

Effekten av arbeidsinnvandring på priser

*En empirisk analyse av den norske bygg- og
anleggssektoren*

Erlend Aas



Masteroppgave ved programmet Master in Economics
Økonomisk institutt

UNIVERSITETET I OSLO

Mai 2013

Effekten av arbeidsinnvandring på priser

En empirisk analyse av den norske bygg- og anleggssektoren

© Erlend Aas

2013

Effekten av arbeidsinnvandring på priser

En empirisk analyse av den norske bygg- og anleggsektoren

Erlend Aas

<http://www.duo.uio.no/>

Trykk: Reprosentralen, Universitetet i Oslo

IV

Sammendrag

De siste tiårene har Norge opplevd en markant økning i antall arbeidsmigranter til landet. Dataen som er stilt til disposisjon av SSB gjennom prosjektet «Arbeidsinnvandring til Norge» viser at bygg- og anleggsektoren har hatt en fordobling av antall arbeidsinnvandrere siden slutten av 1990-tallet. Enkelte tjenester har ikke opplevd noen stor innstrømming av arbeidsmigranter, mens andre tjenester har opplevd en kraftig økning slik at arbeidsmigrantene nå utgjør mer enn 40 % av arbeidsstyrken. Dette skillet kan gjøre det mulig å identifisere hva som skjer i arbeidsmarkedet med og uten arbeidsmigrering. Samtidig har SSB gjort tilgjengelig prisdata for tjenester i bygg- og anleggsektoren. Disse to datakildene gjør det mulig å undersøke problemstillingen i oppgaven: *Hva er effekten av arbeidsinnvandring på priser i bygg- og anleggsektoren?*

Norge har vært en del av et felles nordisk arbeidsmarked siden 1954. Denne avtalen ble erstattet av et felles europeisk arbeidsmarked i 1994, som reduserte kostnaden for arbeidere fra EU-land til å komme til landet. Årsaken til den høye veksten av utenlandsk arbeidskraft til Norge er tredelt. Med den lave arbeidsledigheten i Norge er det gode jobbmuligheter sammenlignet med andre land i Europa. Jobbtilbudet blir styrt av konjunktursvingninger i den norske økonomien og utenlandske arbeidere påvirkes av muligheten for å få seg jobb i hjemlandet. Ved en periode med lavkonjunktur blir arbeidsetterspørselen dempet og mange ser etter muligheter utenfor sitt eget lands grenser. Arbeidsmigrasjonen blir også styrt av lønnsforskjeller mellom land. Norge har relativt høye lønninger sammenlignet med mange andre land og dette tiltrekker arbeidere fra lavtlønnede land. I tillegg har lønnsveksten vært større i Norge over tid sammenlignet med landene i EU.

Mange arbeidsmigranter har funnet seg jobb i bygg- og anleggsektoren i Norge, der sertifiseringskrav hindrer arbeidsmigranter fra å bli en del av arbeidsmarkedet for enkelte tjenester. Samtidig er endringen i etterspørselen forventet å være homogen over alle tjenester, slik at denne effekten ikke forventes å slå ut på våre estimater. Arbeidsmigrasjon fører til økt arbeidstilbud i enkelte tjenester, samtidig som andre tjenester ikke opplever noen endring. Hvis arbeidsmigrasjonen fører til en prisdempende effekt for de tjenestene som har opplevd økt andel arbeidsmigranter, forventes det at årsaken ligger i endringer i produksjonskostnadene.

Denne oppgaven representerer en betydelig utvidelse av analysene i Bratsberg og Raaum (2012), der vi har utvidet dataene med 12 år. Inndelingen av tjenester og estimeringsmetoden er noe ulikt, selv om resultatene stemmer godt overens. Oppgaven viser at arbeidsmigrasjonen demper nivået på prisveksten, der ett prosentpoeng økning i antall arbeidsinnvandrere fører til en reduksjon i prisnivået på rundt en prosent. Analysene indikerer at arbeidsinnvandrere fra de nye EU-landene (etter utvidelsene i 2004 og 2007) har hatt en betydelig prisdempende effekt. Arbeidere fra de nordiske landene viser til ingen effekt på prisen, men vi kan ikke forkaste muligheten for at de påvirker prisen i samme grad som arbeidsinnvandrere fra de nye EU-landene. En av årsakene kan være lønnsforskjellen mellom norske arbeidere og arbeidsmigranter. Arbeidsmigranter fra de nordiske land har lik lønn som norske arbeidere, samtidig som arbeidere fra de nye EU-landene har lavere lønn enn norske arbeidere. Indikasjonene er derfor at effekten av arbeidsinnvandring på prisnivået først og fremst opererer gjennom at produksjonen er tilført en billigere innsatsfaktor.

Forord

Denne oppgaven er skrevet som en avslutning av en 2-årig master i samfunnsøkonomi ved Universitet i Oslo.

Først og fremst vil jeg rette en stor takk til min veileder Bernt Bratsberg for god veiledning og tett oppfølging gjennom denne lærerike prosessen.

I tillegg vil jeg takke Marthe T. Skoge for korrekturlesing, men også får oppmuntringer og støtte gjennom 5 fantastiske år.

Forskningsparken, mai 2012.

Erlend Aas

Innholdsfortegnelse

1	Innledning.....	1
2	Bakgrunn	3
2.1	Arbeidsmigrasjon til Norge	3
2.2	Årsaker til arbeidsmigrasjonen til Norge.....	5
3	Litteratur.....	10
3.1	Effekter av arbeidsinnvandring på prisnivå.....	10
3.2	Effekter av arbeidsinnvandring på lønnsnivå	11
4	Data	13
4.1	Prisdata	13
4.2	Arbeidsinnvandring	15
4.3	Foreløpig dataanalyse	18
5	Teoretisk rammeverk.....	20
6	Den økonometriske modellen.....	23
6.1	Prisendring av arbeidsinnvandring	23
6.1.1	Prisendring av økt arbeidsinnvandring.....	24
6.1.2	Prisendring av økt arbeidsinnvandring etter grupperinger	25
6.2	Lønnsforskjeller mellom nordmenn og innvandrere etter grupperinger	26
6.3	Forklaringsvariabelen	27
7	Resultater.....	30
7.1	Effekten av arbeidsinnvandring på priser	30
7.2	Effekten av forskjellige innvandringsgrupper på priser	32
7.3	Lønnsforskjeller mellom arbeidere etter grupperinger.....	34
8	Konklusjon	38
	Litteraturliste	40
	Vedlegg 1: Kobling mellom NACE og ISIC	42
	Vedlegg 2: Estimeringsresultatene fra Stata	43

Figurer

Figur 2.1.1: <i>Innvandring etter innvandringsgrunn og innvandringsår, 1990-2011</i>	4
Figur 2.1.2: <i>Antall arbeidsmigranter i bygg- og anleggsektoren, 1998-2011</i>	5
Figur 2.2.1: <i>Svenske arbeidere i Norge, 1992-2011</i>	7
Figur 2.2.2: <i>Arbeidsledigheten i Norge, Sverige og Polen, 1980-2011</i>	8
Figur 2.2.3: <i>Polske arbeidere i Norge, 1992-2011</i>	9
Figur 4.1: <i>Byggekostnadsindeks for forskjellige tjenester, 1978-2012</i>	14
Figur 4.2.1: <i>Estimerte arbeidsinnvandrere i tjenesten tømrer, 1992-1997</i>	16
Figur 4.2.2: <i>Andel innvandrere for tjenester i bygg- og anlegg, 1992-2011</i>	17
Figur 4.2.3: <i>Innvandringsandel etter grupperinger, 1998-2011</i>	17
Figur 4.3.1: <i>Endringer i innvandringsandel og årlig prosent prisvekst, 1992-2011</i>	19
Figur 5.1: <i>Markedslikevekt ved et eksogent sjokk på tilbudssiden</i>	21

Tabeller

Tabell 1: <i>Estimerte effekter av arbeidsinnvandring på log pris</i>	31
Tabell 2: <i>Estimerte effekter av arbeidsinnvandring etter grupper på log pris</i>	33
Tabell 3: <i>F-test</i>	34
Tabell 4: <i>Gjennomsnittslønn etter grupperinger for året 2011</i>	35
Tabell 5: <i>Estimerte forskjeller mellom innvandringsgrupper i log lønn for året 2011</i>	36

1 Innledning

De siste tiårene har Norge opplevd en markant økning i antall arbeidsmigranter til landet. Dataen som er stilt til disposisjon av SSB gjennom prosjektet «Arbeidsinnvandring til Norge» viser at bygg- og anleggsektoren har hatt en fordobling av antall arbeidsinnvandrere siden slutten av 1990-tallet. Enkelte tjenester har ikke opplevd noen stor innstrømming av arbeidsmigranter, mens andre tjenester har opplevd en kraftig økning slik at arbeidsmigrantene nå utgjør mer enn 40 % av arbeidsstyrken. Dette skillet kan gjøre det mulig å identifisere hva som skjer i arbeidsmarkedet med og uten arbeidsmigrering. Samtidig har SSB gjort tilgjengelig prisdata for tjenester i bygg- og anleggsektoren. Disse to datakildene gjør det mulig å undersøke problemstillingen i oppgaven: *Hva er effekten av arbeidsinnvandring på priser i bygg- og anleggsektoren?*

Norge har vært en del av et felles nordisk arbeidsmarked siden 1954. Denne avtalen ble erstattet av et felles europeisk arbeidsmarked i 1994, som reduserte kostnaden for arbeidere fra EU-land til å komme til landet. Årsaken til den høye veksten av utenlandsk arbeidskraft til Norge er tredelt. Med den lave arbeidsledigheten i Norge er det gode jobbmuligheter sammenlignet med andre land i Europa. Jobbtilbudet blir styrt av konjunktursvingninger i den norske økonomien og utenlandske arbeidere påvirkes av muligheten for å få seg jobb i hjemlandet. Ved en periode med lavkonjunktur blir arbeidsetterspørselen dempet og mange ser etter muligheter utenfor sitt eget lands grenser. Arbeidsmigrasjonen blir også styrt av lønnsforskjeller mellom land. Norge har relativt høye lønninger sammenlignet med mange andre land og dette tiltrekker arbeidere fra lavtlønnede land. I tillegg har lønnsveksten vært større i Norge over tid sammenlignet med landene i EU.

Mange arbeidsmigranter har funnet seg jobb i bygg- og anleggsektoren i Norge, der sertifiseringskrav hindrer arbeidsmigranter fra å bli en del av arbeidsmarkedet for enkelte tjenester. Samtidig er endringen i etterspørselen forventet å være homogen over alle tjenester, slik at denne effekten ikke forventes å slå ut på våre estimer. Arbeidsmigrasjon fører til økt arbeidstilbud i enkelte tjenester, samtidig som andre tjenester ikke opplever noen endring. Hvis arbeidsmigrasjonen fører til en prisdempende effekt for de tjenestene som har opplevd økt andel arbeidsmigranter, forventes det at årsaken ligger i endringer i produksjonskostnadene.

Denne oppgaven representerer en betydelig utvidelse av analysene i Bratsberg og Raaum (2012), der vi har utvidet dataene med 12 år. Inndelingen av tjenester og estimeringsmetoden er noe ulikt, selv om resultatene stemmer godt overens. Oppgaven viser at arbeidsmigrasjonen demper nivået på prisveksten, der ett prosentpoeng økning i antall arbeidsinnvandrere fører til en reduksjon i prisnivået på rundt en prosent. Analysene indikerer at arbeidsinnvandrere fra de nye EU-landene (etter utvidelsene i 2004 og 2007) har hatt en betydelig prisdempende effekt. Arbeidere fra de nordiske landene viser til ingen effekt på prisen, men vi kan ikke forkaste muligheten for at de påvirker prisen i samme grad som arbeidsinnvandrere fra de nye EU-landene. En av årsakene kan være lønnsforskjellen mellom norske arbeidere og arbeidsmigranter. Arbeidsmigranter fra de nordiske land har lik lønn som norske arbeidere, samtidig som arbeidere fra de nye EU-landene har lavere lønn enn norske arbeidere. Indikasjonene er derfor at effekten av arbeidsinnvandring på prisnivået først og fremst opererer gjennom at produksjonen er tilført en billigere innsatsfaktor.

Oppgaven er satt opp som følger: seksjon 2 ser på bakgrunnsinformasjon med fokus på arbeidsmigrasjon til Norge og årsaker til arbeidsmigrasjon. Seksjon 3 er gjennomgang av tidligere litteratur, der vi ser på effekten av arbeidsmigrasjon på lønn og prisnivå. Seksjon 4 er den teoretiske rammeverket for den empiriske analysen. Dataene om arbeidsmigrasjonsstrømmer og prisutvikling for enkelte tjenester i bygg- og anleggsektoren blir gjennomgått i seksjon 5. Seksjon 6 ser på de empiriske regresjonsmodellene og gjennomgang av problemer koblet opp med forklaringsvariabelen. I seksjon 7 fremlegges resultatene av den empiriske analysen og seksjon 8 ser på validiteten av den empiriske analysen. Til slutt, i seksjon 9, oppsummeres de viktigste funnene og konklusjonene.

2 Bakgrunn

Arbeidsmigrasjon til Norge har hatt en oppblomstring de siste 20 årene. Avtaler om fri flyt av arbeidskraft mellom land har ført til at arbeidsmigranter lettere kan bli en del av arbeidsstyrken i Norge. I kombinasjonen med andre faktorer som gode jobbmuligheter og høye lønninger er Norge et ønskelig mål for mange arbeidsmigranter. I de neste avsnittene skal vi se på arbeidsmigrasjon og årsaker til at de velger å komme til Norge.

2.1 Arbeidsmigrasjon til Norge

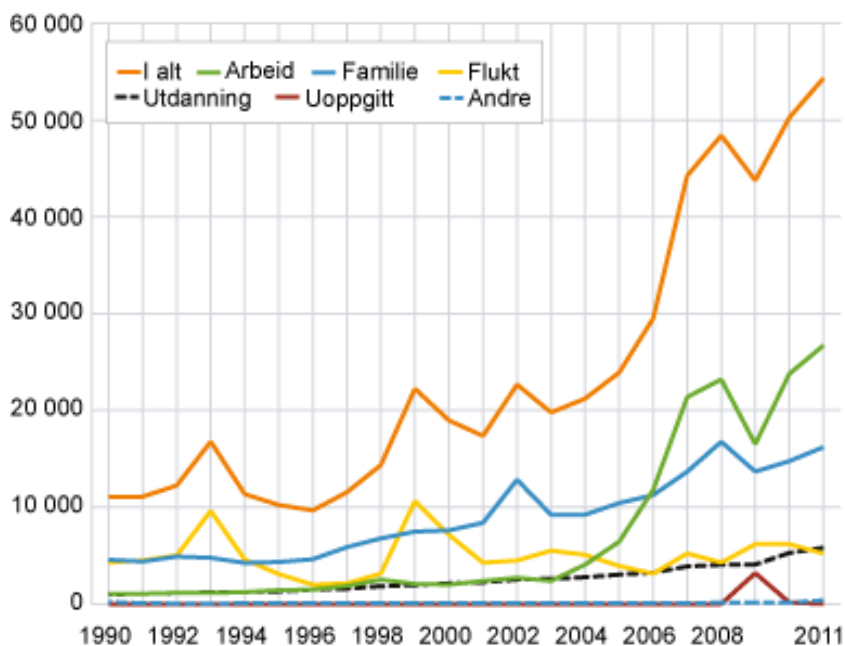
I 1954 ble Norge med i et felles nordisk arbeidsmarked, en avtale mellom Norge, Sverige, Danmark, Finland og Island. Denne avtalen ble i 1994 erstattet med «det åpne europeiske arbeidsmarkedet» som Norge ble delaktig i, gjennom deltagelsen i EØS-avtalen. Avtalen innebærer at arbeidstakere fra EU fritt kan søke og ta arbeid i Norge eller andre medlemsland. Det åpne europeiske arbeidsmarkedet har blitt utvidet en rekke ganger, med den største utvidelsen i 2004. Da ble EU utvidet med 10¹ nye medlemsland og 8 av disse landene var fra Øst-Europa. Den siste utvidelsen skjedde i 2007, der Romania og Bulgaria ble medlem av EU.

EØS-avtalen har ført til at Norge har opplevd en sterk økning i antall innvandrere. Tall fra SSB (2012), gjengitt i figur 2.1.1, viser en økning i antall innvandrere² utenfor Norden fra 22 000 til 54 000 for perioden 2004 til 2011. For samme periode økte innvandrere med arbeid som hovedgrunn fra 3 000 til 27 000. Av innvandrere som ikke er nordiske statsborgere skyldes altså arbeidsmigrasjonen 75 % av veksten i antall innvandrere i perioden 2004 til 2011 i Norge. Tallene fra SSB (2013) viser også at 7 av 10 innvandrere som kom til Norge for å arbeide i 2011, kom fra de nye EU-landene i Øst-Europa og 47 % av dem var fra Polen. Polen er det landet med flest bosatte innvandrere i Norge med 77 000³ og den nest største gruppen er svenskene med 35 600³. Den sterke befolkningsstrømmen til Norge må sees i sammenheng med EUs utvidelse i 2004 og 2007, som gjorde det lettere for arbeidere å

-
1. Østeuropeiske land: Polen, Estland, Latvia, Litauen, Slovakia, Slovenia, Tsjekkia og Ungarn. I tillegg ble Kypros og Malta en del av EU i 2004.
 2. Grunnen til at nordiske borgere ikke er med i denne statistikken, er at de i perioden har hatt full rett til bosetting og derfor ikke har en innvandringsgrunn.
 3. Per 1. januar 2013.

forflytte seg over landegrensene. I tillegg har «Norge vært gjennom en periode hvor den økonomiske utviklingen var svært gunstig, med betydelig vekst i etterspørselen etter arbeidskraft, lav arbeidsledighet og høy lønnsvekst» (Norges Bank, 2012).

