

Flytting mellom norske regioner: Betydningen av regionale arbeidsmarkeder og konjunktursituasjonen*

Fredrik Carlsen^A, Kåre Johansen^B og Silje L. Kaspersen^C

Sammendrag

Vi bruker paneldata for 90 norske regioner i perioden 1986-2004 til å studere sammenhengen mellom flyttestrømmer, regionale arbeidsmarkeder og konjunktursituasjonen. Vi finner at netto innflytting til en region øker når arbeidsledigheten i regionen reduseres og antall vakanser i regionen øker. Effekten av regional arbeidsledighet er sterkest i oppgangstider, mens regionale vakanser betyr mest i nedgangstider. Våre resultater tilsier at den geografiske arbeidskraftmobiliteten er relativt høy i Norge, noe som kan bidra til å forklare hvorfor Norge har relativt små regionale forskjeller i arbeidsledighet.

1 INNLEDNING

Norge har moderate geografiske ulikheter i arbeidsledighet. Ved utgangen av februar 2007 var arbeidsledigheten høyest i Finnmark med 3.7 % og lavest i Rogaland med 1.4 %. En forskjell på drøyt to prosentpoeng mellom ytterpunktene er lite i europeisk sammenheng. Ledigheten i Sør-Italia er 10-12 prosentpoeng høyere enn i Nord-Italia. I Spania har Andalusia og Extremadura om lag 10 prosentpoeng høyere ledighet enn Madrid. Hos oss er forskjellen mellom Finnmark og Oslo 0.9 prosentpoeng, mens Troms og Nord-Trøndelag har *lavere* ledighet enn Oslo.

OECD har utarbeidet en Gini indeks basert på data for 2003 for å karakterisere regionale forskjeller i arbeidsledighet (OECD 2006). Blant OECD landene ligger Norge som nummer seks fra bunnen med en Gini-indeks på 0.13 (lav verdi betyr små forskjeller). OECD gjennomsnittet er 0.18. Italia topper listen med en indeks på 0.43 fulgt av Island, Canada, Tyskland, Belgia, Spania og Slovakia. De store regionale forskjellene i EU-området blir gjerne tolket som utslag av lav arbeidskraftmobilitet i kombinasjon med endringer i næringsstruktur, produksjonsteknologi og transportkostnader (Braunerhjelm et al 2000, OECD 2005). De fleste jobbene skapes i folkerike og sentralt beliggende regioner med nærhet til markeder og forsknings- og utdanningsinstitusjoner. Flyttestrømmene fra perifere områder til vekstregionene er for små til å opprettholde balanse mellom tilbud og etterspørsel av arbeidskraft. Resultatet blir sterk inn-

* Vi vil takke Torberg Falch og tidsskriftets konsulent for nyttige kommentarer.

^A Fredrik Carlsen er professor ved Institutt for samfunnsøkonomi, NTNU, Trondheim.

^B Kåre Johansen er professor ved Institutt for samfunnsøkonomi, NTNU, Trondheim.

^C Silje L. Kaspersen er forsker ved SINTEF Helse, Trondheim.

tekstvekst i deler av landet og høy arbeidsledighet i andre områder. Utviklingen i retning av større regionale forskjeller har gått hånd i hånd med inntektskonvergens mellom land; det er de sentrale regionene i de fattigste EU-landene som har hatt den sterkeste økonomiske fremgangen (Martin 2005).

Lav arbeidskraftsmobilitet bidrar ikke bare til store regionale forskjeller, men også til høyere arbeidsledighet på nasjonalt nivå. Lav mobilitet gir geografisk mismatch mellom etterspørselen etter og tilbudet av arbeidskraft og dermed høyere aggregert arbeidsledighet for gitt aggregert etterspørsel.

I artikkelen bruker vi et omfattende paneldatasett for økonomiske regioner til å estimere hvor følsomme flyttestrømmene i Norge er overfor regionale arbeidsmarkedsforskjeller. Hensikten er å kartlegge hvorvidt våre små regionale ulikheter kan skyldes at befolkningen er relativt mobil. Vårt arbeid utvider tidligere norske studier av mobilitet¹ i to retninger. For det første åpner vi for at effektene av regionale arbeidsmarkedsvariabler kan avhenge av den makro-økonomiske situasjon. For eksempel forventer vi at regionale forskjeller i arbeidsledighet vil utløse sterkere migrasjon i en høykonjunktur enn i nedgangstider. Våre resultater bekrefter at konjunktursituasjonen har betydning for effektene av regionale variabler.

