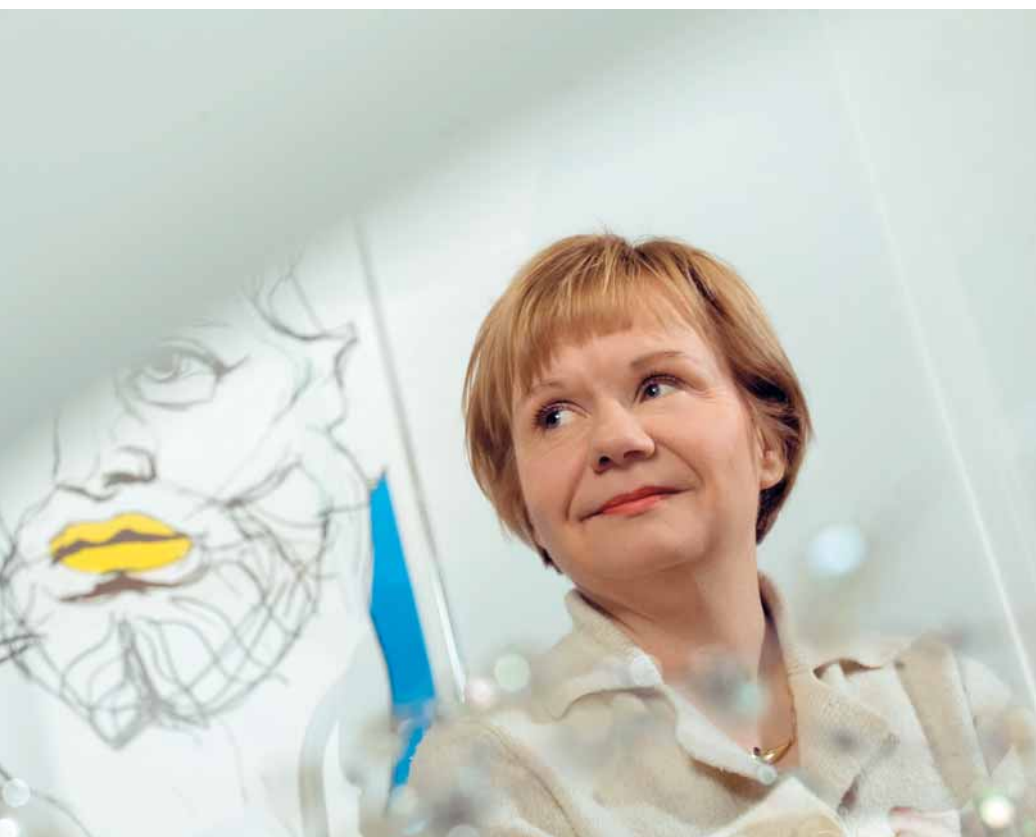




Työttömyysturvan saantiehtojen kiristymisen vaikutus työn etsintään kolmessa Pohjoismaassa

Työttömyysturvan saantiehtoja kiristettiin vuonna 1997 Norjassa, Suomessa ja Tanskassa. Johtiko se työttömien korkeampaan todennäköisyyteen löytää itselleen työpaikkoja?



Reija Liljan (oik.) ja Merja Kauhasen saamat tulokset viittaavat siihen, että työvoiman kysyntäpuolen tekijät asettavat omia rajoituksiaan sille, kuinka hyvin työnhakijoiden kannustimia lisäämällä voidaan parantaa työllisyyttä.