Innvandringer, etter innvandringsgrunn og innvandringsår, 1990-2011



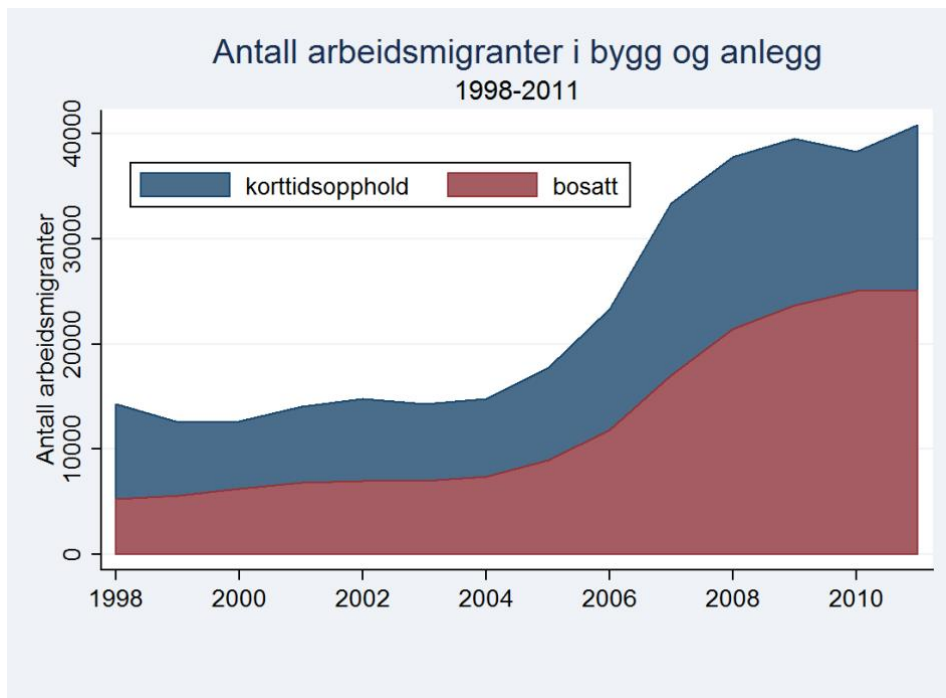
Figur 2.1.1: *Innvandring etter innvandringsgrunn og innvandringsår, 1990-2011*

Kilde: SSB (2012)

Note: Nordiske borgere og arbeidere på korttidsopphold er ikke med i denne statistikken.

Foruten de som innvandret til Norge med arbeidsgrunnlag, kommer mange arbeidsmigranter også til Norge på korttidsopphold. Arbeidsmigranter på korttidsopphold er personer som forventer å oppholde seg i landet mindre enn 6 måneder og de jobber i Norge gjennom ansettelse av norske bedrifter eller utplassert av utenlandske bedrifter (SSB, 2011). Den kraftige økningen av arbeidsinnvandrere som er bosatt i Norge gjenspeiles også i bygg- og anleggsektoren, gjengitt i figur 2.1.2. Denne trenden følges også av arbeidsmigranter på korttidsopphold. Både arbeidsinnvandrere som er bosatt og på korttidsopphold økte markant i antall etter 2004. Totalt var det 15 000 arbeidsmigranter i 2004 og 7 år seinere var antallet steget til 40 000, som er en økning på 170 %. Den kraftige økningen av arbeidsmigranter etter 2004 må også her sees i sammenheng med EUs utvidelsen i 2004, som skapte en bølge av nye arbeidere i Norge. Antall bosatte arbeidsinnvandrere fikk en markant økning i 2006 som

forsettelt helt til 2010, mens antall arbeidere på korttidsopphold hadde en sterk vekst i 2006 til 2007 før det stabiliserte seg årene etter.



Figur 2.1.2: Antall arbeidsmigranter i bygg- og anleggsektoren, 1998-2011

Kilde: Egne beregninger av antall migranter, utenlandske på korttidsopphold og bosatte utfra Arbeidsgiver/arbeidstaker og lønns- og trekkoppgave registerene.

Grunnen til at antall arbeidsmigranter har stagnert etter 2009, kan kobles opp mot finanskrisen og konjunktorene som fulgte med den. OECD-landene hadde en arbeidsledighet som i gjennomsnitt var på 6 % før finanskrisen, mens i 2010 var den steget til 8.25 %. Forskjellen på 2.25 % utgjør 10-15 millioner flere arbeidsledige, i tillegg ble det lagt ned flere bedrifter enn vanlig (NOU, 2011, kap.5). I Norge økte arbeidsledigheten fra 2.6 % til 3.6 %, som er en økning på 1 % (The World Bank, 2013), som indikerer at Norge ikke ble påvirket like hardt av finanskrisen som mange andre land. Etterspørselen etter arbeidskraft ble også dempet her i landet, særlig i byggebransjen.

2.2 Årsaker til arbeidsmigrasjonen til Norge

Siden 2004 har Norge vært blant de landene i EU/EØS som i forhold til folketall har tatt imot flest arbeidsmigranter fra Øst-Europa. Antall sysselsatte arbeidsinnvandrere (bosatte og på

korttidsopphold) fra de nye EU-landene var i 2004 på 10 000 og økte til 80 000 i 2008. For året 2009 stod EU-området for 87 % av all arbeidsmigrasjon til Norge (NOU, 2012). Høy aktivitet i sektorer som byggebransjen har ført til stor etterspørsel etter arbeidskraft, spesielt fram til finanskrisen. I tillegg har Norge et relativt høyt lønnsnivå, sammenlignet med store deler av Europa. I 2011 lå lønns- og arbeidskostnadene i Norge om lag 50 % høyere enn gjennomsnittet hos landene Norge handler med i EU. Sammenlignet med våre nordiske naboland, har Norge i snitt 35 % høyere lønns- og arbeidskostnader. Bare det siste tiåret har lønnsnivået i Norge steget med 60 %, mot 20 % i eurolandene (NOU, 2012, s. 438). EU har fastsatt en minimumsstandard for det innenlandske arbeidsmarkedet, som skal sikre at regler ikke hindrer retten til fri bevegelse av arbeidskraft og like konkurransevilkår. Dette innebærer krav om minstelønn, som følger bransjestandarder. For de nye EU-landene¹ og de gamle EU-landene var det store forskjeller i inntekts- og velferdsnivå. Forskjellen i nominell lønnsnivå målt i felles valuta, var i 2003 på 1:7 til 1:10. Samtidig var de nye EU-landene preget av høy arbeidsledighet og lav sysselsetting (NOU, 2012).

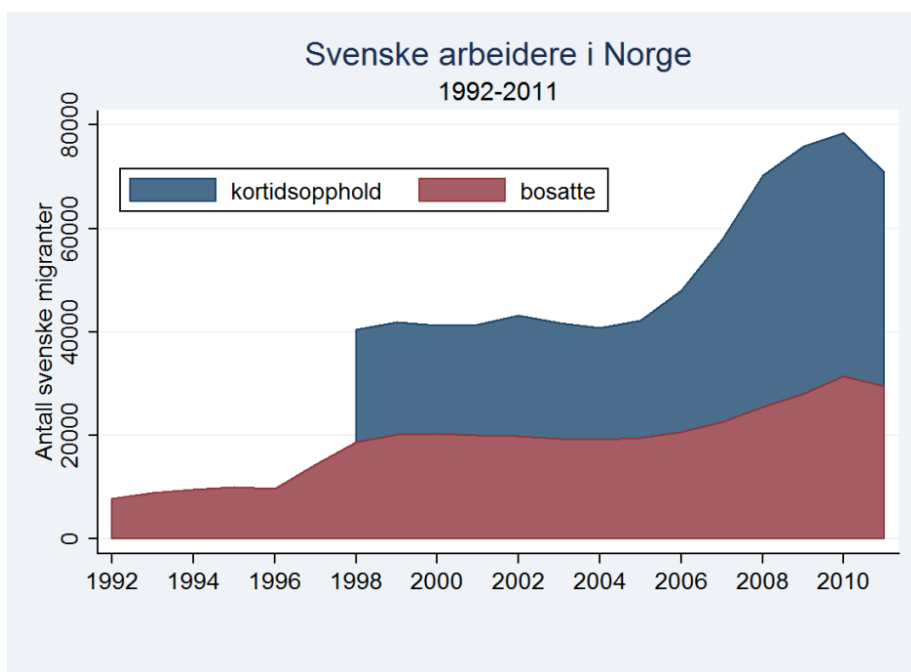
For de gamle EU- og skandinaviske landene er det ikke like store lønnsforskjeller, som mot de nye EU-landene. Arbeidsmigrasjonen blir i større grad styrt av økonomiske konjunkturer. Ved høykonjunktur (lavkonjunktur) vil arbeidsledigheten normalt være lav (høy) (Sparman, 2012). Ved å bruke arbeidsledighetsraten som indikator på konjunktursvingninger, er det en tydelig sammenheng mellom migrasjonsstrømmen av svenske arbeidere til Norge og arbeidsledigheten i Sverige. Dette kommer fram ved å sammenligne svenske arbeidere i Norge (figur 2.2.1) med arbeidsledigheten i Sverige (figur 2.2.2).

De nordiske landene opplevde en finanskrisen i begynnelsen av 1990-tallet (NOU, 2011, kap.3), som førte til økt arbeidsledighet både i Norge og Sverige. Økningen av arbeidsledigheten i Norge etter 1990, som vist i figur 2.2.2, kan forklare hvorfor det ikke var noen stor økning av svenske arbeidere i Norge i perioden etter 1990. Årene etter finanskrisen opplevde Norge en periode med høykonjunktur, som førte til større etterspørsel etter arbeidskraft og lavere arbeidsledighet (NOU, 2012; St.meld. nr.18, 2007-2008). I Sverige var det fremdeles høy arbeidsledighet i årene etter finanskrisen. Den økte etterspørselen etter arbeidskraft i Norge og nedgangen i etterspørselen i Sverige, førte til en økning av svenske arbeidere i Norge. Svenske

1. Land som ble med i EU etter 2003.

arbeidere som var bosatt i Norge steg fra 9 700 til 19 000 i perioden 1996-1998. Norge opplevde en mild nedgang av arbeidsinnvandring når en ny lavkonjunkturperiode startet i 2002.

På midten av 2000-tallet var det igjen en periode med høykonjunktur, som igjen førte til en økning av svenske arbeidere i Norge (St.meld. nr.2, 2006-2007, kap.2). Finanskrisen som slo ut i 2008 førte til et kraftig fall i internasjonal økonomi og førte EU inn i en dyp krise, med høy arbeidsledighet (NOU, 2012, kap.2). Dette førte også Norge inn i en moderat lavkonjunktur, som førte til en mild økning i arbeidsledigheten (St.meld. nr.12, 2012-2013, kap.2).



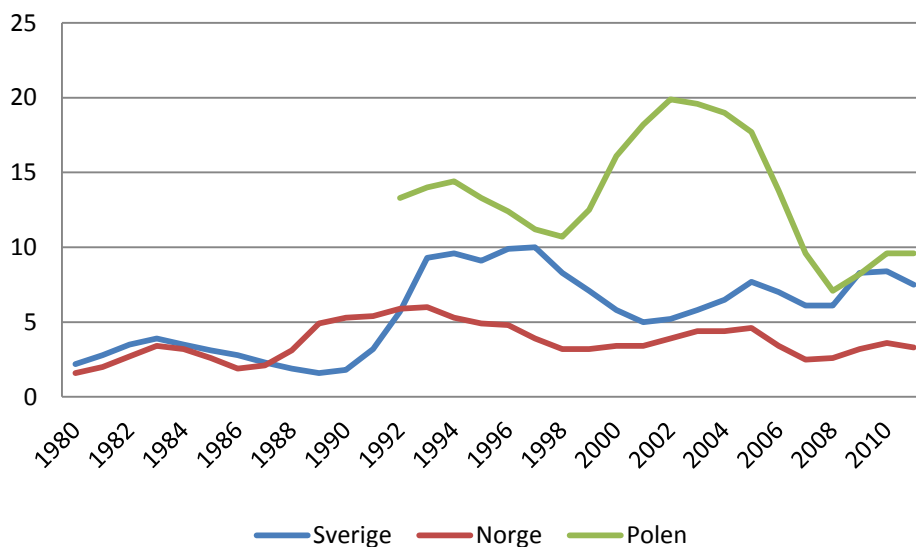
Figur 2.2.1: Svenske arbeidere i Norge, 1992-2011

Kilde: Egne beregninger av antall svenske arbeidere i Norge

Note: For årene før 1998 er data for arbeidere på korttidsopphold i Norge ikke tilgjengelig. Arbeidere er definert fra 18 til 67 år.

Finanskrisen førte til økt arbeidsledighet i både Sverige og Norge, som igjen førte til nedgang i antall svenske arbeidere i Norge. Tallmaterialet antyder en sammenheng mellom arbeidsinnvandring fra Sverige og konjunktursvingninger. Vi opplever også at antall svenske arbeidere i Norge reduseres mindre under lavkonjunktur enn det økes ved høykonjunktur. Dette har ført til en økning i antall svenske arbeidere som er bosatt i Norge fra 8 000 i 1992 til 30 000 i 2011, som er en økning på 275 %. Figur 2.2.1 viser at veksten var særlig sterk i

periodene 1996-1998 og 2006-2009, som samsvarer med periodene da ledigheten var stabilt høyere i Sverige enn i Norge (se figur 2.2.2). Svenske arbeidere på korttidsopphold blir i større grad styrt av konjunktursvingninger enn bosatte. For lavkonjunktoren etter 2002 opplevde svenske arbeidere på korttidsopphold en større reduksjon enn bosatte, som vist i figur 2.2.2. For årene 2004 til 2009, en periode med høykonjunktur, økte svenske arbeidere på korttidsopphold fra 22 000 til 47 000. Samtidig økte svenske arbeidere som er bosatt fra 19 000 til 28 000.



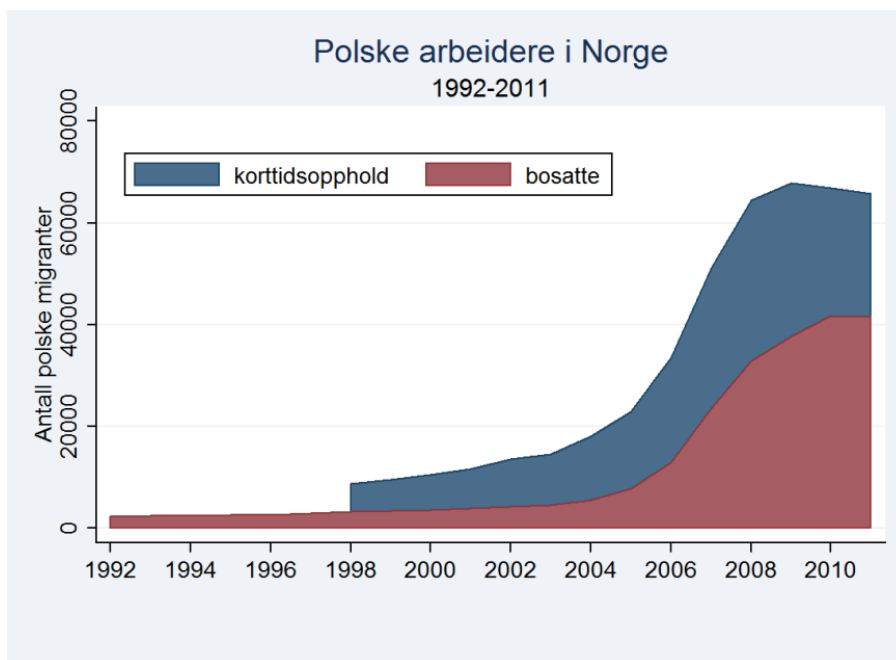
Figur 2.2.2: Arbeidsledigheten i Norge, Sverige og Polen, 1980-2011

Kilde: The World Bank (2013)

Note: Arbeidsledigheten referer til andelen av arbeidsstyrken som er uten arbeid, men er tilgjengelig og søker arbeid. Definisjonen av arbeidsstyrken og ledigheten kan variere noe fra land til land.

Arbeidsledigheten i Polen er relativt mye høyere enn i Norge og Sverige, men har blitt kraftig redusert i årene etter sin inntreden i EU i 2004 (figur 2.2.2). Mye av forklaringen ligger i nye jobbmuligheter utenfor landegrensene. Polen har hatt en jevn strøm av arbeidere til Norge (figur 2.2.3), som ikke har blitt påvirket i stor grad av nedgangen av arbeidsledigheten i Polen. Dette gir indikasjoner på at arbeidere fra Polen ikke bare styres av konjunktursvingninger, men også av forskjeller i inntektsnivået mellom land og en lang periode med innstrømninger etter at markedet ble åpnet. Fra 2004 til 2011 økte antall polske migranter i Norge med 48 000 og 12 000 av disse var arbeidere på korttidsopphold. Etter finanskrisen er det en større reduksjon i polske arbeidere på korttidsopphold enn bosatte, som også her indikerer at arbeidere på korttidsopphold styres i større grad av konjunktursvingninger i den norske økonomien.