For det andre har vi laget regionale tidsserier for en rekke andre faktorer enn arbeidsmarkedet som kan tenkes å påvirke folks lokaliseringsbeslutninger, herunder klimaet og tilbudet av kommunale tjenester. Så vidt vi vet har ingen tidligere paneldata studier av arbeidskraftmobilitet inkludert denne type variabler.

Vår konklusjon er at flyttestrømmene i Norge er relativt følsomme overfor regionale arbeidsmarkedsforskjeller. Det er derfor sannsynlig at høy mobilitet bidrar til at vi har beskjedne regionale forskjeller i arbeidsledighet.

Resten av artikkelen er organisert som følger. I avsnitt 2 presenteres datamaterialet som benyttes i den empiriske analysen. I avsnitt 3 spesifiserer vi den empiriske flyttemodellen og rapporterer resultatene fra den økonometriske analysen. Konkluderende kommentarer er lagt til avsnitt 4.

2 PRESENTASJON AV DATA

Datamaterialet utgjør et balansert paneldatasett med informasjon om flytting, arbeidsmarkedsforhold, klimaet, kommunale tjenester og kriminalitet på kommunenivå for perioden 1986-2004. Siden de fleste norske kommuner er små, er det sannsynlig at arbeidsmarkedet utenfor bostedskommunen har betydning for innbyggernes jobbmuligheter. I forsøket på å nærme oss en tverrsnittsenhet som representerer et reelt lokalt arbeidsmarked for befolkningen er primærdatabene aggregert til regionnivå. Dette gjøres ved at hver kommune knyttes til én av 90 økonomiske regioner. Regionene følger Statistisk sentralbyrå sin inndeling, og bygger i stor grad på hvilke kommuner som arbeidsmarkedsmessig hører sammen – basert på pendlingstabeller.²

Avhengig variabel, $Innflytting_{it}$, er netto innflytning til region i , år t , i prosent av befolkningen ved begynnelsen av året. Det hadde vært ønskelig å lage egne variabler for inn- og utflytting, men mangel på tilgjengelige data om flytting mellom kommuner innen en region gjør at dette foreløpig ikke er mulig.³

I analysene brukes differensiering til å kontrollere for tidsinvariante forhold som har betydning for flytting. Aktuelle forklaringsvariabler er derfor faktorer som varierer over tid. Som lokale arbeidsmarkedsindikatorer benyttes regional arbeidsledighetsrate, $Ledighet_{it}$, og

¹ Carlsen (2000), Carlsen og Johansen (2004), Carlsen, Johansen og Røed (2006).

² Se SSB (2000): NOS C 16 «Standard for økonomiske regioner».

³ Tilflytting til en region er total tilflytting til kommunene i regionen minus flytting mellom kommunene i regionen. Vi er i stand til å beregne total tilflytting til kommunene i regionen, men ikke flytting mellom kommunene.

vakanseraten på fylkesnivå, $Vakanser_{it}$.^{4 5} Disse variablene er oppgitt i prosent av beregnet arbeidsstyrke der arbeidsstyrken er definert som summen av antall sysselsatte og arbeidsledige. Statistisk sentralbyrå publiserer kommunedata om sysselsatte for perioden 2000-2004, mens det foreligger kommunetall for ansatte fra 2000 og tilbake til 1986. Ved å benytte forholdstallet mellom sysselsatte og ansatte i år 2000 har vi estimert antall sysselsatte i hver kommune i perioden 1986-2000, og anvender denne variabelen ved beregning av regionale og fylkesvise tidsserier for arbeidsstyrken.

For å ta hensyn til konjunktoreffekter har vi definert makroøkonomiske indikatorer gitt ved aggregert ledighetsrate, sysselsettingsvekst og vakanser. Interaksjonsledd med disse indikatorene inkluderes i regresjonslikningene for å undersøke om den partielle effekten av de regionale arbeidsmarkedsvariablene påvirkes av konjunktursituasjonen. For å lette tolkningen av koeffisientene er de makroøkonomiske indikatorene målt i prosent og som avvik fra gjennomsnittet for hele perioden (1986-2004).