Merja Kauhanen
Tutkimuskoordinaattori
Palkansaajien tutkimuslaitos

merja.kauhanen@labour.fi

Reija Lilja
Tutkimusjohtaja
Palkansaajien tutkimuslaitos

reija.lilja@labour.fi

Vaikka taloustieteellisen tutkimuskirjallisuuden mukaan työttömyysturvan saantiehtojen vaikutus työn etsintään on erilaista niillä työttömällä, jotka ovat oikeutettuja saamaan työttömyyskorvausta ja niillä, jotka eivät ole oikeutettuja saamaan korvausta, on työttömyysturvan saantiehtojen vaikutusta työn etsintään tutkittu hyvin vähän. Saantiedoilla voidaan olettaa olevan suuri vaikutus työttömän käyttäytymiseen: kun työtön ei ole oikeutettu ansiosidonnaiseen työttömyysturvaan, hänen korvausasteensa eli työttömyysturvan taso suhteessa työttömyysjaksoa edeltävään palkkaan laskee huomattavasti. Tämän vaikutuksen pitäisi nopeuttaa niiden työttömien työllistymistä, jotka eivät ole oikeutettuja saamaan (ansiosidonnaista) työttömyyskorvausta, koska mahdollisuus työn avulla täyttää työttömyysturvan saantiehto tulevaisuudessa tekee uuden työn hankkimisen houkuttelevammaksi.¹

Työttömyysturvan tason tai keston vaikutuksia arvioivaa tutkimusta (esim. Carling, Holmlund ja Vejsiu 2001; Røed ja Zhang 2003; Bennmarker, Carling ja Holmlund 2005; Heyman ja van Ours 2005; Lalive et al. 2006; Røed et al. 2006) löytyy paljon työttömyysturvakirjallisuudesta. Sen sijaan työttömyysturvan saantiehtojen vaikutuksia arvioivaa tutkimusta on tehty paljon vähemmän, ja sekin on lähinnä tarkastellut työttömyysturvan saantiehtojen tapahtuneiden muutosten vaikutusta työllisyysjaksojen keston (esim. Green ja Riddell

¹ Ks. Meyerin (2002) yhteenveto työttömyysturvan saantietoja käsitteestä tutkimuskirjallisuudesta.

Tavoitteena oli lisätä kannustimia etsiä ja ottaa vastaan työtä.

1997; Green ja Sargent 1998; Baker ja Rea 1998).

Tässä artikkelissa tarkastellaan, kuinka 1990-luvun lopulla toteutetut työttömyysturvan saantiehtojen kiristykset vaikuttivat työttömien työnhakijoiden käyttäytymiseen eli työttömyyden kestoon ja työllistymiseen kolmessa Pohjoismaassa: Tanskassa, Suomessa ja Norjassa. Samanlainen uudistus tehtiin kaikissa maissa, mutta olivatko vaikutukset samanlaisia? Artikkelin pohjautuu kirjoittajien yhdessä Iben Bolvigin, Inés Hardoyn ja Marianne Røedin kanssa tekemään tutkimukseen.

Uudistusten tavoite oli kaikissa kolmessa maassa samanlainen: lisätä kannustimia etsiä työtä ja alentaa kynnyspalkkaa, jolla työtön ottaa vastaan työtä. Toisaalta uudistuksen toteuttamisen aikaan (vuonna 1997) Suomessa työttömyys oli paljon korkeammalla tasolla kuin Tanskassa ja Norjassa ja siten myös työvoiman kysynnän asettamat rajoitteet työvoiman tarjonnan lisäykselle olivat suurempia. Onkin mielenkiintoista tutkia uudistuksen vaikutuksia toisistaan poikkeavissa ympäristössä ja katsoa, kuinka paljon tällä on vaikutusta havaittuun vaikuttavuuteen.

Uudistusten käyttäytymisvaikutusten ja vaikuttavuuden tutkimisen tekee mahdolliseksi se, että saantiehtojen muutos ei vaikuttanut kaikkiin työttömiin samalla tavalla. Osa työttömistä menetti uudistuksen myötä pääsynsä ansiosidonnaisen työttömyysturvan piiriin. Tähän ryhmään kuuluivat ne työt-

tömät, jotka täyttivät entisen lain mukaisen työttömyysturvan saantiehton mutta eivät uuden lain edellyttämää saantiehtoa. Työttömyysturvan saantiehtojen kiristämällä voidaan olettaa olevan vaikutusta nimenomaan tämän ryhmän käyttäytymiseen siten, että uudistus lyhentäisi tämän ryhmän työttömyyden kestoa ja nopeuttaisi uudelleentyöllistymistä. Sen sijaan voidaan olettaa, että saantiehtojen muutos ei muuta niiden työttömien käyttäytymistä, joiden asemaan muutos ei vaikuttanut eli jotka täyttävät työttömyysturvan saantiehdot sekä vanhan että uuden lain mukaan.