Oppsummert, har vi at arbeidsmigranter som er i Norge på korttidsopphold i større grad blir styrt av konjunktursvingninger enn bosatte arbeidsinnvandrere. Ved økt (lavere) etterspørsel etter arbeidskraft i høykonjunktur (lavkonjunktur) økes (reduseres) antall arbeidere på korttidsopphold i større grad enn bosatte innvandrere. Det er to hovedgrunner for den store arbeidsinnvandringen til Norge, konjunktursvingninger i Norge som fører til endring i etterspørselen etter arbeidskraft og lønnsforskjeller mellom enkelte av de nye EU-landene. Samtidig spiller konjunktursvingningene for landet arbeiderne kommer fra inn.



Figur 2.2.3: *Polske arbeidere i Norge, 1992-2011*

Kilde: Egne beregninger av antall svenske arbeidere i Norge

Note: For årene før 1998 er data for arbeidere på korttidsopphold i Norge ikke tilgjengelig. Arbeidere er definert fra 18 til 67 år.

3 Litteratur

I løpet av de siste 25 årene har det kommet fram en betydelig mengde litteratur om effekter av arbeidsmigrasjon på lønns og prisnivå, slik som Altonji og Card (1991), Card (2001), Borjas, 2003, Lach (2007) og Cortes (2008). Av norsk litteratur har Bratsberg og Raaum (2012) sett på hvordan priser i bygg- og anlegg påvirkes av arbeidsinnvandring i Norge for perioden 1998-2005. Utenom dette er det lite norsk litteratur som ser på hvilken effekt arbeidsinnvandring har på priser og lønninger. Av utenlandske litteratur ser Lach (2007) på hvordan butikkpriser i Israel ble påvirket av migranter fra gamle Sovjet, mens Cortes (2008) fokuserer på lavt utdannede innvandre i USA og deres effekt på priser på forskjellige tjenestebaserte varer. For utenlandsk litteratur som ikke bare fokuserer på et enkelt land, har Zachariadis (2012) sett på hvordan migranter påvirker prisene i forskjellige land rundt om i verden for tidsperioden 1990 til 2006. Mesteparten av litteraturen fokuserer på andre land enn Norge. Ved å se på hvilke resultater og mekanismer tidlige forskning har kommet fram til, vil dette gi oss en indikasjon på hvilke effekter vi kan forvente å finne av økt arbeidsmigrasjon på norske priser og lønninger.

3.1 Effekter av arbeidsinnvandring på prisnivå

Tidligere litteratur viser til en negativ effekt på priser ved økt innvandring (Bratsberg og Raaum, 2012; Lach, 2007; Cortes, 2008; Zachariadis, 2012; Frattini, 2008), men det er ulike forklaringer og mekanismer som beskriver hvilke effekter som demper prisutviklingen. Lach (2007) forklarer nedgangen i priser med endringer i etterspørselen etter varer fra nye konsumenter. Nye migranter har relativt høy priselastisitet og relativt lav søkekostnader etter varer, sammenlignet med den lokale befolkningen. Cortes (2008) finner forklaringen til nedgangen i priser ved endringer fra tilbudssiden, gjennom en reduksjon i produksjonskostnadene. Hvis arbeidsinnvandrere er imperfekte substitutter for lokale arbeidere vil lønnen for arbeidsinnvandrere være lavere. Dette fører til at produksjonskostnadene blir lavere, selv om lønningen til lokale arbeidere ikke har forandret seg.

Andre forskere har fokusert både på etterspørselssiden og tilbudssiden for å finne ut hvilke effekter som dominerer prisreduksjonen ved økt innvandring (Frattini, 2008; Zachariadis, 2012). Frattini (2008) mener effekten av arbeidsmigrasjon påvirker priser både negativt og

positivt, gjennom forskjellige mekanismer. Fra tilbudssiden er det produksjonskostnadene som påvirker prisene, der sammensetningen av arbeidstilbudet avgjør effekten. For varer som selges på verdensmarkedet til gitte priser, resulterer dette i forandret sammensetning av faktorintensiteten eller produksjonssammensetningen. Varer som produseres i skjermet sektorer vil endringen fra tilbudssiden føre til en reduksjon i priser. På etterspørselssiden vil økt arbeidsmigrasjon føre til en økt konsumbase og forandre sammensetningen på varer som blir konsumert. Forandringen i sammensetningen av varer skyldes at nye arbeidsmigranter ikke trenger å ha samme preferanser som den lokale befolkningen. Zachariadis (2012) forklarer mange av de samme mekanismene som Frattini (2008), men legger også til at fattige innvandrere kan ha lavere alternativkostnader for tid enn den lokale befolkningen og dermed være mer priselastisk.

Det er altså en trend fra internasjonal litteratur at innvandring demper prisenivået, der årsaken er endringer i både etterspørselen og tilbudssiden. Mye av denne litteraturen kan være med på å forklare hvordan arbeidsmigrasjonen til bygg- og anleggsektoren i Norge har påvirket prisene i denne sektoren. Og hvilke effekter vi kan forvente å finne i det norske markedet.

3.2 Effekter av arbeidsinnvandring på lønnsnivå

Lønninger kan påvirke priser gjennom produksjonskostnader, men tidligere studier av lønnseffekter ved økt arbeidsmigrasjon er tvetydige (Borjas, 2003 versus Card, 2009; Ottaviano og Peri, 2012). Tidligere studier viser også at utdanning spiller en viktig rolle på lønnseffekter, der lavt utdannede arbeidsmigranter har hatt en negativ påvirkning på lokale arbeiders lønninger (Bratsberg og Raaum, 2012; Cortes, 2008). Mye av fokuset har vært på om arbeidsmigranter er substitutter eller komplementære for de lokale arbeiderne. Med substitutter menes det at arbeidsmigranter og norske arbeidere kan utføre de samme oppgavene for arbeidsgiveren og dermed lett erstatte hverandre. Hvis de ikke kan tilby den samme tjenesten, er de komplementære. Dette kan være forskjeller i erfaring eller språkferdigheter, som hindrer arbeidsmigranter å gjøre jobben like effektivt som norske arbeidere.

Cortes (2008) finner en mulig forklaring på den dempede effekten arbeidsmigranter har på priser, gjennom lavere lønninger til lavt utdannet arbeidsmigranter. Lavt utdannede amerikanere har høyere lønninger enn lavt utdannede innvandrere, som antyder at de er

ufullkomne substitutter. Bratsberg og Raaum (2012) finner at arbeidsmigranter med høy utdanning ikke påvirker lønninger for norske arbeidere, og konkluderer med at de er ufullkomne substitutter. For mellom og lavt utdannede arbeidere har innvandringen lik effekt på lønninger, som indikerer at de er perfekte substitutter.

4 Data

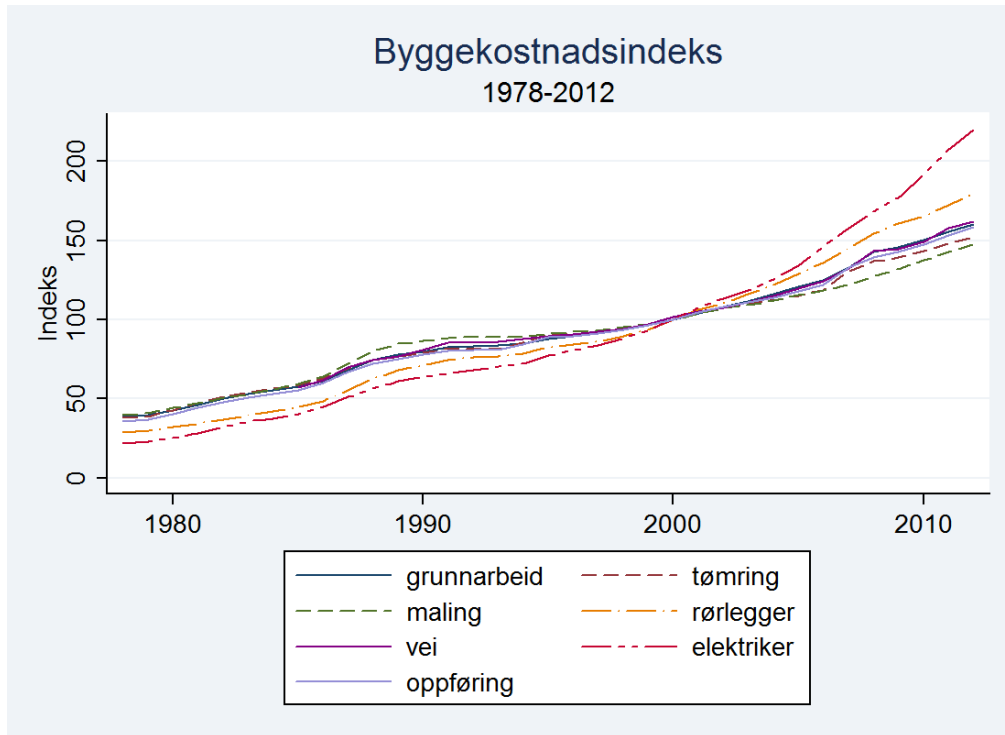
Datasettet er satt sammen av prisdata og andel arbeidsinnvandrere i bygg- og anleggsektoren. Prisdataen vil bli gjennomgått i avsnitt 4.1 og dataen på arbeidsinnvandringen i 4.2. Avsnitt 4.3 ser på en foreløpig analyse.

4.1 Prisdata

Prisindeksen for byggekostnader for veianlegg og boliger ligger tilgjengelig ute på Statistisk sentralbyrå¹. Byggekostnadsindeksene viser prisutviklingen for tjenester som brukes for å produsere bolig og vei. Prisindeksen for tjenestene blir beregnet gjennom forskjellige innsatsfaktorer (materialer, arbeid, maskin, transport og annet), ved bruk av en Laspeyres prisindeks. Hver av innsatsfaktorene har en fastsatt vekt, som bestemmer hvor stor betydning prisen til innsatsfaktoren skal ha på prisindeksen. Prisindeksen vil ikke bli påvirket av endringer i produktiviteten eller endringer i entreprenørens fortjenestemargin (Thomassen, 2000; 2005).

Av prisindeksene får vi prisutviklingen på 7 forskjellige tjenester som brukes i veibygging og boligbygging. Byggekostnadsindeksen for bolig gir oss en prisindeks på grunnarbeid, oppføring, tømring, maling, rørlegger og elektriker. Prisindeksen for veiarbeid er hentet fra byggekostnadsindeksen for vei. Innsatsfaktorene i de 7 forskjellige tjenestene er vektlagt forskjellig, ettersom vektene av innsatsfaktorene varierer for de forskjellige tjenestene. Material og arbeidskostnader er de innsatsfaktorene som i gjennomsnitt har høyest vekt i prisindeksen, med 48 % for materialkostnader og 38 % for arbeidskostnader (Thomassen, 2000; 2005). Datasettet gir oss 35 observasjoner (1978-2012) på prisutviklingen av kostnaden for hver av de 6 forskjellige tjenestene og 27 observasjoner for prisutviklingen av kostnaden for veiarbeid (1985-2012). Figur 4.1 viser dataene plottet for de forskjellige tjenestene, ved bruk av år 2000 som basisår.

1. <http://www.ssb.no/priser-og-prisindekser/statistikker/bkibol/> og <http://www.ssb.no/priser-og-prisindekser/statistikker/bkianl/>



Figur 4.1: Byggekostnadsindeks for forskjellige tjenester, 1978-2012

Notat: Data hentet fra SSB og satt basisåret til 2000.

To av tjenestene har hatt en markant høyere prisutvikling, sammenlignet med de andre tjenestene. Siden år 2000 har prisen på elektriker økt med over 100 % mer enn maling og tømring. Rørlegger har også hatt en høyere prisutvikling enn tømring og maling, med en økning på 75 % siden år 2000. Samtidig kommer det også fram at selv om begge disse to tjenestene har hatt en markant høyere prisutvikling enn maler og tømring siden år 2000, begynte denne utviklingen tidligere. Maling og tømring er de to tjenestene med lavest prisvekst fra år 2000, med en økning på 50 %. Dataen viser at det er tydelige forskjeller i prisutviklingen for tjenestene, spørsmålet er om dette kan kobles mot arbeidsinnvandring som vi skal se på i neste avsnitt.

Optimalt skulle vi hatt prisdata med markedspris, uten forandringer i produktivitet eller fortjenestemarginen. Men selv om prisene er basert på kostnader med faste vekter for forskjellige innsatsfaktorer vil den fremdeles gi oss nyttig informasjon om sammenhengen mellom arbeidsinnvandring og prisene i de forskjellige tjenestene.

4.2 Arbeidsinnvandring

Datasettet er gjort tilgjengelig gjennom prosjektet «Arbeidsinnvandring til Norge» ved Frischsenteret, en forskningsavtale mellom Arbeidsdepartementet og Fafo/Frischsenteret. Mikrodataene består av informasjon om arbeidstakerforhold fra arbeidstakerregisteret, som SSB har koblet sammen med lønn- og trekkoppgaverregisteret for årene 1992-2011. Denne informasjonen kobles sammen med individuell demografiopplysninger¹ fra SSB. Koblingen gjør det mulig å slå sammen individuell data for å kartlegge nøkkeltall, som antall innvandrere i forskjellige tjenester, fødeland og innvandringsår.

Arbeidere er definert i aldersspennet 18-67 år, ettersom vanlig pensjonsalder i Norge er 67 år (NOU, 2004, kap.1). Samtidig utelukkes arbeidere som ikke jobber på fastlandet og de som ikke har noen registrert inntekt for det aktuelle året. Arbeiderne kategoriseres etter fødeland, der vi skiller mellom de som er født i Norge og de som er født i utlandet. Vi deler arbeidsinnvandrere også inn i 3 hovedgrupper etter fødeland, der gruppen nordiske land består av Danmark, Grønland, Finland, Færøyene, Island og Sverige. Mens den andre gruppen² består av de nye EU-landene fra 2004 og 2007 (utenom Kypros og Malta). Den tredje gruppen består av resterende arbeidsinnvandrere, der Tyskland og Storbritannia er de to landene med flest arbeidsinnvandrere. Hver arbeider i datasettet er utstyrt med et eget identitetsnummer og bedriftene har en egen klassifiseringskode for hvilke næringsgruppe de tilhører. Flere av arbeiderne har jobbet under forskjellige næringsgrupper i løpet av et år, og vi bruker «hovedjobben» utfra utbetalt lønn for å klassifisere disse etter næringsgruppene. Næringsgruppene er klassifisert etter økonomiske virksomheter (ISIC for årene 1992-1996 og NACE for årene 1995-2012)³ og disse kodene gjør det mulig å koble arbeidere opp mot de aktuelle tjenestene som vi fant prisutviklingen til i forrige avsnitt.

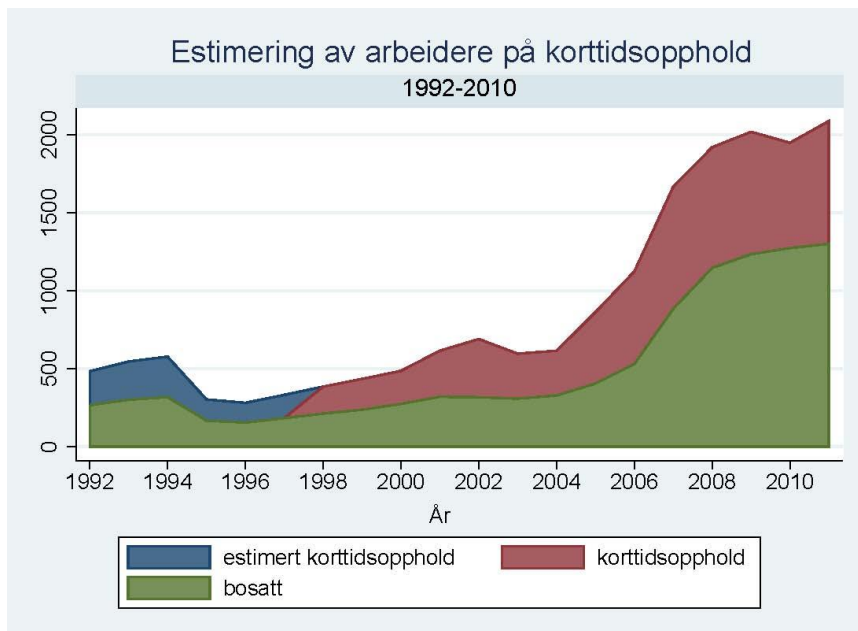
Arbeidsinnvandrere som er bosatt i Norge og de som er her på korttidsopphold er inkludert i datasettet. For årene 1998-2011 er begge undergruppene av arbeidsinnvandrere en del av datasettet, men for årene 1992-1997 må arbeidsinnvandrere på korttidsopphold estimeres. For å estimere antall arbeidsinnvandrere på korttidsopphold brukes prosentandelen av arbeidsinnvandrere på korttidsopphold for året 1998, fra de forskjellige tjenestene. Figur 4.2.1

1. Informasjon som omhandler fødeland, innvandringskategori, kjønn og fødselsår.

2. Gruppen består av landene Bulgaria, Estland, Latvia, Polen, Romania, Litauen, Slovenia, Ungarn, Slovakia og Tsjekkia.

3. Se vedlegg 1 for koblingen mellom tjenestene, ved bruk av ISIC og NACE kodene.

viser antall arbeidsinnvandrere for tjenesten tømmer og året 1998 skiller mellom estimert og virkelig antall arbeidsinnvandrere på korttidsopphold.



