wage-premium-in-britain-s-private-sector>
- Bryson, A., Dale-Olsen, H., & Nergaard, K. (2019). Gender differences in the union wage premium? A comparative case study. *European Journal of Industrial Relations*, 26(2), 173–190. <https://doi.org/10.1177/0959680119840572>

- Eurofound. (2025). United Kingdom: Industrial relations profile. *European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions*. https://www.eurofound.europa.eu/sites/default/files/ef_files/eiro/country/united.kingdom.pdf haettu 10.11.2025
- Fang, T. & Hartley, J. (2022). Evolution of Union Wages and Determinants. *IZA - Institute of Labor Economics*. <http://www.jstor.org/stable/resrep64638>
- Farber, H. S. (2005). Union membership in the United States: The divergence between the public and private sectors. *Princeton University, Industrial Relations Section, Working Paper #503*. <https://files.core.ac.uk/download/pdf/6894934.pdf>
- Freeman, R. B., & Medoff, J. L. (1985). What do unions do. *Industrial and Labor Relations Review*, 38(2), 244-263. <https://heinonline.org/HOL/P?h=hein.journals/ialrr38&i=246>
- Gunderson, M., Lee B. Y. & Wang, H. (2016), Union pay premium in China: an individual-level analysis. *International Journal of Manpower*, 37(4), 606–627. <https://doi.org/10.1108/IJM-08-2014-0174>
- Hofmeyr, J. & Lucas R. (2001). The Rise in Union Wage Premiums in South Africa. *Labour*, 15(4), 685–719. <https://doi.org/10.1111/1467-9914.00183>
- Kerr, A. & Wittenberg, M. (2021). Union wage premia and wage inequality in South Africa. *Economic Modelling*, 97, 255–271. <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0264999320312700>
- Kerrissey, J., & Meyers, N. (2021). Public-Sector Unions as Equalizing Institutions: Race, Gender, and Earnings. *ILR Review*, 75(5), 1215–1239. <https://doi.org/10.1177/00197939211056914>
- LegalClarity. (2025). How the UK Economic System Works. <https://legalclarity.org/how-the-uk-economic-system-works/> haettu 16.11.2025

- Ma, X. (2024). Union membership and the wage gap between the public and private sectors: evidence from China. *Journal for Labour Market Research*, 58(1), 3.
<https://doi.org/10.1186/s12651-024-00361-2>
- Ma, X., & Zhan, P. (2024). Trade unions and the gender wage gap: evidence from China. *Journal of Applied Economics*, 27(1). <https://doi.org/10.1080/15140326.2024.2369430>
- National Citizen. (2024). South Africa's trade unions. *National Citizen*. <https://www.nationalcitizen.co.za/article/south-africas-trade-unions> haettu 29.11.2025
- Ntlhola M. A., Kwenda P. & Ntuli M. (2018). A distributional analysis of union-wage effects in South Africa: Evidence from panel data. *Development Southern Africa*, 36(3), 309–328.
<https://doi.org/10.1080/0376835X.2018.1484700>
- Oswald, A. (1982) Trade Unions, Wages and Unemployment: What Can Simple Models Tell Us. *Oxford University Press*, 34(3), 526–545. <https://www.jstor.org/stable/2662595?seq=1>
- Taylor, A. (2025). The Trade Union Movement, 1850-1914. *Revue Française de Civilisation Britannique*, XXX-1. <https://doi.org/10.4000/133di> haettu 4.11.2025
- The Impact Investor. (2021). What is a Wage Premium? Definition and Examples. 30.12.2021.
<https://theimpactinvestor.com/what-is-a-wage-premium/> haettu 8.11.2025
- Työelämän pelisäännöt. (2021). Mikä on kolmikanta? 12.11.2021. <https://tyoelamanpelisaannot.fi/fi/mika-on-kolmikanta/> haettu 5.11.2025
- Suomi.fi-verkkotoimitus. (2025). Työehtosopimukset ja paikallinen sopiminen – Työnantajan vastuut ja velvollisuudet. <https://www.suomi.fi/yritykselle/tyonantajuus/tyonantajan-velvollisuudet/opas/tyonantajan-vastuut-ja-velvollisuudet/tyoehtosopimukset-ja-paikallinen-sopiminen> [Suomi](https://www.suomi.fi) haettu 1.11.2025
- World Bank. (2025). Economies covered by B-READY. <https://www.worldbank.org/en/businessready/about-us/covered-economies> haettu 27.11.2025

Xinxin, M. & Peng, Z. (2024). Trade unions and the gender wage gap: evidence from China. *Journal of Applied Economics*, 27(1). <https://doi.org/10.1080/15140326.2024.2369430>

Yeung, N. (2025). Economy of China explained: A socialist market economy. *Profolus*.
<https://www.profolus.com/topics/economy-of-china-explained-a-socialist-market-economy/>
haettu 20.11.2025

Young, M. (2024). Comparing labor relations: How models of unionization differ between the US and Europe. *Fordham International Law Journal*. <https://www.fordhamilj.org/iljonline/2024/11/25/comparing-labor-relations-how-models-of-unionization-differ-between-the-us-and-europe>