Työttömyysturvan saantiehtojen tiukennus vuonna 1997

Kaikissa kolmessa nyt tarkasteltavassa Pohjoismaassa työttömien työnhakijoiden täytyy täyttää tietyt ehdot saadakseen ansiosidonnaista työttömyysturvaa. Tanskassa ja Suomessa nämä ehdot liittyvät työssäoloeseen ja Norjassa ansioeroon. Tanskassa ja Suomessa edellytetään, että työtön työnhakija täyttää lainsäädännössä asetetut minimivaatimukset työttömyysturvarahaston jäsenenä oloajalle ja työllisyyskuukausien määrälle². Norjassa työttömyysturvan

² Suomessa vaaditaan myös, että palkka on työehtosopimuksen mukainen tai jos alalla ei ole työehtosopimusta, kokoaikatyön palkan on oltava vähintään 940 euroa kuukaudessa.

saantiehto edellyttää vähintään tietyn suuruisia palkkatuloja. Tarkasteluajankohta palkkatuloille voi olla joko työttömyysjaksoa edeltävä kalenterivuosi (R1) tai kolmen edellisen kalenterivuoden keskiarvo (R2) sen mukaan, kumpi on korkeampi.

Vuoden 1997 alusta työttömyysturvan saantiehtoja kiristettiin kaikissa kolmessa maassa varsin merkittävästi. Tanskassa saantiehtoon vaadittavien työkuukausien (kokoaikatyössä) määrää kolmelta edelliseltä vuodelta nostettiin 24 viikosta 52 viikkoon. Suomessa työssäoloehto pidennettiin 26 viikosta 43 viikkoon viimeisen 24 kuukauden aikana³. Sen lisäksi työttömyyskassan jäsenyysehtoa pidennettiin kuudesta kuukaudesta kymmeneen kuukauteen.

Norjassa palkkavaatimusta nostettiin 67 prosentilla, jos tarkasteltavana olivat edellisen kalenterivuoden palkkatulot (R1) ja 33 prosentilla, jos tarkasteltavana olivat kolmen edellisen vuoden palkkatulot (R2). R1 ja R2 on suhteutettu norjalaiseen perusturvaan (G⁴) siten, että R1 oli uudistuksen jälkeen vähintään 1,25 kertaa G:n suuruinen (0,75 kertaa G:n suuruinen ennen uudistusta) ja R2 oli vähintään G:n suuruinen uudistuksen jälkeen (0,75 kertaa G:n suuruinen ennen uudistusta). Samaan aikaan Norjassa lyhennettiin myös ansiosidonnaisen työttömyysturvan kestoa 186 viikosta (kaksi 80 viikon jaksoa + 13 viikon lisäjakso) yhtäjaksoiseen 156 viikkoon.

Tutkimusaineisto

Tutkimusaineistona kussakin Pohjoismaassa käytettiin uusia alkaneita

³ Myös paluuehtoa pidennettiin 26 viikosta 43 viikkoon, mutta samalla pidennettiin tarkasteluajanjaksoa 8 kuukaudesta 24 kuukauteen.