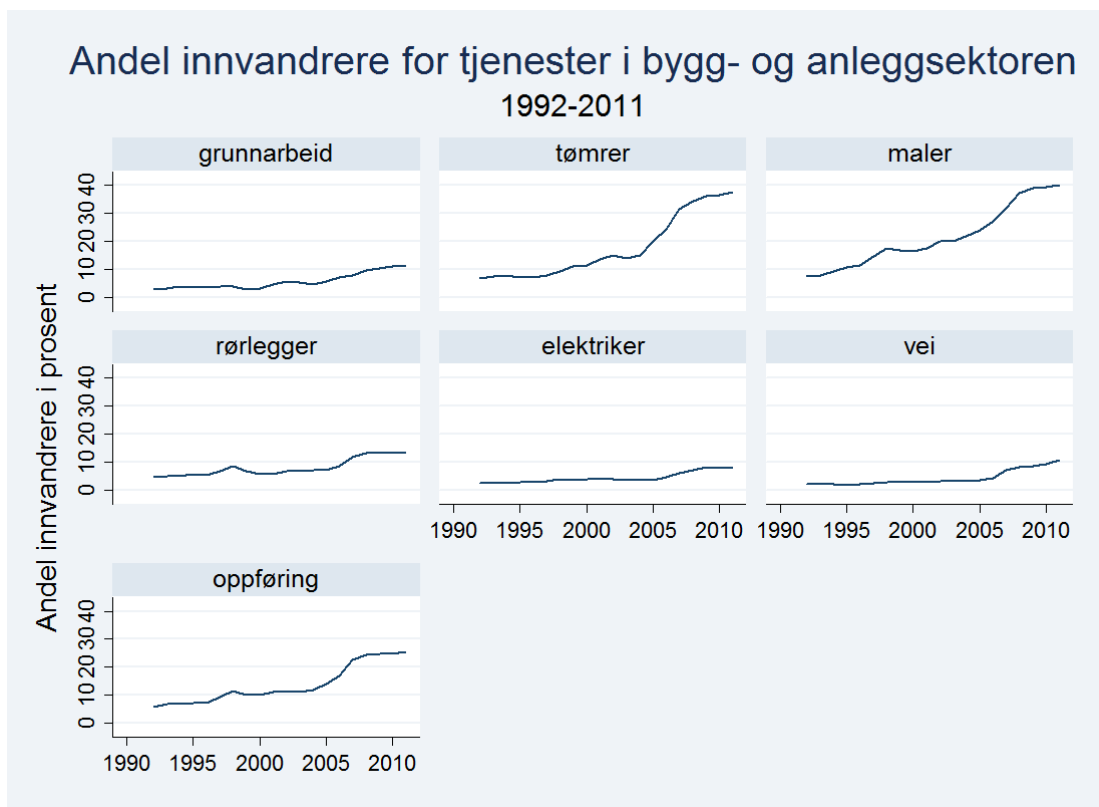
Figur 4.2.1: Estimerte arbeidsinnvandrere i tjenesten tømmer, 1992-1997

Notat: Egne beregninger.

For hvert enkelt år beregner vi innvandringsandelen i de forskjellige tjenestene,

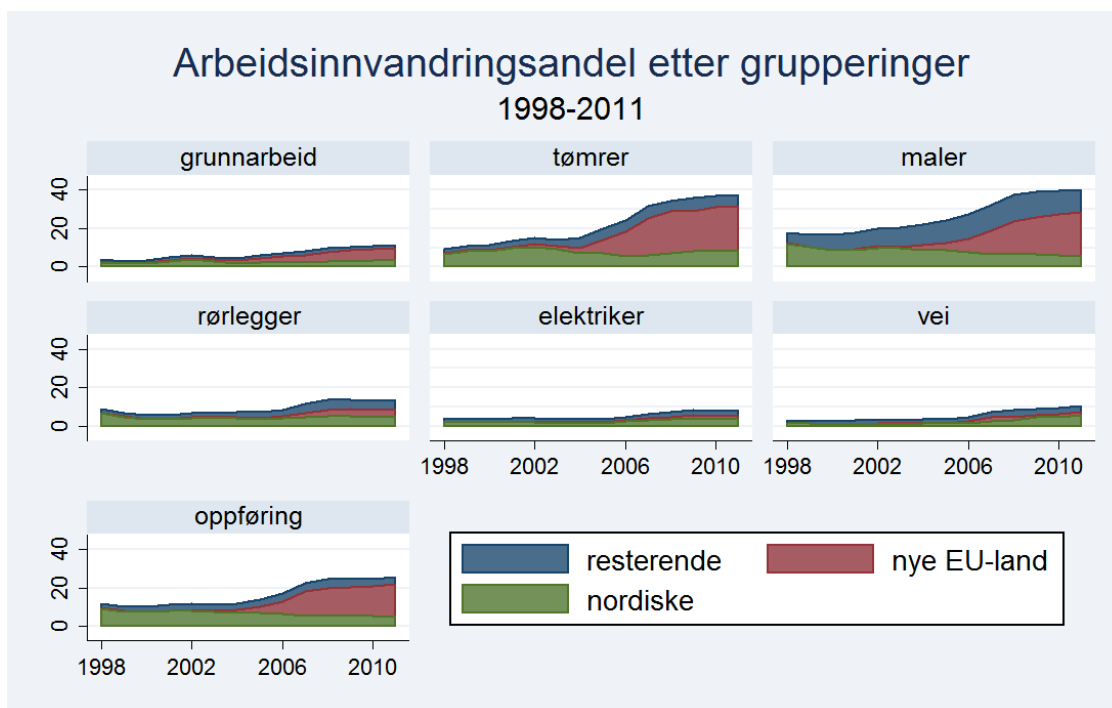
$$(1) \quad m_{jt} = \frac{M_{jt}}{M_{jt} + N_{jt}}$$

der M_{jt} og N_{jt} er antall arbeidsinnvandrere og norskfødte arbeidere for tjeneste j i år t . Dette gir oss andelen arbeidsinnvandrere for hvert enkelt år i de syv forskjellige tjenestene. Figur 4.2.2 viser hvordan arbeidsinnvandringsandelen har utviklet seg i forskjellige tjenester siden 1992. Vi ser altså på prosentandelen av den totale arbeidsstyrken i de forskjellige tjenestene og ikke på antall arbeidere totalt. Andelen innvandrere i de forskjellige tjenestene varierer stort etter tjeneste og over tid. Mens tjenester som tømmer og maler har opplevd en stor økning i andel innvandrere, har andre hatt en mye mindre økning. Tømmer og maler har økt med henholdsvis 31 % og 33 %, samtidig har elektriker og rørlegger hatt en økning på 6 % og 9 % siden 1992. Grunnarbeid og veiarbeid har heller ikke hatt noen stor vekst i andel innvandrere til sine tjenester, som vist i figur 4.2.2. Årsaken til denne forskjellen i andelen arbeidsinnvandring til de forskjellige tjenestene kommer vi tilbake til i neste avsnitt.



Figur 4.2.2: Andel innvandrere for tjenester i bygg- og anlegg, 1992-2011

Notat: Egne beregninger.



Figur 4.2.3: Innvandringsandel etter grupperinger, 1998-2011

Notat: Egne beregninger.

Mens andelen innvandrere har økt kraftig i enkelte tjenester, er det interessant å se hvor disse innvandrerne kommer fra. Figur 4.2.3 viser andel innvandrere gruppert etter nordiske land, nye EU-land og en gruppe bestående av resterende arbeidsinnvandrere. Innvandrere fra de nye EU-landene hadde en markant økning etter 2003 og det kommer fram at den store økningen av innvandrere i tjenestene tømmer og maler skyldes i stor grad deres inntreden i disse tjenestene. Denne trenden skjer i alle de syv tjenestene, samtidig som de nordiske landene får en reduksjon eller ingen endringer i markedsandelen i de forskjellige tjenestene.

4.3 Foreløpig dataanalyse

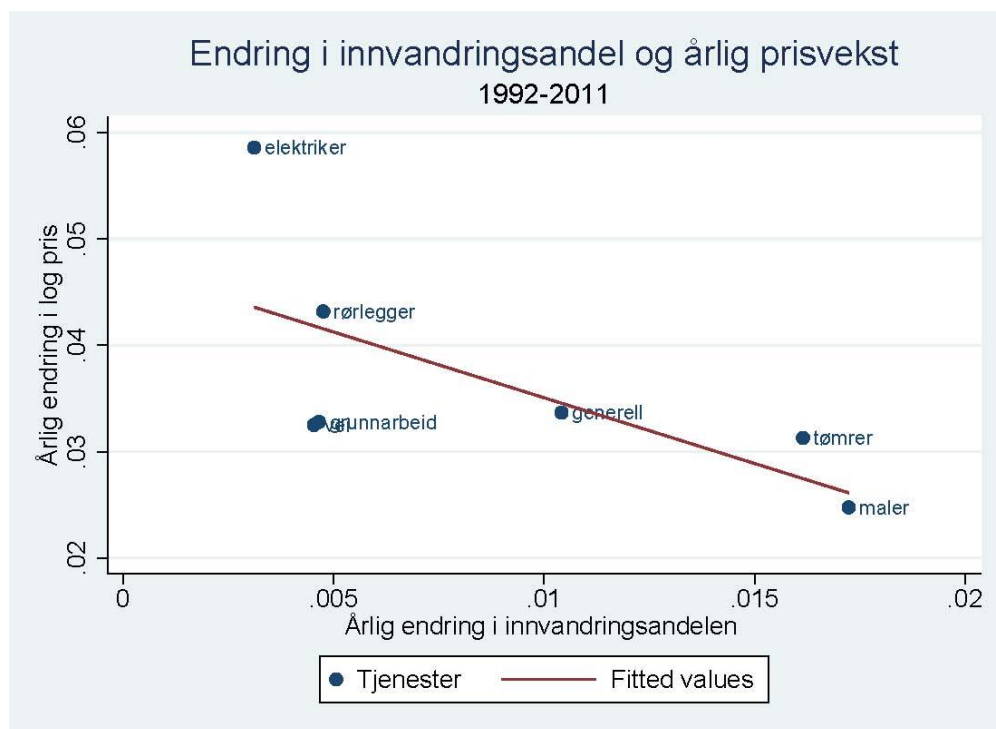
Dataene består av totalt 140 observasjoner for 7 tjenester over 20 år. Vi bruker prisdataen og innvandringsandelen fra de forskjellige tjenestene for årene 1992-2011. For å identifisere arbeidsinnvandringseffekten på byggeprisene, kan vi utnytte at enkelte tjenester ikke har opplevd noen sterk vekst i arbeidsinnvandringen mot andre som har opplevd en høy vekst. Mye av årsaken til dette markante skillet er sertifiseringskrav i enkelte tjenester, som gjør det vanskelig for innvandrere å etablere seg. Elektrikere må ha DSB godkjenning for å kunne jobbe i Norge og sertifikatet kan en få ved å søke til Direktoratet for sikkerhet og beredskap. Anleggsarbeidere som jobber med vei bruker ofte anleggsmaskiner og disse trengs det sertifikat for å bruke. Den samme hindringen har også innvandrere i forhold til grunnarbeid. Rørleggere har også sertifiseringskrav, men her stilles troverdigheten til rørleggeren høyt. Firmaer verdsetter våtromsertifikat og sertifiserte varmearbeider, og disse sertifikatene må fornyes hvert femte år i Norge. Samtidig finnes det en egen hjemmeside¹ med firmaer som har våtromsertifikat og medlemskap i en landsforening² som stiller høye krav til utført arbeid.

Figur 4.3.1 viser sammenhengen mellom gjennomsnittlig prosent endring i prisvekst og arbeidsinnvandringsandel per år. At sertifiseringskravene gjør det vanskelig for innvandrere å etablere seg, kommer tydelig frem for tjenestene elektriker, rørlegger, grunnarbeid og veiarbeid. Samtidig er det rørlegger og elektriker med sin høye prisvekst, som er nøkkeltjenestene for prisoppgangen. På den andre siden har vi tømmer og maler med sin høye vekst i andelen av arbeidsinnvandrere, som over tid har hatt en roligere prosentvis endring i pris. Konklusjonen er at vårt estimat av hvordan arbeidsinnvandring påvirker prisene i bygg-

1. Fagrådet for våtrom, www.ffv.no

2. Norske rørleggerbedrifters landsforening – VVS, www.nrl.no

og anleggsektoren vil i stor grad avhenge av prisutviklingen til elektriker- og rørleggertjenesten, mot tømrer- og malertjenesten.



Figur 4.3.1: *Endringer i innvandringsandel og årlig prosent prisvekst, 1992-2011*
Notat: Egne beregninger.

5 Teoretisk rammeverk

Tidligere empirisk forskning har kommet til forskjellige konklusjoner om hvilke effekter som dominerer endringen i priser av økt arbeidsinnvandring. Det har vært spørsmål knyttet til om arbeidsinnvandring øker etterspørselen etter varer, eller om det fører til en reduksjon fra tilbudssiden. Modellen beskriver den økonomiske teorien som ligger bak prissetningen i et marked og hvordan markedet reagerer på et eksogent sjokk av økt arbeidsinnvandring.

Modellen er en statisk likevektteori, der prisen i markedet blir bestemt av etterspørsel og tilbud. Bedriftene opererer etter full konkurranse med ingen fortjeneste eller en konstant markup. De tar prisene som gitt, fri flyt av arbeidskraft og ingen teknologiutvikling.

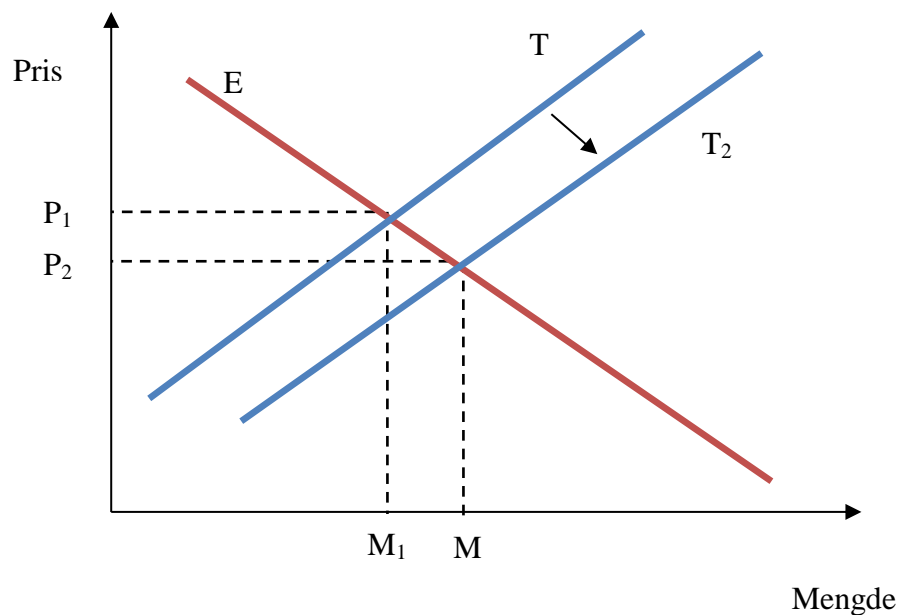
Etterspørselsfunksjonen er en marginal nyttekurve, gitt av den aggregerte etterspørselen etter varen. Konsumenter maksimerer nytten, gitt budsjettbetingelsen (Cowell, 2006, s. 50).

Tilbudskurven er gitt av den marginale kostnaden av innsatsfaktorene i produksjonen, som blir bestemt av innsatsfaktorene kapital og arbeidskraft. Bedriftene maksimerer produksjonen til gitte kostnader. Ved økt antall arbeidere vil de gitte faktorene¹ (kapital og arbeidskraft) bli påvirket og føre til en endring i faktorprisene (Feenstra, 2003, s. 65-66). Modellen ser på forandringer på kort sikt, slik at kapital blir holdt konstant og det eneste som forandrer seg er arbeidskraften. Økt antall arbeidere vil altså redusere produksjonskostnadene gjennom lavere faktorpris. Ettersom dette er en statisk modell tilpasser bedriftene seg prisen innenfor en gitt periode og prisen er gitt med skjæringspunktet mellom tilbud og etterspørsel (Cowell, 2006, s. 50).