For å fange opp eventuelle effekter av tjenestetilbudet i regionen, inkluderes *Kommunale inntekter*_{it} som forklaringsvariabel. Variabelen omfatter skatt og rammetilskudd per innbygger i 10 000 kr, deflatert med en aggregert prisindeks for kommunalt konsum.⁶

For et gitt tjenestetilbud vil en region være mer attraktiv jo lavere skattenivået er. Norge har moderate geografiske forskjeller i skattebyrde fordi inntekt og formue skattlegges med samme skattesats i alle kommuner (med unntak av Finnmark og Nord-Troms). Det er noe geografisk

Tabell 1 Deskriptiv statistikk; variabler benyttet i paneldata analysen.

Variabel	Definisjon	Gj.snitt	Std. avvik ₁	Std. avvik ₂
<i>Innflytting</i> _{it}	Netto innflytning i % av befolkningen per 1/1	-0,035	0,639	0,451
<i>Ledighet</i> _{it}	Regional arbeidsledighet i % av arbeidsstyrken	3,703	1,607	1,241
<i>Vakanser</i> _{it}	Tilgang vakanser i % av arbeidsstyrken, fylkesnivå	14,400	5,432	4,658
<i>Kommunale inntekter</i> _{it}	Kommunale inntekter per innbygger i 10 000, deflatert med aggregert prisindeks for kommunalt konsum	1,385	0,262	0,147
<i>Mledig</i> _t	Aggregert ledighetsrate i % av arbeidsstyrken og målt som avvik fra eget gjennomsnitt	-	-	1,214
<i>Msysst</i> _t	Aggregert sysselsettingsvekst i % og målt som avvik fra eget gjennomsnitt	-	-	1,661
<i>MvakS</i> _t	Aggregert vakanserate i % av arbeidsstyrken og målt som avvik fra eget gjennomsnitt.	-	-	4,309
<i>Sommertemperatur</i> _{it}	Middeltemperatur i juli	14,294	2,205	1,434

Noter: Region i , år t , bortsett fra vakanser som er på fylkesnivå. **Std. avvik₁** er standardavviket basert på variasjon både i tids- og tverrsnittsdimensjonen. **Std.avvik₂** er basert på ren tidsserievariasjon innenfor den enkelte region (within groups variasjon).

⁴ Tidsserier for vakanser foreligger ikke på kommunenivå.

⁵ På begynnelsen av 80-tallet omfattet statistikken for antall ledige stillinger kun stillinger som var meldt til Aetat. I løpet av 80- og 90-tallet økte andel offentliggjorte stillinger som ble omfattet av statistikken, og i dag antar NAV (tidligere Aetat) at deres tall omfatter praktisk talt alle stillinger som er utlyst i aviser, tidsskrifter, etc. Vår vakansrate er derfor strengt tatt ikke sammenlignbar over tid. Imidlertid tror vi ikke dette er noe stort problem i praksis fordi vi inkluderer tidsdummier i spesifikasjonene slik at det vil være differensen mellom fylkesvise og nasjonale vakansrater som driver resultatene.

⁶ Basisår er 1986.

variasjon i brukerbetaling og eiendomsskatt, men disse forskjellene er små relativt til forskjellene i kommunale inntekter. Det foreligger ikke fullstendige tidsserier for brukerbetaling og eiendomsskatt for perioden vi analyserer.