⁴ G oli 7 650 € vuonna 2006.

työttömyysjaksoja ennen ja jälkeen uudistuksen eli vuosilta 1996 ja 1997. Aineistot on rajattu 25–49-vuotiaisiin, koska alle 25-vuotiaita ja toisaalta yli 50-vuotiaita koskevat erityissäännöt, jotka voivat vaikuttaa heidän työnhakukäyttäytymiseensä huomattavasti. Tanskassa aineisto muodostettiin ottamalla 10 prosentin satunnaisotos yhdistetystä työttömyysjaksoaineistosta ja IDA-aineistosta (Integrated Database for Labour Market Research). Suomessa työttömyysjaksoaineisto muodostettiin yhdistämällä työministeriön työnhakijarekisterin tilastoja työttömyysjaksoista Tilastokeskuksen seitsemän prosentin satunnaisotokseen suomalaisesta työikäisestä väestöstä vuosilta 1987–2000 (sisältää tietoja useista eri rekistereistä). Norjassa työttömyysjaksoaineisto poimittiin FD-Trygd-aineistosta, joka käsittää koko Norjan väestön 1.1.1992 alkaen.

Tutkittavina ovat ns. laajat työttömyysjaksot eli niihin on sisällytetty myös jaksot työvoimapolitiisissa toimenpiteissä⁵. Tanskassa keskityttiin tarkastelemaan uusia työttömyysjaksoja, jotka alkoivat heinä-joulukuussa 1996 ja 1997. Suomessa ja Norjassa tarkasteltiin uusia työttömyysjaksoja, jotka alkoivat tammi-huhtikuussa 1996 ja tammi-huhtikuussa 1997. Suomen hallitus teki työttömyysturvaa koskevan lainmuutosehdotuksen toukokuussa 1996, ja laki hyväksyttiin eduskunnassa syyskuussa 1996. Norjassa laki hyväksyttiin kesäkuussa 1996. Näin ollen voimme olla varmoja, että ne työttömät, joiden työttömyysjakso alkoi tammi-huhtikuussa 1996, eivät olleet tietoisia lakimuutoksesta eikä se siten voinut vaikuttaa heidän käyttäytymiseensä.

⁵ Suomen osalta mukana ovat vain jaksot työvoimapolitiisissa koulutuksessa.

Koeryhmä = ne työttömät, jotka täyttävät vanhan työssäoloehdon, mutta eivät uutta.
 Kontrolliryhmä 1 = peruskontrolliryhmä = ne työttömät, joilla uusi työttömyysjakso alkaa tarkasteluperiodeilla ja jotka täyttävät sekä vanhan että uuden työssäoloehdon.
 Kontrolliryhmä 2 = ne työttömät, jotka eivät täytä kumpaakaan työssäoloehto.

Taulukko 1. Tilastollisissa analyyseissa käytettyjen laajojen työttömyysjaksojen keskimääräiset kestot (viikkoina).

	Koeryhmä		Kontrolliryhmä 1		Kontrolliryhmä 2	
	Ennen	Jälkeen	Ennen	Jälkeen	Ennen	Jälkeen
Tanska	26,4	24,2	17,3	16,9	41,2	44,4
Suomi	32,4	26,7	29,9	25,2	45,0	42,2
Norja	17,9	15,4	15,7	14,6	21,3	18,6

Uudistusten käyttäytymisvaikutusten tutkimisen tekee mahdolliseksi se, että saantiehtojen muutos ei vaikuttanut kaikkiin työttömiin samalla tavalla. Osa työttömistä menetti uudistuksen myötä pääsynsä ansiosidonnaisen työttömyysturvan piiriin. Tämä työttömien ryhmä muodostaa tilastollisissa analyyseissämme ns. koeryhmän, ja siihen kuuluvat ne työttömät, jotka täyttävät vanhan työssäoloehdon mutta eivät uutta. Kontrolliryhmänä 1 käytetään niitä työttömiä, joilla uusi työttömyysjakso alkaa näillä periodeilla ja jotka täyttävät sekä vanhan että uuden työssäoloehdon (peruskontrolliryhmä). Kontrolliryhmän 2 muodostavat ne työttömät, jotka eivät täytä kumpaakaan työssäoloehto.