Antall arbeidsinnvandrere i Norge har hatt en kraftig økning de siste tiårene, med en ekstra sterk vekst etter 2004. Som nevnt tidligere, er årsaken til den høye arbeidsinnvandringen koblet opp mot konjunktursvingninger i den norske økonomien og lønnsforskjeller mellom land. I bygg- og anleggsektoren er det forskjellige arbeidsmarked for de ulike tjenestene. Enkelte tjenester som tømrer og maler har opplevd en markant økning i andelen arbeidsinnvandrere. Samtidig har andre tjenester, som elektriker og rørlegger, hatt liten vekst i andelen arbeidsinnvandrere, som er forårsaket av hindringer gjennom sertifiseringskrav til enkelte tjenester. Dette skille forventes å føre til endringer i produksjonskostnadene for tjenester med sterk vekst av arbeidsinnvandrere, samtidig som tjenester som ikke opplever

1. Factor endowments

denne veksten ikke vil få noen endringer i produksjonskostnadene.



Figur 5.1: Markedslikevekt ved et eksogent sjokk på tilbudssiden

Bygg- og anleggsektoren er en skjermet sektor fra internasjonale priser (Bratsberg og Raaum, 2012, kap.4). Dette fører til at vi forventer at de forskjellige innstrømmingene av arbeidsinnvandringen vil slå ut på prisene i denne sektoren. I tillegg er utviklingen i etterspørselen lik for alle tjenestene i sektoren, som gjør at etterspørselen er gitt utenfor modellen. Årsaken er at etterspørselen etter boliger styrer etterspørselen etter de forskjellige tjenestene og gjør at endringer i etterspørselen påvirker alle tjenestene likt. For tjenester som tømmer og maler som har fått flere arbeidsinnvandrere, forventer vi at dette vil slå ut som en reduksjon i produksjonskostnadene. Som vist i figur 5.1 fører dette til et skift i tilbudskurven og reduksjon i prisen fra P_1 til P_2 , samtidig som produsert mengde øker fra M_1 til M_2 . For tjenester der innvandrere har hindringer for å bli med i arbeidsstyrken, slik som elektriker og rørlegger, forventer vi ingen endringer i pris og produsert mengde.

Arbeidsinnvandringen påvirker prisen gjennom å redusere produksjonskostnadene for bedriftene i de forskjellige markedene. På kort sikt forventer vi en endring i faktorprisen fra arbeidere, altså gjennom lavere lønn. Lønnsreduksjonen avhenger av substituttbarheten til arbeidsinnvandrerne målt mot norske arbeidere. En arbeidsinnvandrer som er perfekt substitutt for norske arbeidere kan erstatte dem. Dette fører til økt konkurranse og et negativt press på lønningene for nordmenn og innvandrerne i dette markedet, som igjen vil redusere

prisen. Er arbeidsinnvandrere ufullkomne substitutter til norske arbeidere vil ikke arbeidsinnvandrerne overta jobbene til de norske arbeiderne. Dette betyr at norske arbeidere ikke kommer til å få økt konkurranse og dermed ikke direkte negativt press i lønninger. På den andre siden vil produksjonskostnadene bli redusert hvis arbeidsinnvandrere som er ufullkomne substitutter til norske arbeidere har lavere lønninger enn de norske arbeiderne.

Teorien gir grunnlag for en hypotese om at arbeidsinnvandring fører til et lavere prisnivå for enkelte tjenester i bygg- og anleggsektoren. Ettersom endringer i etterspørselsfunksjonen ikke blir påvirket av arbeidsinnvandringen, vil prisendringen skyldes endringer i produksjonskostnadene. Enkelte tjenester, som elektriker og rørlegger, har sertifiseringskrav som fører til at innstrømningen av arbeidsinnvandrere er lav. Andre tjenester, som maler og tømrer, har opplevd en markant økning i andelen arbeidsinnvandrere. For tjenestene med økt andel arbeidsinnvandrere forventer vi en prisdempende effekt gjennom produksjonskostnadene. Denne reduksjonen kan skyldes to forhold: lønnsreduksjon som følge av større konkurranse om jobbene, eller nye arbeidere med lavere lønn enn norske arbeidere. For de tjenestene med liten innstrømning av arbeidsinnvandring forventer vi ingen utslag på prisen.

Teorien er en forenkling av virkeligheten, ettersom vi ikke tar hensyn til faktorer som teknologiutvikling, full- eller deltidsjobb og individuelle faktorer som effektivitet eller ferdigheter. Vi antar at bygg- og anleggsektoren ikke blir påvirket av internasjonale markeder og kapitalen holdes konstant gjennom hele perioden. I tillegg består det norske arbeidsmarkedet av en høy grad av fagorganisering, som kan være med å dempe lønnseffekten av arbeidsinnvandring og igjen dempe priseffekten av arbeidsinnvandringen. Fagorganisering kan også føre til at norske arbeidere blir presset ut av arbeidsmarkedet, gjennom lavere arbeidstilbud eller at de faller helt ut av arbeidslivet. Men selv med alle disse forenklingene og mulige dempninger på priseffekten, gir teorien oss god innsikt i sentrale mekanismer som blir styrt av arbeidsinnvandring på prisene i bygg- og anleggsektoren.

6 Den økonometriske modellen

Cortes (2008) er en av de få som har laget et teoretisk rammeverk for effekten arbeidsinnvandringen har på prisene. Teorien bygger på Heckscher-Ohlin sitt komparative fortrinn, ved bruk av 2 varer og 3 faktorer. Fokuset er kortsiktig, slik at kapitalen blir holdt konstant. Teorien ser på et sjokk av økt innvandring, og hvilke effekter dette har på prisen for den ferdigproduserte varen. Fokuset ligger på tilbudssiden, med vekt på sammenhengen mellom lønn og ferdig pris. Borjas (2009) har også laget et teoretisk rammeverk for hvordan innvandringen påvirker prisene. Fokuset er på etterspørselssiden og tilbudssiden, både kortsiktig (kapital konstant) og langsiktig. Rammeverket viser at på kort sikt vil prisene bli påvirket negativt av en reduksjon i lønninger og positivt av økt etterspørsel, som er i tråd med det tidligere teoriavsnittet. Innvandring reduserer lønninger, så lenge kapitalen ikke tilpasser seg.

6.1 Prisendring av arbeidsinnvandring

Teorien bygger på et sjokk av økt innvandring, og forskjellige effekter som kan påvirke prisen. Mer generelt kan vi si at regresjonen skal «kartlegge hvordan et sett av forklaringsvariabler påvirker den avhengige variabelen» (Biørn, 2009, s. 11). Den avhengige variabelen er logaritmen til pris, der innvandringsandelen i tjenesten er forklaringsvariabelen.

Datasettet består av paneldata (longitudinal data) med observasjoner av forskjellige tjenester over tid i bygg- og anleggsektoren. Modellen som brukes er en utvidelse av multippel regresjon, med bruk av dummy variabler for forskjellige år (T) og tjenester (J). Dummiene blir brukt for å kontrollere for uobserverte faktorer som påvirker den avhengige variabelen. Vi skiller mellom to forskjellige typer uobserverte faktorer, tidsfaste og tjenestefaste. Tidsfaste effekter kan variere over tid, men ikke mellom tjenester. Dette er effekter som påvirker alle våre observasjoner for et gitt år, med andre ord plukker den opp variasjonen i etterspørselen etter byggetjenester. Tjenestefaste effekter forandrer seg mellom tjenestene, men ikke over tid. Vi kontrollerer for all uobserverbar heterogenitet som er konstant over hele dataperioden for hver tjeneste. Dette er effekter som påvirker observasjonene våre i hver enkelt tjeneste, slik som nye krav til sikkerhet i enkelte tjenester. Hvis vi ikke kontrollerer for de uobserverte effektene, vil vi ha problemer med utelatte variabler og dette vil føre til skjevhet i den

forklarende variabelen. De enhetsfaste effektene identifiseres ved hjelp av J-1 indikatorvariabler for tjenester og T-1 indikatorvariabler for de aktuelle årene.

De klassiske antagelsene for en log lineær modell ved bruk av faste effekter med longitudinal data, er ingen utelatte variabler som fører til skjevhet slik at den betingede forventningen for restleddet er null. De uavhengige variablene er uavhengige og identisk fordelt (i.i.d) og ingen multikolinærhet. I tillegg krever de klassiske antagelsene ingen heteroskedastisitet eller autokorrelasjon. Heteroskedastisitet er at variansen til en variabel som er trukket fra en distribusjon ikke er konstant. Autokorrelasjon er at kovariansen mellom feilleddene til to observasjoner ikke er lik null. For eksempel kan et sjokk i et land påvirke aktiviteten i andre land (Wooldridge, 2009, s. 503-505 og 53).

6.1.1 Prisendring av økt arbeidsinnvandring

Vi analyserer effekten av andel arbeidsinnvandrere på priser, der vi kontrollerer for uobserverte effekter gjennom dummier for forskjellige år ($T=20$) og tjenester ($J=7$). Året 1992 blir basisåret og grunnarbeid er basistjenesten. Innvandringsandelen, som er forklaringsvariabelen vår, varierer mellom tjenestene og over tid. Den er definert som antall arbeidsinnvandrere delt på total arbeidsstyrke i tjeneste j . Den empiriske regresjonsmodellen er

$$(1) \quad \ln P_{jt} = \beta_0 + \beta_1 m_{jt} + u_j + v_t + \varepsilon_{jt}$$

der j står for tjenesten og t for hvilket år. $\ln P_{jt}$ er logaritmen til prisen, m_{jt} er andel arbeidsinnvandrere for tjeneste j i år t , u_j er dummy for tjenesten j , v_t dummy for år t og ε_{jt} er restleddet. Vi kontrollerer for de uobserverte faktorene gjennom koeffisientene u_j (tjenestefaste) og v_t (tidsfaste). Modellen er log lineær som gjør at resultatet er lett å tolke. Vi har en konstant effekt av innvandringsandelen på prisen, der den estimerte koeffisienten er gitt ved β_1 . Ved å holde alle andre variabler konstant, har vi at en enhets endring i m_{jt} gir $100 \times \beta_1$ prosent endringer i prisen (Wooldridge, 2009, s. 44). Altså, ved å øke arbeidsinnvandringsandelen fra 0.10 til 0.11 (ett prosentpoeng) av den totale arbeidsstyrken i tjeneste j vil prisen for denne tjenestene forandre seg med $\frac{\beta_1}{100}$ eller β_1 prosent.

Et problem med log lineær modeller ved bruk av paneldata er heteroskedastisitet og autokorrelasjon. For å kontrollere for heteroskedastisitet brukes faste effekter ved dummier

for år og tjenester. Dette fjerner problemet med heteroskedastisitet, utenom når uobserverbare faktorer endrer seg over både tid og rom. Vi bruker Driscoll og Kraay¹ sitt rammeverk for å kontrollere for autokorrelasjon, med restledd som kan være korrelert opp til 4 tidsenheter². Metoden som blir brukt er MA(4)³, som også tar hensyn til et konstant gjennomsnitt av restleddet. Dette fører til at standardfeilene for modellen vår er forventet å være robuste, og det er dermed mulig med hypotesetesting og bruk av konfidensintervaller.

6.1.2 Prisendring av økt arbeidsinnvandring etter grupperinger

I neste modell analyserer vi effekten arbeidsinnvandring har på priser i bygg- og anleggsektoren, der vi deler arbeidsinnvandrerne inn i tre forskjellige grupperinger. Grupperingene består av nordiske arbeidere, nye EU-arbeidsinnvandrere, og en gruppe med resterende arbeidsinnvandrere som nevnt tidligere. Uobserverte faktorer blir også her kontrollert for gjennom dummier for år (T=14) og tjenester (J=7), der 1998 blir basisåret og grunnarbeid er basistjenesten. Forklaringsvariablene våre er definert som antall arbeidsinnvandrere fra gruppe 1, 2 eller 3 delt på total arbeidsstyrke i tjeneste j.

Den empiriske regresjonsmodellen er gitt ved

$$(2) \quad \ln P_{jt} = \beta_0 + \beta_1 m_{1jt} + \beta_2 m_{2jt} + \beta_3 m_{3jt} + u_j + v_t + \varepsilon_{jt}$$

der den eneste forskjellen fra modell 1 er inndelingen av arbeidsinnvandrere i tre grupper. Koeffisientene β_1 , β_2 og β_3 viser effekten arbeidsinnvandrere fra de forskjellige gruppene har på prisen. Ved å øke innvandringsandelen fra de nordiske landene med 1 prosentpoeng for tjeneste j, vil prisen for denne tjenesten endres med β_1 prosent. Denne tolkningen av koeffisienten er også lik for innvandrere fra de nye EU-landene (β_2) og resterende arbeidsinnvandrere (β_3). Problemet med autokorrelasjon og heteroskedastisitet blir også her kontrollert for, gjennom faste effekter ved bruk av Driscoll og Kraay sitt rammeverk (Hoechle, 2007).

Driscoll og Kraay sitt rammeverk bygger asymptotisk på tidsobservasjoner istedenfor grupper (Hoechle, 2007). Grunnen til at vi bruker dette rammeverket er at vi bare klarte å koble 7 av

1. Bruk av xtsc i stata, se Hoechle (2007).

2. Ingen store forskjeller ved å øke antall lagg.

3. $X_t = \mu + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \theta_3 \varepsilon_{t-3} + \theta_4 \varepsilon_{t-4}$

tjenestene i bygg- og anleggsektoren mot prisutviklingen i denne sektoren. Tidsperiodene som ble brukt var 14 og 20 år. Selv med så få observasjoner på tid viser Hoechle (2007) sine beregninger at denne metoden er den beste tilnærmingen til robuste standardfeil.

6.2 Lønnsforskjeller mellom nordmenn og innvandrere etter grupperinger

Datasettet er tversnittdata (cross-sectional data), satt sammen av individuelle arbeidere i enkelte tjenester i bygg- og anleggsektoren for et gitt år. De klassiske antagelsene for en log lineær modell er ingen utelatte variabler som fører til bias, slik at den betingede forventningen for restleddet er null. De uavhengige variablene er uavhengige og identisk fordelt (i.i.d) og ingen multikolinearitet eller heteroskedastisitet (Wooldridge, 2009, s. 84-95).

Den avhengige variabelen er logaritmen til lønn, der indikatorvariablene for innvandrere fra forskjellige grupper er forklaringsvariablene. Modellen bygger på multippel regresjon, ved bruk av dummier for de forskjellige tjenestene ($J=7$). Dummiene kontrollerer for uobserverte faktorer, som er ulike mellom tjenestene. Forklaringsvariablene er alder, alder kvadrert, kjønn og indikatorvariabler for hvilke innvandringsgruppe de tilhører, der gruppene er definert likt som tidligere. Altså norske, nordiske, nye EU og resterende arbeidere ($P=4$).

Indikatorvariabelen tar verdi 1 hvis arbeideren tilhører denne gruppen, ellers 0. Vi har altså $J-1$ dummier for tjenester og $P-1$ indikatorvariabler for arbeidsgrupper, der grunnarbeid er basistjenesten og norske arbeidere er basisgruppen.

Den empiriske Mincer regresjonen er gitt ved

$$(3) \quad \ln(\text{lønn})_{ij} = \beta_0 + \alpha_1 \text{Nordiske}_{ij} + \alpha_2 \text{Nye EU}_{ij} + \alpha_3 \text{Resterende}_{ij} + \beta_1 \text{alder}_i + \beta_2 \text{alder}_i^2 + \theta_i \text{kjønn}_i + u_j + \varepsilon_{ij}$$

der i står for individet og j står for tjenesten. Variabelen kjønn er en dummy for å kontrollere for forskjeller i lønn mellom menn og kvinner, der koeffisienten θ_i altså måler lønnsforskjellen. Alder og Alder² kontrollerer for alderen til arbeiderne, ettersom lønnen til arbeiderne blir påvirket blant annet av erfaring. Dette betyr at vi ikke tror alder har en lineær sammenheng med lønn, men forventer at den vil være konkav (Mincer, 1974). u_j er dummy for tjenesten j og ε_{ij} er restleddet.

Ved å holde alle andre variabler konstant måler koeffisienten α_1 lønnsforskjellen mellom norske arbeidere og nordiske arbeidsinnvandrere i prosent. Samme tolkning er det for innvandrere fra de nye EU-landene og resterende arbeidsinnvandrere. Ettersom logaritmen er en tilnærming av prosent ulikhet i lønn mellom norske arbeidere og gruppene av arbeidsinnvandrere¹, vil den for store verdier vise unøyaktige prosenter. Metoden² for å beregne forskjellen i lønn ved høye prosenter er $w_1 = e^{\alpha_1} w_n$. Denne viser hvor mange prosent av den norske lønningen arbeidere fra de skandinaviske landene får. Vi er mer interessert i hvor mange prosent lavere (høyere) lønn arbeidere fra Skandinavia har og vil dermed bruke $\frac{w_1 - w_n}{w_n} = (e^{\alpha_1} - 1)$ (Wooldridge, 2009, kap.6).

Problemet med heteroskedastisitet blir løst med faste effekter gjennom dummier for de forskjellige tjenestene. Dette fører til at standardfeilene i modellen forventes å være robuste. Den avhengige variabelen er definert som logaritmen av lønn per dag. Optimalt skulle vi hatt timelønn oppgitt, men per dags dato er dette ikke mulig. Dermed bruker vi kontantlønn delt på beregnet antall dager per lønnstakerforhold, gitt at de jobber i en av de 7 tjenestene.