Taulukossa 1 on esitetty tutkimuksen kohteena olevien työttömyysjaksojen keskimääräiset pituudet ennen ja jälkeen uudistuksen. Taulukosta havaitaan, että kontrolliryhmä 1:llä alkaneet uudet työttömyysjaksot ovat näistä kolmesta ryhmästä lyhyimmät sekä ennen uudistusta että sen jälkeen. Kontrolliryhmä 2:lla työttömyysjaksot ovat pisimmät, ja koeryhmän työttömyysjaksot ovat keskimääräiseltä pituudeltaan näiden kahden ryhmän välissä kaikissa kolmessa Pohjoismaassa.

Työttömyysturvan tiukentumisen vaikutukset työttömyyden keston ja työllistymisen todennäköisyyteen

Uudistusten vaikutuksia työttömien käyttäytymiseen tutkittiin tilastollisella mallilla käyttäen hyväksi ns. difference-in-differences-menetelmää, jossa verrataan koe- ja kontrolliryhmien työllistymisen ja työmarkkinoille ulkopuolelle siirtymisen todennäköisyyksiä eli riskisuhteita (ns. hasardiasteita) ennen ja jälkeen työttömyysturvan uudistuksen. Malli on yksityiskohtaisemmin esitelty tutkimuksesta ilmestyvässä työpaperissa (Kauhanen et al. 2008). Kaikille maille estimoitiiin samat mallit käyttäen samalla tavalla määriteltyjä muuttujia. Malleissa käytetään selittävinä tekijöinä mm. sukupuolta, ikää, koulutusta, lasten lukumäärää, kansallisuutta ja asuinalueen työttömyysastetta.

Koeryhmän keskimääräinen todennäköisyys työllistyä oli kontrolliryhmän 1 todennäköisyydestä 64–73 prosenttia (ks. taulukko 2). Tämä tulos kertoo kontrolliryhmä 1:n vahvasta kiinnittämismisestä työmarkkinoille. Ero on vielä selkeämpi, kun verrataan kontrolliryhmä 2:n ja kontrolliryhmä 1:n työllistymisen todennäköisyyksiä keskenään. Tanskassa, Suomessa ja Norjassa työttömällä työnhakijoilla kontrolliryhmä 2:ssa on noin puolet pienempi todennäköisyys (44–46 prosenttia) työllistyä avoimille työmarkkinoille kuin työttömällä työnhakijoilla kontrolliryhmässä 1.

Ansiosidonnaisen työttömyysturvan saantiehtojen kiristämällä oli käytäytymisvaikutuksia niiden työttömien keskuudessa, jotka tiukennuksen seurauksena menettivät pääsyt ansiosidonnaisen työttömyysturvan piiriin. Erityisen selviä nämä tulokset olivat Tanskassa, jossa koeryhmään kuuluvan työttömän työnhakijan (joka ei täyttänyt työttömyysturvan saantiehtoa uudistuksen jälkeen) todennäköisyys työllistyä avoimille työmarkkinoille oli yhdeksän prosenttia suurempi kuin samanlaisella työnhakijalla kontrolliryhmä 1:ssä, joka täytti työttömyysturvan saantiedot myös uudistuksen jälkeen. Uudistus

näyttää siis lisännen kannustimia työllistyä.

Suomessakin todennäköisyys työllistyä avoimille työmarkkinoille nousi jonkin verran verrattuna kontrolliryhmä 1:een uudistuksen jälkeen, mutta vaikutus ei ollut tilastollisesti merkitsevä. Suomen osalta ei siis saatu koeryhmälle tilastollisesti merkitseviä käyttäytymisvaikutuksia. Tätä voivat selittää Suomessa uudistuksen aikaan vuonna 1997 vallinneet korkeat (noin 20 %:n) paikalliset työttömyysasteet ja riittämätön työvoiman kysyntä, jotka asettivat omat rajoituksensa koeryhmän työllistymiselle riippumatta siitä, kuinka aktiivisesti tähän ryhmään kuuluvat työttömät ponnistelivat löytääkseen uuden työpaikan.

Tätä tulkintaa näyttäisivät vahvistavan myös tulokset, joita saatiin estimoimalla tilastollinen malli erikseen 25–29-vuotiaille ja korkeasti koulutetuille. Suomessa uudistuksen käyttäytymisvaikutukset koeryhmässä tulivat tilastollisesti merkitseviksi näissä ryhmissä. Ikäryhmässä 25–29-vuotiaat koeryhmän todennäköisyys kasvoi 38 prosentilla verrattuna samanlaisiin työnhakijoihin kontrolliryhmä 1:ssä. Vastaavasti korkeasti koulutetuilla koeryhmän todennäköisyys työllistyä uudistuksen jälkeen avoimille työ-

markkinoille oli 28 prosenttia suurempi verrattuna kontrolliryhmä 1:een. Näille ryhmille löytyi siis työvoiman kysyntää riittävästi.

Norjassa uudistuksella ei myöskään ollut tilastollisesti merkitsevää vaikutusta koeryhmän työllistymisen todennäköisyyteen silloin, kun työnhakijoiden havaitsematonta heterogeenisyyttä ei oltu huomioitu estimoitavassa mallissa. Sen sijaan kun se huomioitiin, tämän ryhmän todennäköisyys työllistyä avoimille työmarkkinoille kasvoi 40 prosentilla verrattuna kontrolliryhmään 1⁶.

Työllistymisen ohella tutkittiin myös uudistuksen vaikutusta työmarkkinoiden ulkopuolelle siirtymiseen. Uudistus ei lisännyt työmarkkinoiden ulkopuolelle siirtymistä niiden työttömien keskuudessa, jotka menettivät pääsyt ansiosidonnaisen työttömyysturvan piiriin Tanskassa ja Suomessa. Sen sijaan Norjassa uudistus lisäsi myös työmarkkinoiden ulkopuolelle siirtymistä koeryhmässä. Tämän ryhmän todennäköisyys siirtyä työmarkkinoiden ulkopuolelle kaksinkertaistui uudistuksen jälkeen verrattuna niihin työttömiin,

⁶ Havaitsemattoman heterogeenisyyden vaikutusta tutkittiin yhtenä herkkyysanalyysinä.

Taulukko 2. Työllistyminen avoimille työmarkkinoille.

	Tanska		Suomi		Norja	
	Riskisuhde	P > z	Riskisuhde	P > z	Riskisuhde	P > z
Koeryhmä	0,637	0,000	0,699	0,000	0,735	0,000
Kontrolliryhmä 2	0,457	0,000	0,464	0,000	0,439	0,000
Koeryhmän suhteellinen tn verrattuna kontrolliryhmä 1:een uudistuksen jälkeen	1,094	0,005	1,038	0,541	0,938	0,187
Kontrolliryhmä 2:n suhteellinen tn verrattuna kontrolliryhmä 1:een uudistuksen jälkeen	0,970	0,232	0,949	0,280	1,036	0,155

Taulukon luvut ovat ns. riskisuhteita (hazard ratios). Esimerkiksi riskisuhde 1.094 kertoo, että koeryhmän todennäköisyys työllistyä uudistuksen jälkeen oli 9,4 prosenttia suurempi verrattuna kontrolliryhmä 1:een.

Taulukko 3. Siirtyminen työmarkkinoiden ulkopuolelle.

	Tanska		Suomi		Norja	
	Riskisuhde	Riskisuhde	P > z	P > z	Riskisuhde	P > z
Koeryhmä	1,039	0,361	0,933	0,507	0,905	0,015
Kontrolliryhmä 2	1,327	0,000	0,895	0,137	1,949	0,000
Koeryhmän suhteellinen tn verrattuna kontrolliryhmä 1:een uudistuksen jälkeen	1,026	0,666	0,921	0,592	2,027	0,000
Kontrolliryhmä 2:n suhteellinen tn verrattuna kontrolliryhmä 1:een uudistuksen jälkeen	0,873	0,002	1,191	0,105	1,049	0,026

Taulukon luvut ovat ns. riskisuhteita.

jotka uudistuksen jälkeen edelleen täyttivät ansiosidonnaisen työttömyysturvan saantiehton. Norjan osalta tähän tulokseen voi vaikuttaa myös se, että Norjassa koeryhmään kuului enemmän naisia ja 25–29-vuotiaita, jotka ovat herempiä liikkumaan myös työmarkkinoiden ulkopuolelle.