6.3 Forklaringsvariabelen

For å finne effekten arbeidsinnvandring har på priser, skiller vi mellom forskjellige tjenester med ulik andel innstrømming av arbeidsinnvandring. Mens enkelte tjenester har opplevd en sterk vekst i andel innvandrere, har andre tjenester ikke har hatt noen store endringer. Dette gjør det mulig å identifisere hva som hadde skjedd med prisene hvis vi ikke hadde opplevd noen stor innstrømming av nye arbeidsinnvandrere. Vi følger samme strategi som tidligere litteratur, men i litteraturen har inndelingen av gruppene variert. Enkelte har delt arbeidsinnvandrere inn etter geografiske områder slik som byer (Cortes, 2008; Lach, 2007), regioner (Frattini, 2008) og land (Zachariadis, 2012). Mens andre har sett på forskjeller mellom yrker (Bratsberg og Raaum, 2012).

Et vanlig problem ved å se på innvandring og dens påvirkning på priser er endogenitet, altså korrelasjon mellom forklaringsvariabelen og restleddet. Innvandrere velger ikke området de flytter til tilfeldig og dermed vil uobserverbare økonomiske faktorer som tiltrekker

1. $\ln\left(\frac{w_1}{w_n}\right) \approx \frac{w_1 - w_n}{w_n}$

2. $\ln(w_1) - \ln(w_n) = \alpha_1$

innvandrere til et område, også påvirker prisene (Cortes, 2008). For å skille effekten av arbeidsinnvandringens påvirkning på prisene fra andre faktorer i arbeidsmarkedet, bygger vi på en observasjon fra Bratsberg og Raaum (2012) om at variasjonen i innvandringsandelen først og fremst skyldes sertifiseringskrav i enkelte tjenester. Dette gjør det mulig å identifisere effekten arbeidsinnvandringen har på priser i bygg- og anleggsektoren. En mulig forklaring er at arbeidere kan ha yrkestilhørighet gjennom utdanning og erfaring, som gjør det vanskelig å bytte arbeidsmarked. Variasjonen av innvandrere mellom tjenestene sees på som eksogen, som bygger oppom at forklaringsvariabelen er ukorreletert med restleddet.

Et problem med sertifiseringskravet til enkelte tjenester, er at denne barrieren også kan hindre norske arbeidere fra å få seg jobb i disse tjenestene. Etersom mange norske arbeidere med samme utdanning er ansatt i andre sektorer, kan de søke seg fritt til bygg- og anleggsektoren. Dette kan få oss til å feiltolke den lave prisveksten i enkelte tjenester som økt andel innvandrere, selv om det i realiteten skyldes forskjell i inn og utstrømming av norske arbeidere. Bratsberg og Raaum (2012, kap.2) undersøkte dette for året 2005, da bygg- og anleggsektoren hadde en «byggeboom», og fant ingen klare tegn til denne effekten på kort sikt.

Det er viktig at forklaringsvariabelen vår, som består av andel arbeidsinnvandrere delt på total arbeidsstyrke for forskjellige tjenester, ikke inneholder store målefeil. Et problem som kan gi målefeil på forklaringsvariabelen vår er svart arbeid, altså at personer jobber svart slik at de ikke blir tatt med i vårt datasett. Dette gjelder både norske arbeidere og innvandrere. Tjenester med krav om sertifikat kan ha problemer med svart arbeid, ettersom enkelte personer ikke har de rette sertifikatene for å kunne jobbe lovlig. I tråd med Bratsberg og Raaum (2012, kap.2) føres det inspeksjon på installasjoner i bygg- og anleggsektoren og forsikringsselskaper stiller krav til utført arbeid etter normer og regler. Dette gjør at feiltellingen i estimatet kan gå begge veier, men vil antageligvis være liten. Vi bruker firmaer som har hovedvirksomheten i bygg- og anleggsektoren til å estimere forklaringsvariabelen. Dette gjør at arbeidskraft som er utleid gjennom vikarbyråer ikke blir tatt hensyn til. Vikarbyråer leier ut både nordmenn og innvandrere, som fører til undertelling av forklaringsvariabelen i begge gruppene. Bratsberg og Raaum (2012) kommer fram til at nordmenn og innvandrere som blir utleid gjennom vikarbyråer til tjenestene i bygg- og anleggsektoren speiler i stor grad fordelingen fanget opp av vårt opprinnelige datasett. Selv om forklaringsvariabelen vår inneholder tellefeil, er det

ikke forventet at det vil føre til skjevhet. Vi forventer altså at tellefeilen ikke vil påvirke resultatet i stor grad, men være proporsjonal til det virkelige antallet.

Kort oppsummert, ved bruk av ulik innstrømming av arbeidsinnvandrere til forskjellige tjenester kan vi identifisere effekten av arbeidsinnvandring på priser i de forskjellige tjenestene. Samtidig forventer vi ikke at forklaringsvariabelen vår skal inneholde store målefeil.

7 Resultater

Temaet har tidligere blitt belyst av Bratsberg og Raaum (2012, s. 31-34), som ser på effekten arbeidsinnvandringen har på priser i bygg- og anleggsektoren for perioden 1998-2005.

Dataene har blitt utvidet med 12 år, sammenlignet med Bratsberg og Raaum (2012). For perioden 1992-1997 har vi estimert arbeidere på korttidsopphold, og for perioden 2006-2011 er det nye data som ikke har vært tilgjengelig tidligere. Dette gjør det mulig å sammenligne resultatet i denne oppgaven med tidligere forskning, som gir en indikasjon på om resultatet er troverdig. I forhold til internasjonal litteratur er det også mulig å sammenligne resultatet, som gir en indikasjon på om effekten er lik over landegrenser og om resultatet ikke bare er forbeholdt Norge.

7.1 Effekten av arbeidsinnvandring på priser

Den økte innvandringen til enkelte tjenester i bygg- og anleggsektoren gjør det mulig å estimere effekten arbeidsinnvandringen har hatt på prisene i sektoren. Resultatet av estimeringen av ligning 1 er gjengitt i tabell 1, hvor vi kontrollerer for tids- og tjenestefaste effekter. Resultatene er signifikant på 1 %, som betyr at det er en klar sammenheng mellom arbeidsinnvandring og prisene i bygg- og anleggsektoren. Kolonne 1 viser den estimerte effekten av arbeidsinnvandringen på prisen, der vi bruker hele datasettet og alle årene. Den negative koeffisienten (-1.06) viser til den dempende effekten arbeidsinnvandringen har på prisene for disse tjenestene. Ettersom forklaringsvariabelen¹ vår er antall arbeidsinnvandrere i tjeneste j delt på total arbeidsstyrke i samme tjeneste, vil ikke en prosentvis endring i antall arbeidsinnvandrere føre til en prosentvis endring i forklaringsvariabelen. Når antallet norske arbeidere er høy sammenlignet med antall arbeidsinnvandrere og prosent endring av antall arbeidsinnvandrere er lav, vil en prosent endring av arbeidsinnvandrere være tilnærmet lik en endring i forklaringsvariabelen vår. Ved å øke arbeidsinnvandring med et prosentpoeng vil prisen bli redusert med -1.06 %. Den gjennomsnittlige andelen arbeidsinnvandrere i de forskjellige tjenestene utgjør 10,8 % av den totale arbeidsstyrken. Ved en økning på 10 % flere innvandrere, forventes det at prisene reduseres med 1.1^2 %.

1. $m_{jt} = \frac{M_{jt}}{N_{jt} + M_{jt}}$

2. $(0.108 * 0.1) * 1.057 = 0.011$

Tabell 1

Estimerte effekter av arbeidsinnvandring på log pris

Avhengige variabel:	Log Pris	Log Pris	Log Pris	Log Pris	Log Pris
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Andel innvandrere	-1.057*** (0.072)	-0.912*** (0.103)	-0.990*** (0.066)	-0.639*** (0.045)	-0.381*** (0.022)
År	1992-2011	1998-2011	1992-2011	1992-2011	1992-2011
Utvalg	Hele	Hele	Ikke rørlegger	Ikke elektriker	Ikke rørlegger og elektriker
Faste effekter:					
- tjeneste	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
- tids	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Ant. obs	140	98	120	120	100
Driscoll og Kraays standardfeil	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja

Notat: * signifikant på 10%, ** signifikant på 5%, *** signifikant på 1%. Stjernene viser til en to-sides p-verdi, der vi tester hypotesen om koeffisienten er forskjellig fra 0. Vi avviser hypotesen ved 0.01 (99% sikkert), 0.05 (95% sikkert) eller 0.1 (90% sikkert). Standardfeilene er oppført i parentes under koeffisienten.

Forklaringsvariabelen kan inneholde noe støy for årene 1992-1997, siden det ikke er tilgjengelig data på antall arbeidere som var på korttidsopphold i denne perioden. I kolonne 2 ser vi på koeffisienten av arbeidsinnvandringens effekt på priser for perioden 1998-2011. Koeffisienten viser også her til en negativ effekt av økt arbeidsinnvandring på prisene (-0.91), som er noe lavere enn det vi fant i kolonne 1. Forskjellen mellom effekten arbeidsinnvandring har på priser for perioden 1992-2011 og 1998-2011 skiller 0.145, og gjør at estimeringen av arbeidere på korttidsopphold ikke virker å påvirke resultatet nevneverdig. Effekten arbeidsinnvandring har på prisen for de forskjellige tjenestene blir i stor grad påvirket av den høye prisveksten for tjenestene rørlegger og elektriker. Ved å droppe enten rørlegger eller elektriker er koeffisienten fremdeles signifikant på 1 %, men koeffisienten er blitt betraktelig lavere. Utelater vi både rørlegger og elektriker vil koeffisienten synke enda mer, men fremdeles være signifikant på 1 %. Dette gir klare indikasjoner på at arbeidsinnvandring har en negativ påvirkningskraft på prisen.

Ved å sammenligne resultatet med tidligere litteratur kan vi sjekke om resultatet er troverdig. Bratsberg og Raaum (2012), som så på arbeidsinnvandringen til bygg- og anleggsektoren i

Norge, fant ut at en 10 % økning i antall arbeidsinnvandrere førte til en prisreduksjon på 0.4 % til 1.1 %. Den estimerte effekten er lavere enn den effekten vi fant, og kan i stor grad skyldes at datasettet har blitt økt med 12 år. Cortes (2008) så på lavt utdannede arbeidsinnvandrere til USA og fant en enda større effekt på prisene. Ved en 10 % økning i arbeidsinnvandring til innvandringsintensive tjenester, fører dette til en reduisering i prisen på 2 %. Selv om resultatet til Cortes ligger over vårt, gir dette indikasjoner på et troverdig resultat.

Arbeidsinnvandringen demper prisutviklingen for tjenester som blir påvirket av arbeidsinnvandringen. I neste avsnitt skal vi se på hvilke grupper av arbeidsinnvandrere som har ført til den dempende effekten på enkelte priser i bygg- og anleggsektoren i Norge.

7.2 Effekten av forskjellige innvandringsgrupper på priser

Som nevnt tidligere har vi kategorisert arbeidsinnvandrere etter 3 forskjellige grupper. Arbeidsinnvandrere fra nordiske land, de nye EU-landene og en gruppe som består av resterende arbeidsinnvandrere. Datasettet består av 98 observasjoner for perioden 1998 – 2011. Tabell 2 viser hvordan de forskjellige innvandringsgruppene har påvirket prisene i tjenester i bygg- og anleggsektoren, ved bruk av ligning 2. Kolonne 1 viser at arbeidere som kommer fra de nordiske landene ikke har noen signifikant effekt på prisene. Samtidig har arbeidere fra de nye EU-landene og resterende arbeidsinnvandrere en negativ effekt på prisene, som er signifikant på 1 %. Koeffisienten fra de nordiske landene er ganske lik koeffisienten fra de nye EU-landene, men med mye høyere standardfeil. Årsaken er at det ikke har vært noen store endringer i andelen av nordiske arbeidere i bygg- og anleggsektoren i perioden 1992-2011, og dette fører til lite variasjon i forklaringsvariabelen (se figur 4.2.3).

For å teste om koeffisientene er like i kolonne 1, bruker vi en F-test gjengitt i tabell 3. P-verdien viser hvor stor sannsynlighet det er for at hypotesen vår om at koeffisientene er like, er sann (Wooldridge, 2009, s. 151). Testen viser at vi kan avvise at alle 3 koeffisientene (nordiske, nye EU og resterende arbeidsinnvandrere) er like (3 %). Samtidig kan vi også avvise at resterende arbeidsinnvandrere har lik påvirkningskraft på prisene som nordiske arbeidere (1 %), eller arbeidsinnvandrere fra de nye EU-landene (1 %). Men vi kan ikke avvise at arbeidsinnvandrere fra de nye EU-landene og de nordiske landene har lik koeffisient

(34 %), som betyr at effekten disse arbeiderne har på prisen kan være lik. Dette gir indikasjoner på at arbeidsinnvandrere fra de nye EU-landene og resterende arbeidsinnvandrere demper prisutviklingen i de forskjellige tjenestene. Selv om arbeidsinnvandrere fra de nordiske landene ikke viser til noen effekt på prisene, kan vi ikke utelukke at arbeidere fra de nordiske landene påvirker prisen i like stor grad som arbeidere fra de nye EU-landene.

Tabell 2

Estimerte effekter av arbeidsinnvandring etter grupper på log pris

Avhengige variabel:	Log Pris	Log Pris	Log Pris	Log Pris
	(1)	(2)	(3)	(4)
Andel nordiske	-0.527 (0.359)	-0.282 (0.323)	-0.370 (0.343)	0.213 (0.223)
Andel nye EU	-0.753*** (0.148)	-0.620*** (0.143)	-0.483** (0.121)	-0.103* (0.059)
Andel resterende	-1.579*** (0.235)	-1.720*** (0.173)	-0.912*** (0.232)	-1.222*** (0.168)
År	1998-2011	1998-2011	1998-2011	1998-2011
Utvalg	Hele	Ikke rørlegger	Ikke elektriker	Ikke rørlegger og elektriker
Faste effekter:				
- tjeneste	Ja	Ja	Ja	Ja
- tids	Ja	Ja	Ja	Ja
Ant. obs	98	84	84	70
Driscoll og Kraays standardfeil	Ja	Ja	Ja	Ja

Notat: * signifikant på 10%, ** signifikant på 5%, *** signifikant på 1%. Standardfeilene er oppført i parentes under koeffisienten.

Andelen av arbeidere fra de nye EU-landene for året 2011, er i gjennomsnitt på 11 % for de forskjellige tjenestene. En 10 % økning fører til at prisene vil bli redusert med 0.8 %, som vist i kolonne 1 (tabell 2). Ved å utelukke rørlegger, viser kolonne 2 at arbeidere fra de nye EU-landene fremdeles har en negativ effekt på prisene (-0.62) og at denne effekten er signifikant på 1 %. I kolonne 3 utelukker vi elektriker og arbeidsinnvandrere fra de nye EU-landene, som også nå har en negativ effekt på prisene (-0.48), som er signifikant på 5 %. Når både elektriker og rørlegger blir utelukket fra regresjonen (kolonne 4), så vises det fremdeles til en negativ påvirkningskraft på prisene for arbeidere fra de nye EU-landene med signifikantnivå

på 10 %. For resterende arbeidere vises det til en signifikant effekt på prisene når vi utelukker elektriker, rørlegger eller begge to.

Tabell 3

F-test

Test om koeffisientene er like	P-verdier
$H_0: \beta_1^{Nordiske} = \beta_2^{Nye EU} = \beta_3^{Rest}$	0.03**
$H_0: \beta_1^{Nordiske} = \beta_2^{Nye EU}$	0.34
$H_0: \beta_1^{Nordiske} = \beta_3^{Rest}$	0.01**
$H_0: \beta_2^{Nye EU} = \beta_3^{Rest}$	0.01**

Notat: Vi tester hypotesen om koeffisientene er like i tabell 2, kolonne 1. Hypotesen blir avvist ved en p-verdi på 0.01 (99 % sikkert), 0.05 (95 % sikkert) eller 0.10 (90 % sikkert).

Selv om arbeidsinnvandringen fra de nye EU-landene bare er signifikante på 10 % når vi utelukker elektriker og rørlegger, er det klare indisier på at nye arbeidsinnvandrere fra EU har vært med på å dempe prisutviklingen for tjenester i bygg- og anleggsektoren. Samtidig vises det ingen effekt av arbeidere fra de nordiske landene på prisene, men vi kan ikke utelukke at arbeidere fra de nordiske landene påvirker prisen i like stor grad som arbeidere fra de nye EU-landene. I neste avsnitt ser vi på en mulig forklaring for den dempede prisseffekten disse gruppene har hatt.

7.3 Lønnsforskjeller mellom arbeidere etter grupperinger

Arbeidsinnvandring til tjenester i bygg- og anleggsektoren blir ikke påvirket fra etterspørselssiden. Årsaken er, som nevnt tidligere, på grunn av at etterspørselen påvirker alle tjenestene likt og denne effekten vil dermed bli fanget opp av de faste effektene. En mulig årsak til den dempende effekten arbeidsinnvandringen har hatt på prisene, er at

produksjonskostnadene har blitt redusert gjennom lavere lønninger. Gjennomsnittslønnen til arbeidere i de syv tjenestene for året 2011, er gjengitt i tabell 4. Tabellen viser at nordiske arbeidere har i gjennomsnitt 3 % lavere lønn enn norske arbeidere, som er tilnærmet likt. Arbeidere fra de nye EU-landene har i gjennomsnitt 20 % lavere lønn enn norske arbeidere. Denne lønnsforskjellen for arbeidere fra de nye EU-landene vil føre til lavere lønnskostnader for bedriftene og kan gi en mulig forklaring til den negative effekten arbeidsinnvandringen har på prisene.

Tabell 4

Gjennomsnittslønn etter grupperinger for året 2011

Grupper	Gjennomsnittslønn	Standardavvik	Antall observasjoner
Nordmenn	1448	7835	133666
Norden	1404	3486	2712
Ny EU	1158	6239	10624
Resterende	1302	6068	5500

Lønnen til arbeidere blir også påvirket av andre faktorer, som erfaring og hvilke tjenester de jobber i. For å kontrollere for andre faktorer som påvirker lønningene til arbeiderne, brukes modell 3. Tabell 5 gjengir denne modellen og viser den estimerte forskjellen i lønn mellom de tre innvandringsgruppene relativt til norske arbeidere. I kolonne 1 brukes det ingen kontrollvariabler, som fører til at arbeidere fra Norden, de nye EU-landene og resterende arbeidsinnvandrere har lønn som er signifikant forskjellige fra de nordiske arbeiderne. Kontrollerer vi for forskjeller i lønninger i de forskjellige tjenestene, som vist i kolonne 2, forandrer ikke resultatet seg nevneverdig. Selv om de forskjellige tjenestene har signifikante effekter på lønningene. I kolonne 3 kontrolleres det i tillegg for alder og kjønn. Kontrollvariabelen alder følger et konkavt mønster, som også er signifikant på 1 %. I tillegg viser kontrollvariabelen at kvinner i gjennomsnitt har lavere lønn enn menn i disse tjenestene. Arbeidere fra de nordiske landene viser ingen signifikant forskjell i lønn relativt til norske arbeidere. Mens arbeidere fra de nye EU-landene og resterende arbeidsinnvandrere har lavere lønn, som er signifikant på 1 %. Mer presist har arbeidere fra de nye EU-landene 26 % lavere lønn enn norske arbeidere og resterende arbeidsinnvandrere 17 % lavere lønn. Dette gir indikasjoner på at arbeidere fra de nordiske landene er tilnærmet perfekte substitutter for norske arbeidere. For norske arbeidere betyr dette større konkurranse og et negativt press på lønninger, som igjen slår ut en prisdempende effekt gjennom produksjonskostnadene.

Arbeidere fra de nye EU-landene virker å være ufullkomne substitutter til norsk arbeidskraft ettersom de har lavere lønn, som også her fører til lavere produksjonskostnader. Resultatet stemmer overens med funn i Bratsberg m.fl. (2012). Studiet viser at arbeidsinnvandrere fra de nordiske landene fører til et negativt press på lønninger hos norske arbeidere. Samtidig som arbeidere fra land som er geografisk, økonomisk og kulturelt annerledes synes å ha en beskjeden effekt på norske arbeideres lønninger.

Tabell 5

Estimerte forskjeller mellom innvandringsgrupper i log lønn for året 2011

Avhengig variabel	Log Lønn	Log Lønn	Log Lønn
	(1)	(2)	(3)
Norden	0.045*** (0.015)	0.080*** (0.015)	-0.014 (0.014)
Nye EU	-0.265*** (0.008)	-0.190*** (0.008)	-0.305*** (0.008)
Resterende	-0.167*** (0.011)	-0.134*** (0.011)	-0.190*** (0.010)
Kontroll variabler	-	Tjenester	Tjenester, alder, kjønn
Utvalg	Hele	Hele	Hele
Ant. Obs	152502	152502	152502

Notat: * signifikant på 10%, ** signifikant på 5%, *** signifikant på 1%. Standardfeilene er oppført i parentes under koeffisienten.

Arbeidsinnvandringen har ført til en dempende effekt på prisene for tjenester i bygg- og anleggsektoren. Arbeidere fra de nye EU-landene og resterende arbeidere, er de som har mest negativ effekt på prisutviklingen. Ettersom etterspørselen blir fanget opp av faste effekter, forventes det at endringene i prisen skyldes en endring i produksjonskostnadene. En av hovedkomponentene til denne reduksjonen i produksjonskostnadene skyldes at arbeidere fra de nye EU-landene og resterende arbeidere får lavere lønn enn norske arbeidere. Dette bygger oppom at nordiske arbeidere er substitutter for norske arbeidere, mens arbeidere fra de nye EU-landene er ufullkomne substitutter til norsk arbeidskraft. Denne prisdempende effekten som arbeidsinnvandrere fra de nye EU-landene fører med seg gjennom lavere lønn, overføres videre til konsumentene av disse tjenestene. Selv om norske arbeidere i bygg- og

anleggsektoren i Norge har fått økt konkurranse, vil det være en samfunnsøkonomisk gevinst gjennom lavere priser.

8 Konklusjon

Arbeidsinnvandringen til Norge de siste tiårene, har ført til en markant økning av den totale arbeidsstyrken her i landet, spesielt etter EUs utvidelse i 2004 og 2007. Årsaken til arbeidsinnvandringen skyldes avtalen om fri flyt av arbeidskraft, gode jobbmuligheter og høye lønninger i Norge, samtidig som konjunktursvingninger spiller en viktig rolle. Tidligere litteratur viser at arbeidsinnvandring påvirker utviklingen til priser og lønninger i land som har opplevd økt arbeidsinnvandring. I denne oppgaven har vi studert hvordan arbeidsinnvandringen har påvirket prisene for enkelte tjenester i bygg- og anleggsektoren, som er en markant utvidelse av funn fra Bratsberg og Raaum (2012). Enkelte tjenester opplevde stor økning i antall arbeidsinnvandrere mens andre tjenester opplevde liten økning, gjennom hindringer av sertifiseringskrav. Dette gjør det mulig å identifisere effekten arbeidsinnvandring har på prisene for disse tjenestene.

Strømmen av arbeidsinnvandringen har dempet prisutviklingen for enkelte tjenester i bygg- og anleggsektoren. Selv om vi utelukker tjenester som rørlegger og elektriker, som har opplevd sterkest prisutvikling og liten innstrømming av arbeidsinnvandrere, er resultatet signifikant. Ved å dele arbeidsinnvandrerne inn i tre grupper etter fødeland, kan vi se hvilke effekt de enkelte gruppene har på prisene for de forskjellige tjenestene. Arbeidsinnvandrere fra nordiske land hadde ingen signifikant effekt på prisene, selv om vi ikke kan utelukke en negativ effekt på prisen lik den arbeidere fra de nye EU-landene hadde. Arbeidere fra de nye EU-landene og en samlegruppe for resterende arbeidsinnvandrere hadde en klar signifikant effekt på prisene. Ettersom endring i etterspørselen er forventet å være lik for alle tjenestene, forventer vi at den negative effekten arbeidsinnvandring har på prisene skyldes endringer i produksjonskostnadene. Ved å se på forskjeller i lønn mellom gruppene, som er en viktig komponent av produksjonskostnadene, finner vi en mulig forklaring på den dempede effekten arbeidsinnvandring har på prisen. Arbeidsinnvandrere fra de nordiske landene hadde ingen signifikant forskjell i lønn fra norske arbeidere for året 2011. På den andre siden hadde arbeidere fra de nye EU-landene og samlegruppen av resterende arbeidere signifikant lavere lønn enn de norske arbeiderne. Dette indikerer at arbeidere fra de nordiske landene oppfører seg som perfekte substitutter for den norske arbeidsstyrken i bygg- og anleggsektoren. Samtidig som arbeidere fra de nye EU-landene og samlegruppen av resterende arbeidere oppfører seg i større grad som ufullkomne substitutter for norske arbeidere.

En faktor som demper prisutviklingen er lønnsforskjeller mellom norske arbeidere og enkelte grupper arbeidsinnvandrere. Selv om arbeidsinnvandring i bygg- og anleggsektoren øker konkurransen for norske arbeidere, fører arbeidsinnvandringen med seg økonomiske gevinster gjennom lavere prisvekst og økt konsumoverskudd for den norske befolkningen.

Litteraturliste

Altonji, J.G., D. Card (1991), «The Effects of Immigration on the Labor Market Outcomes of Less-skilled Natives», *Immigration, trade and the labor market*, pp. 201-234, University of Chicago Press.

Biørn, E. (2009), «*Økonometriske emner*», Oslo, Unipub forlag.

Borjas, G.J. (2003), «The labor demand curve is downward sloping: reexamining the impact of immigration on the labor market», *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 118(4), pp. 1335-1374.

Borjas, G.J. (2009), «*The analytics of the wage effect of immigration*», Working paper no. 14796, National Bureau of Economic Research.

Bratsberg, B., O. Raaum (2012), «Immigration and Wages: Evidence from Construction», *The Economic Journal*, vol. 122(565), pp. 1177-1205.

Bratsberg, B., O. Raaum, M. Røed og P. Schøne (2012), «*Immigration Wage Impacts by Origin*», No. 1030, Centre for Research and Analysis of Migration (CReAM), Department of Economics, University College London.

Card, D. (2001), «Estimating the return to schooling: Progress on some persistent econometric problems», *Econometrica*, vol. 69(5), pp.1127-1160.

Card, D. (2009), «*Immigration and inequality*», No. W14683, National Bureau of Economic Research.

Cortes, P. (2008), «The effect of low-skilled immigration on U.S prices: evidence from CPI data», *Journal of Political Economy*, vol. 116(3), pp. 381-422.

Cowell, F. (2006), «*Microeconomics: Principles and Analysis*», London, Oxford University Press.

Feenstra, R.C. (2003), «*Advanced international trade: theory and evidence*», Princeton University Press.

Frattoni, T. (2008), «Immigration and prices in the UK», *University College London*, mimeo.

Hoechle, D. (2007), «Robust Standard errors for panel regressions with cross-sectional dependence», *Stata Journal*, vol. 7(3), pp. 281-312.

Lach, S. (2007), «Immigration and prices», *Journal of Political Economy*, vol. 115(4), pp. 548-587.

- Mincer, J. (1974), «Schooling and earnings», *Schooling, experience and earnings*, pp. 41-63, Colombian University Press.
- Norges Bank (2011), «Effekter av arbeidsinnvandring», Staff Memo, nr.12.
- NOU (2004), «Modernisert folketrygd», Finansdepartementet, 2004:1.
- NOU (2011), «Bedre rustet mot finanskriser», Finansdepartementet, 2011:1.
- NOU (2012), «Utenfor og innenfor», Utenriksdepartementet, 2012:2.
- Ottaviano, G.I., G. Peri (2012), «Rethink the effect of immigration on wages», *Journal of the European Economic Association*, vol. 10(1), pp. 152-197.
- Sparman, V. (2012), «Arbeidsledighet som konjunkturindikator og forklaringsfaktor i makromodeller», *Økonomiske analyser*, 2012(5), pp. 21-24.
- SSB (2011), «Sysselsatte på korttidsopphold», 4. kvartal 2011, www.ssb.no/kortsys, [08.05.2013].
- SSB (2012), «Innvandrere etter innvandringsgrunn», 1. januar 2012, www.ssb.no/befolkning/statistikker/innvgrunn, [08.05.2013].
- SSB (2013), «Innvandrere og norskfødte med innvandrereforeldre», 1. januar 2013, www.ssb.no/innvbef, [22.04.2013].
- St.meld. nr.2 (2006-2007), «Revidert nasjonalbudsjett», Finansdepartementet, 2007.
- St.meld. nr.12 (2012-2013), «Perspektivmeldingen», Finansdepartementet, 2013.
- St.meld. nr.18 (2007-2008), «Arbeidsinnvandring», Arbeidsdepartementet, 2008.
- The World Bank (2013), <http://data.worldbank.org/indicator/SL.UEM.TOTL.ZS>, [10.04.2013].
- Thomassen, A. (2000), «Byggekostnadsindeks for boliger», Statistisk sentralbyrå rapport 2000/28.
- Thomassen, A. (2005), «Byggekostnadsindeks for veganlegg», Statistisk sentralbyrå rapport 2005/17.
- Wooldridge, J.M. (2009), «*Introductory Econometrics: A Modern Approach*», Michigan, South-Western Pub.
- Zachariadis, M. (2012), «Immigration and international prices», *Journal of International Economics*, vol. 87(2), pp. 298-311.

Vedlegg 1: Kobling mellom NACE og ISIC

Tjenester i bygg- og anleggsektoren	ISIC-kode	NACE (SN94 og SN2002)	NACE (SN2007)
Grunnarbeid	50220	45110, 45120	43120, 43130, 43110
Tømrer	50129	45420	43320
Maler	50124	45430, 45440	43330, 43341
Rørlegger	50122	45330	43220
Elektriker	50123	45310	43210
Vei	50210	45230	42110, 42120, 42130
Oppføring	50110	45211	41200

Vedlegg 2: Estimeringsresultatene fra Stata

Her legges resultatene fra Stata av tabellene i seksjon 7 fram.

Tabell 1: *Estimerte effekter av arbeidsinnvandring på log pris*

Kolonne 1:

xtsc Inpris pros yr2-yr20, fe lag(4) 1992-2011

Regression with Driscoll-Kraay standard errors
 Method: Fixed-effects regression
 Group variable (i): act
 maximum lag: 4

Number of obs = 140
 Number of groups = 7
 F(20, 19) = 218.48
 Prob > F = 0.0000
 within R-squared = 0.9580

Inpris	Coef.	Drisc/Kraay Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
pros	-1.057284	.0715294	-14.78	0.000	-1.206997	-.9075716
yr2	.0128422	.0003502	36.67	0.000	.0121092	.0135752
yr3	.0408978	.0005669	72.14	0.000	.0397112	.0420844
yr4	.0861932	.0006749	127.72	0.000	.0847807	.0876058
yr5	.1053317	.0007939	132.68	0.000	.1036701	.1069933
yr6	.1398188	.0017278	80.92	0.000	.1362026	.1434351
yr7	.1836882	.0026516	69.28	0.000	.1781384	.189238
yr8	.2087917	.002204	94.73	0.000	.2041786	.2134048
yr9	.2540935	.0021907	115.99	0.000	.2495083	.2586787
yr10	.3114536	.0028261	110.21	0.000	.3055385	.3173688
yr11	.3553891	.0035082	101.30	0.000	.3480464	.3627319
yr12	.3847226	.0032568	118.13	0.000	.377906	.3915392
yr13	.4259326	.0035637	119.52	0.000	.4184737	.4333916
yr14	.4830785	.0046787	103.25	0.000	.4732859	.4928711
yr15	.5499081	.0062535	87.94	0.000	.5368193	.5629969
yr16	.6568728	.0088923	73.87	0.000	.6382609	.6754847
yr17	.7388224	.010461	70.63	0.000	.7169273	.7607175
yr18	.7774693	.0111242	69.89	0.000	.7541861	.8007525
yr19	.8171753	.0111975	72.98	0.000	.7937387	.8406118
yr20	.871615	.0118113	73.80	0.000	.8468937	.8963363
_cons	4.435077	.0033185	1336.45	0.000	4.428131	4.442023

Kolonne 2:

xtscc lnpris pros yr2-yr14, fe lag(4)

Regression with Driscoll-Kraay standard errors
 Method: Fixed-effects regression
 Group variable (i): act
 maximum lag: 4

Number of obs = 98
 Number of groups = 7
 F(14, 13) = 78.86
 Prob > F = 0.0000
 within R-squared = 0.9664

Lnpris	Coef.	Drisc/Kraay Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
pros	-.9118397	.1026824	-8.88	0.000	-1.133672 -.6900077
yr2	.0260135	.0006424	40.49	0.000	.0246256 .0274014
yr3	.0713424	.0006616	107.84	0.000	.0699131 .0727716
yr4	.1274105	.0002506	508.50	0.000	.1268692 .1279518
yr5	.1699591	.0012297	138.21	0.000	.1673024 .1726157
yr6	.1998037	.0008689	229.96	0.000	.1979267 .2016807
yr7	.2403897	.0013094	183.58	0.000	.2375608 .2432185
yr8	.2952685	.00291	101.47	0.000	.2889818 .3015551
yr9	.3588958	.0051707	69.41	0.000	.3477251 .3700665
yr10	.4604949	.0089588	51.40	0.000	.4411405 .4798492
yr11	.5392549	.0112107	48.10	0.000	.5150357 .563474
yr12	.5765533	.0121627	47.40	0.000	.5502774 .6028291
yr13	.6161102	.0122679	50.22	0.000	.5896071 .6426134
yr14	.6693018	.013149	50.90	0.000	.6408951 .6977086
_cons	4.606626	.0085703	537.51	0.000	4.588111 4.625141

Kolonne 3:

xtscc lnpris pros yr2-yr20, fe lag(4)

Regression with Driscoll-Kraay standard errors
 Method: Fixed-effects regression
 Group variable (i): act
 maximum lag: 4

Number of obs = 120
 Number of groups = 6
 F(20, 19) = 220.86
 Prob > F = 0.0000
 within R-squared = 0.9506