Kaikkiaan tulokset osoittavat, että ansiosidonnaisen työttömyysturvan saantiehtojen kiristämällä oli käytäytymisvaikutuksia niiden työttömien keskuudessa, jotka tiukennuksen seurauksena menettivät pääsytensä ansiosidonnaisen työttömyysturvan piiriin. Se lisäsi kannustimia työllistyä eli nosti työllistymisen todennäköisyyttä Tanskassa ja Norjassa (Norjan tapauksessa silloin, kun havaitsematon heterogeenisuus otetaan huomioon). Suomessa uudistuksella ei ollut tilastollisesti merkitsevää vaikutusta työllistymiseen niiden työttömien keskuudessa, jotka uudistuksen jälkeen eivät enää täyttäneet ansiosidonnaisen työttömyysturvan saantiehtoja. Tulokset tulivat kuitenkin vahvemmiksi, kun käyttäytymisvaikutuksia tutkittiin erikseen 24–29-vuotiaille ja korkeasti koulutetuille.

Suomen tulokset viittaavat siihen, että työvoiman kysyntäpuolen tekijät asettavat omia rajoituksiaan sille, kuinka hyvin

työnhakijoiden kannustimia lisäämällä voidaan parantaa työllisyyttä. Norjassa uudistus lisäsi myös koeryhmään kuuluvien työmarkkinoiden ulkopuolelle siirtymistä eli kaikilla muutokset eivät lisänneet työllistymistä, vaan myös aiheuttivat pakoa työmarkkinoiden ulkopuolelle. ■

KIRJALLISUUS

Baker, M. & Rea, S. (1998), Employment Spells and Unemployment Insurance Eligibility Requirements, *Review of Economics and Statistics*, 80, 80–93.

Benmarker, H. & Carling, K. & Holmlund, B. (2005), Do Benefit Hikes Damage Job Finding? Evidence from Swedish Unemployment Insurance Reforms, Uppsala University, Department of Economics, Working Paper 2005:15.

Carling, K. & Holmlund, B. & Vejsiu, A. (2001), Do Benefit Cuts Boost Job Finding? Swedish Evidence from the 1990s, *Economic Journal*, 111, 766–790.

Green, D. & Riddell, W. (1997), Qualifying for Unemployment Insurance: An Empirical Analysis, *Economic Journal*, 107, 67–83.

Green, D. & Sargent, T. (1998), Unemployment Insurance and Job Durations: Seasonal and Non-seasonal Jobs, *Canadian Journal of Economics*, 31, 247–278.

Heyman, A. & van Ours, J. (2005), How Eligibility Criteria and Entitlement

Characteristics of Unemployment Benefits Affect Job Finding Rates of Elderly Workers? Draft.

Kauhanen, M. & Bolvig, I. & Hardoy, I. & Lilja, R. & Røed, M. (2008), The Effect of Tightened UIB Entitlement Rules on Incentives to Accept Employment: Empirical Evidence from Three Nordic Countries. Draft.

Lalive, R. & van Ours, J. & Zweimüller, J. (2006), How Changes in Financial Incentives Affect the Duration of Unemployment, *Review of Economic Studies*, 73, 1009–1038.

Meyer, B. (2002), Unemployment and Workers' Compensation Programmes; Rationale, Design, Labour Supply and Income Support, *Fiscal Studies*, 23, 1–49.

Røed, K. & Westlie, L. (2006), Unemployment Insurance in Welfare States: Soft Constraints and Mild Sanctions, University of Oslo, Ragnar Frisch Centre for Economic Research, Mimeo.

Røed, K. & Zhang, T. (2003), Does Unemployment Compensation Affect Unemployment Duration?, *Economic Journal*, 113, 190–206.