Inpris	Coef.	Drisc/Kraay Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
pros	-.9901617	.066627	-14.86	0.000	-1.129614 -.8507099
yr2	.0112935	.0003121	36.18	0.000	.0106402 .0119468
yr3	.040542	.000554	73.18	0.000	.0393824 .0417015
yr4	.0838876	.0006028	139.16	0.000	.0826259 .0851494
yr5	.1030262	.0007703	133.74	0.000	.1014139 .1046385
yr6	.1364943	.0016288	83.80	0.000	.1330852 .1399035
yr7	.1770104	.0024318	72.79	0.000	.1719206 .1821003
yr8	.2025584	.0021514	94.15	0.000	.1980556 .2070613
yr9	.2463063	.0022551	109.22	0.000	.2415863 .2510263
yr10	.3023557	.0029321	103.12	0.000	.2962188 .3084926
yr11	.3442885	.0035481	97.03	0.000	.3368621 .3517148
yr12	.3704219	.0032857	112.74	0.000	.3635448 .3772991
yr13	.409574	.0035907	114.06	0.000	.4020586 .4170895
yr14	.4659576	.0047962	97.15	0.000	.4559191 .4759961
yr15	.5311574	.0063629	83.48	0.000	.5178397 .5444752
yr16	.6369983	.0088703	71.81	0.000	.6184325 .655564
yr17	.7179211	.0103855	69.13	0.000	.6961839 .7396582
yr18	.7546837	.0110669	68.19	0.000	.7315205 .7778469
yr19	.7973752	.0112166	71.09	0.000	.7738986 .8208517
yr20	.8523179	.0118332	72.03	0.000	.8275508 .877085
_cons	4.441356	.0030932	1435.84	0.000	4.434881 4.44783

Kolonne 4:

xtscc lnpris pros yr2-yr20, fe lag(4)

Regression with Driscoll-Kraay standard errors
 Method: Fixed-effects regression
 Group variable (i): act
 maximum lag: 4

Number of obs = 120
 Number of groups = 6
 F(20, 19) = 199.28
 Prob > F = 0.0000
 within R-squared = 0.9801

lnpris	Coef.	Drisc/Kraay Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
pros	-.6393821	.0452922	-14.12	0.000	-.7341799 -.5445844
yr2	.0073279	.0002579	28.41	0.000	.0067881 .0078676
yr3	.0342877	.0004122	83.18	0.000	.033425 .0351505
yr4	.0747147	.0004608	162.13	0.000	.0737501 .0756792
yr5	.0886012	.0005478	161.73	0.000	.0874546 .0897478
yr6	.1156725	.0012102	95.58	0.000	.1131395 .1182054
yr7	.1516603	.0018378	82.52	0.000	.1478137 .1555069
yr8	.1747059	.0015553	112.33	0.000	.1714506 .1779612
yr9	.2162171	.0015208	142.17	0.000	.213034 .2194002
yr10	.2667063	.0019806	134.66	0.000	.2625609 .2708516
yr11	.304429	.0024862	122.45	0.000	.2992254 .3096327
yr12	.3332235	.0023317	142.91	0.000	.3283432 .3381038
yr13	.3700019	.002558	144.64	0.000	.3646479 .375356
yr14	.417821	.0033799	123.62	0.000	.4107468 .4248952
yr15	.469145	.0044499	105.43	0.000	.4598313 .4784587
yr16	.5621184	.0062982	89.25	0.000	.5489362 .5753006
yr17	.6347284	.0073658	86.17	0.000	.6193116 .6501452
yr18	.6658449	.0077747	85.64	0.000	.6495722 .6821177
yr19	.6990228	.0078707	88.81	0.000	.6825492 .7154964
yr20	.7445468	.0082795	89.93	0.000	.7272175 .7618761
_cons	4.445346	.0022608	1966.28	0.000	4.440614 4.450078

Kolonne 5:

xtscc lnpris pros yr2-yr20, fe lag(4)

Regression with Driscoll-Kraay standard errors
 Method: Fixed-effects regression
 Group variable (i): act
 maximum lag: 4

Number of obs = 100
 Number of groups = 5
 F(20, 19) = 301.40
 Prob > F = 0.0000
 within R-squared = 0.9926

Inpris	Coef.	Drisc/Kraay Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
pros	-.3814464	.0219715	-17.36	0.000	-.4274333	-.3354595
yr2	.0038144	.000123	31.00	0.000	.0035569	.004072
yr3	.0311472	.0002154	144.61	0.000	.0306964	.031598
yr4	.0688209	.0002166	317.73	0.000	.0683675	.0692742
yr5	.0808006	.0002823	286.17	0.000	.0802096	.0813915
yr6	.1035806	.000606	170.91	0.000	.1023121	.1048491
yr7	.1330952	.0008919	149.23	0.000	.1312284	.1349619
yr8	.1553482	.0008089	192.04	0.000	.1536552	.1570413
yr9	.1931587	.0008356	231.16	0.000	.1914097	.1949077
yr10	.2385419	.0010979	217.27	0.000	.2362439	.2408398
yr11	.2714319	.0013427	202.15	0.000	.2686216	.2742422
yr12	.2968858	.001257	236.18	0.000	.2942548	.2995168
yr13	.3294775	.0013775	239.18	0.000	.3265944	.3323607
yr14	.3704325	.0018535	199.86	0.000	.3665531	.3743119
yr15	.4130426	.0024191	170.74	0.000	.4079794	.4181059
yr16	.496654	.0033525	148.14	0.000	.4896371	.5036708
yr17	.5630052	.003899	144.40	0.000	.5548445	.571166
yr18	.5888629	.0041215	142.88	0.000	.5802365	.5974893
yr19	.6229901	.0042051	148.15	0.000	.6141887	.6317914
yr20	.6659001	.0044231	150.55	0.000	.6566423	.6751578
_cons	4.449469	.001113	3997.63	0.000	4.44714	4.451799

Tabell 2: *Estimerte effekter av arbeidsinnvandring etter grupper på log pris*

Kolonne 1:

xtscc lnpris p_nord p_nyeu p_rest yr2-yr14, fe lag(4)

Regression with Driscoll-Kraay standard errors
 Method: Fixed-effects regression
 Group variable (i): act
 maximum lag: 4

Number of obs = 98
 Number of groups = 7
 F(16, 13) = 462.29
 Prob > F = 0.0000
 within R-squared = 0.9676

lnpris	Coef.	Drisc/Kraay Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
p_nord	-.5267839	.3587678	-1.47	0.166	-1.301855	.2482868
p_nyeu	-.753317	.1475744	-5.10	0.000	-1.072132	-.4345019
p_rest	-1.579143	.2352844	-6.71	0.000	-2.087444	-1.070842
yr2	.0304072	.0027948	10.88	0.000	.0243694	.036445
yr3	.0803437	.0043013	18.68	0.000	.0710513	.089636
yr4	.1373137	.0030795	44.59	0.000	.1306607	.1439666
yr5	.1786971	.0025454	70.21	0.000	.1731982	.184196
yr6	.2105945	.0029337	71.78	0.000	.2042566	.2169324
yr7	.2553695	.0040361	63.27	0.000	.2466501	.2640889
yr8	.3104034	.0035782	86.75	0.000	.3026731	.3181337
yr9	.3746754	.0043122	86.89	0.000	.3653595	.3839913
yr10	.4735314	.0083067	57.01	0.000	.4555859	.4914769
yr11	.5507386	.0115664	47.62	0.000	.5257509	.5757263
yr12	.5860177	.0137853	42.51	0.000	.5562363	.6157991
yr13	.6220221	.0137343	45.29	0.000	.5923509	.6516934
yr14	.6753194	.014802	45.62	0.000	.6433417	.7072971
_cons	4.597527	.0238999	192.37	0.000	4.545894	4.649159

Kolonne 2:

xtscc lnpris p_nord p_nyeu p_rest yr2-yr14, fe lag(4)

Regression with Driscoll-Kraay standard errors
 Method: Fixed-effects regression
 Group variable (i): act
 maximum lag: 4

Number of obs = 84
 Number of groups = 6
 F(16, 13) = 489.02
 Prob > F = 0.0000
 within R-squared = 0.9633

lnpris	Coef.	Drisc/Kraay Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
p_nord	-.282222	.3233735	-0.87	0.399	-.9808279	.4163839
p_nyeu	-.6196121	.1427118	-4.34	0.001	-.9279222	-.3113021
p_rest	-1.719748	.1734595	-9.91	0.000	-2.094484	-1.345012
yr2	.0318008	.0020199	15.74	0.000	.0274371	.0361645
yr3	.0813244	.0030725	26.47	0.000	.0746867	.0879622
yr4	.136715	.0020508	66.67	0.000	.1322846	.1411454
yr5	.1751141	.0022963	76.26	0.000	.1701533	.1800749
yr6	.2051612	.0021093	97.27	0.000	.2006044	.2097181
yr7	.249967	.0029058	86.02	0.000	.2436893	.2562446
yr8	.3031378	.0024725	122.60	0.000	.2977962	.3084794
yr9	.3653512	.0035561	102.74	0.000	.3576688	.3730336
yr10	.4601263	.007968	57.75	0.000	.4429126	.4773401
yr11	.5349995	.0112337	47.62	0.000	.5107305	.5592685
yr12	.5671545	.0134796	42.07	0.000	.5380336	.5962754
yr13	.6038581	.0141795	42.59	0.000	.573225	.6344911
yr14	.6576359	.0151407	43.43	0.000	.6249263	.6903454
_cons	4.59208	.0205726	223.21	0.000	4.547636	4.636524

Kolonne 3:

xtscc lnpris p_nord p_nyeu p_rest yr2-yr14, fe lag(4)

Regression with Driscoll-Kraay standard errors
 Method: Fixed-effects regression
 Group variable (i): act
 maximum lag: 4

Number of obs = 84
 Number of groups = 6
 F(16, 13) = 350.76
 Prob > F = 0.0000
 within R-squared = 0.9843

Inpris	Coef.	Drisc/Kraay Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
p_nord	-.3706931	.3432597	-1.08	0.300	-1.112261	.3708743
p_nyeu	-.4832277	.1212477	-3.99	0.002	-.7451674	-.221288
p_rest	-.9121587	.2327836	-3.92	0.002	-1.415057	-.4092603
yr2	.0259156	.0027967	9.27	0.000	.0198736	.0319575
yr3	.0702055	.0046756	15.02	0.000	.0601046	.0803064
yr4	.1203699	.0034038	35.36	0.000	.1130164	.1277234
yr5	.1566273	.0029247	53.55	0.000	.1503088	.1629458
yr6	.1868555	.0033359	56.01	0.000	.1796487	.1940623
yr7	.225674	.0046663	48.36	0.000	.2155929	.235755
yr8	.2722835	.0043108	63.16	0.000	.2629705	.2815965
yr9	.3223908	.0046164	69.84	0.000	.3124177	.332364
yr10	.4108195	.0071448	57.50	0.000	.395384	.4262549
yr11	.4806937	.0098283	48.91	0.000	.4594609	.5019265
yr12	.5100746	.0117636	43.36	0.000	.4846609	.5354882
yr13	.540817	.0116945	46.25	0.000	.5155525	.5660814
yr14	.5859175	.0125274	46.77	0.000	.5588537	.6129812
_cons	4.585214	.0245579	186.71	0.000	4.53216	4.638268

Kolonne 4:

xtscc lnpris p_nord p_nyeu p_rest yr2-yr14, fe lag(4)

Regression with Driscoll-Kraay standard errors
 Method: Fixed-effects regression
 Group variable (i): act
 maximum lag: 4

Number of obs = 70
 Number of groups = 5
 F(16, 13) = 48.05
 Prob > F = 0.0000
 within R-squared = 0.9967

Inpris	Coef.	Drisc/Kraay Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
p_nord	.2127185	.2230146	0.95	0.358	-.2690752	.6945122
p_nyeu	-.1036058	.0594092	-1.74	0.105	-.2319517	.02474
p_rest	-1.222459	.1675443	-7.30	0.000	-1.584416	-.8605017
yr2	.0284216	.0016235	17.51	0.000	.0249143	.031929
yr3	.0732746	.0030644	23.91	0.000	.0666544	.0798948
yr4	.1187686	.0025894	45.87	0.000	.1131746	.1243625
yr5	.1487173	.0023235	64.01	0.000	.1436977	.153737
yr6	.1781391	.0028142	63.30	0.000	.1720594	.1842189
yr7	.2176647	.0043743	49.76	0.000	.2082146	.2271149
yr8	.2569635	.0042693	60.19	0.000	.2477402	.2661868
yr9	.299275	.0047855	62.54	0.000	.2889365	.3096134
yr10	.3744621	.0045762	81.83	0.000	.3645759	.3843483
yr11	.4361632	.0050138	86.99	0.000	.4253315	.4469949
yr12	.4583439	.0054706	83.78	0.000	.4465254	.4701624
yr13	.4849581	.0053953	89.88	0.000	.4733022	.496614
yr14	.5281715	.0057156	92.41	0.000	.5158237	.5405193
_cons	4.562995	.0140894	323.86	0.000	4.532557	4.593433

Tabell 3: *F*-test om koeffisientene er like i regresjon 2, kolonne 1

test $p_{\text{nord}} = p_{\text{nyeu}} = p_{\text{rest}}$

(1) $p_{\text{nord}} - p_{\text{nyeu}} = 0$

(2) $p_{\text{nord}} - p_{\text{rest}} = 0$

$$F(2, 13) = 4.76$$
$$\text{Prob} > F = 0.0281$$

test $p_{\text{nord}} = p_{\text{nyeu}}$

(1) $p_{\text{nord}} - p_{\text{nyeu}} = 0$

$$F(1, 13) = 0.96$$
$$\text{Prob} > F = 0.3443$$

test $p_{\text{nord}} = p_{\text{rest}}$

(1) $p_{\text{nord}} - p_{\text{rest}} = 0$

$$F(1, 13) = 8.07$$
$$\text{Prob} > F = 0.0139$$

test $p_{\text{nyeu}} = p_{\text{rest}}$

(1) $p_{\text{nyeu}} - p_{\text{rest}} = 0$

$$F(1, 13) = 8.84$$
$$\text{Prob} > F = 0.0108$$

Tabell 5: Estimerte effekter av innvandringsgrupper på log lønn for året 2011

Kolonne 1:

reg lndag i.immcat

Source	SS	df	MS	Number of obs = 152502		
Model	818.348513	3	272.782838	F(3,152498) =	462.94	
Residual	89858.7343152498		.58924533	Prob > F =	0.0000	
Total	90677.0828152501		594599923	R-squared =	0.0090	
				Adj R-squared =	0.0090	
				Root MSE =	.76762	

lndag	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
immcat						
1	.0446738	.014889	3.00	0.003	.0154917	.0738559
2	-.2647629	.0077377	-34.22	0.000	-.2799286	-.2495972
3	-.1671742	.0105614	-15.83	0.000	-.1878744	-.146474
_cons	6.954164	.0020996	3312.13	0.000	6.950049	6.958279

Kolonne 2:

reg lndag i.immcat i.act

Source	SS	df	MS			
Model	2684.48398	9	298.275997	Number of obs = 152502		
Residual	87992.5988152492		.577030919	F(9,152492) = 516.92		
Total	90677.0828152501		.594599923	Prob > F = 0.0000		
				R-squared = 0.0296		
				Adj R-squared = 0.0295		
				Root MSE = .75963		

lndag	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
immcat						
1	.0800219	.0147593	5.42	0.000	.0510941	.1089498
2	-.1905098	.0078817	-24.17	0.000	-.2059579	-.1750617
3	-.1338046	.010526	-12.71	0.000	-.1544354	-.1131739
act						
2	-.2418345	.013941	-17.35	0.000	-.2691585	-.2145104
3	-.1475266	.0107772	-13.69	0.000	-.1686498	-.1264035
4	.0626869	.0078289	8.01	0.000	.0473424	.0780313
5	.0912402	.0069856	13.06	0.000	.0775487	.1049318
6	.3163848	.0079929	39.58	0.000	.3007189	.3320507
7	.0278066	.0064518	4.31	0.000	.0151613	.0404519
_cons	6.886574	.0055572	1239.22	0.000	6.875682	6.897466

Kolonne 3:

reg lndag i.immcat i.act age age2 sex

Source	SS	df	MS			
Model	11794.5673	12	982.88061	Number of obs = 152502		
Residual	78882.5155152489		.51729971	F(12,152489) = 1900.02		
Total	90677.0828152501		.594599923	Prob > F = 0.0000		
				R-squared = 0.1301		
				Adj R-squared = 0.1300		
				Root MSE = .71924		

lndag	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
immcat						
1	-.0136159	.0139963	-0.97	0.331	-.0410485	.0138166
2	-.3051727	.0075462	-40.44	0.000	-.3199632	-.2903823
3	-.1904056	.0099986	-19.04	0.000	-.2100027	-.1708085
act						
2	-.2247546	.0132024	-17.02	0.000	-.250631	-.1988782
3	-.1397276	.0102079	-13.69	0.000	-.1597348	-.1197204
4	.0781863	.0074151	10.54	0.000	.0636529	.0927197
5	.13489	.006626	20.36	0.000	.1219032	.1478767
6	.322927	.0076193	42.38	0.000	.3079933	.3378607
7	.0415141	.0061099	6.79	0.000	.0295389	.0534893
age						
age2	-.0010703	.0000114	-93.71	0.000	-.0010927	-.0010479
sex	-.5146549	.0065604	-78.45	0.000	-.5275133	-.5017966
_cons	5.579405	.0190087	293.52	0.000	5.542148	5.616662