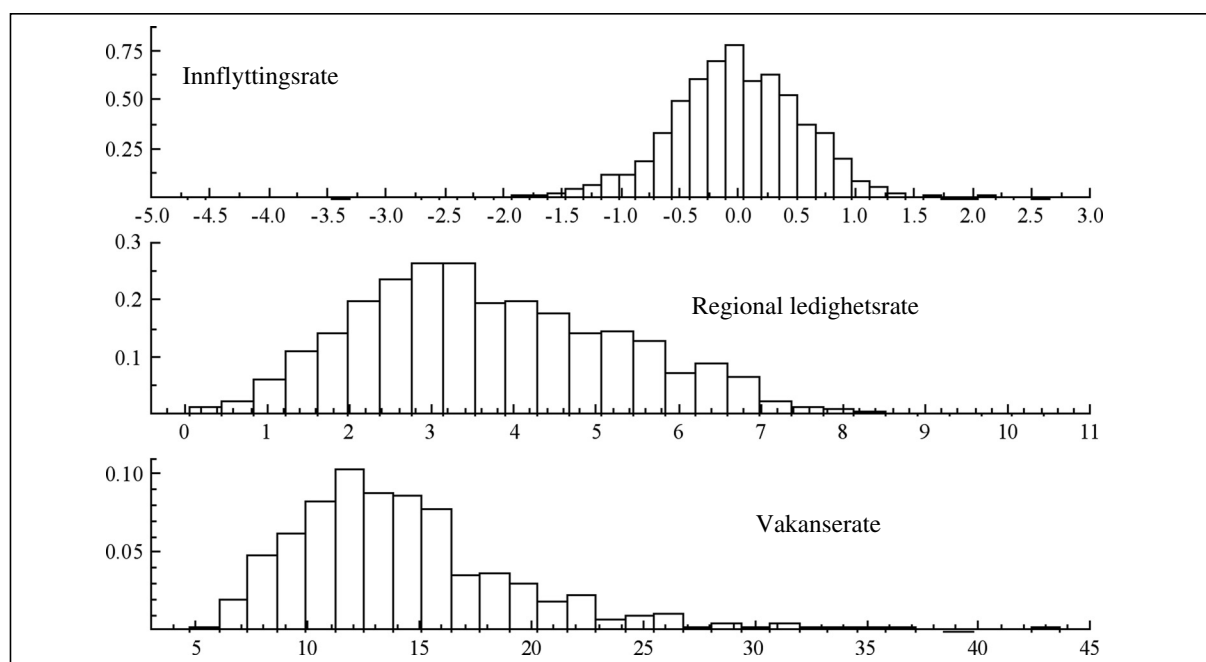
I analysen kontrollerte vi også for ulik regional utvikling av aspekter ved klimaet.⁷ Etter omfattende testing av klimavariablene er konklusjonen at tidsserievariasjon i klimaet har lite å si for flyttemønsteret.⁸ Temperaturen om sommeren har noe betydning, men kun for deler av tidsperioden. Vi inkluderer gjennomsnittstemperaturen i juli, heretter kalt *Sommertemperatur_{it}*, i regresjonsanalysen.

Tabell 1 definerer variablene og gir deskriptiv statistikk. Ledighet og vakanser har relativt lik spredning relativt til egne gjennomsnitt, mens kommunale inntekter og sommertemperatur varierer relativt lite.

Figur 1 til 3 gir en mer detaljert beskrivelse av variasjonen i innflyttingsraten og de lokale arbeidsmarkedsvariablene. I figur 1 utnyttes all variasjon i data – både mellom regioner og over tid. Fordelingen for innflyttingsraten er nokså konsentrert med de fleste observasjoner innenfor et intervall fra -1 % til 1 %. Imidlertid er det noen få observasjoner med høyere netto utflyttingsrate. Videre viser figur 1 betydelig spredning i både ledighetsraten og vakanseraten der begge fordelingene har relativt tunge høyrehaler.

Fordelingene som vises i figur 2 er basert på regionale gjennomsnittsverdier og gir uttrykk for de permanente eller strukturelle forskjellene mellom regionene. Det fremkommer at Norge tross små regionale ulikheter i internasjonal målestokk har betydelige permanente forskjeller både i de to regionale arbeidsmarkedsvariablene og i netto innflytting. I den empiriske analysen benyttes spesifikasjoner der vi kontrollerer for regionspesifikke forskjeller slik at permanente forskjeller blir rensket bort. Ved estimering av migrasjonsligningene er det derfor viktig at vi har tilstrekkelig tidsvariasjon i data innefor den enkelte region. Fordelingene som presenteres i figur 3 viser at dette er tilfellet. I denne figuren presenteres avvikene fra de regionspesifikke gjennomsnittene. Disse avvikene gir uttrykk for den rene tidsvariasjonen (within groups variasjonen) og kan tolkes som resultater av regionale konjunkturbevegelser.

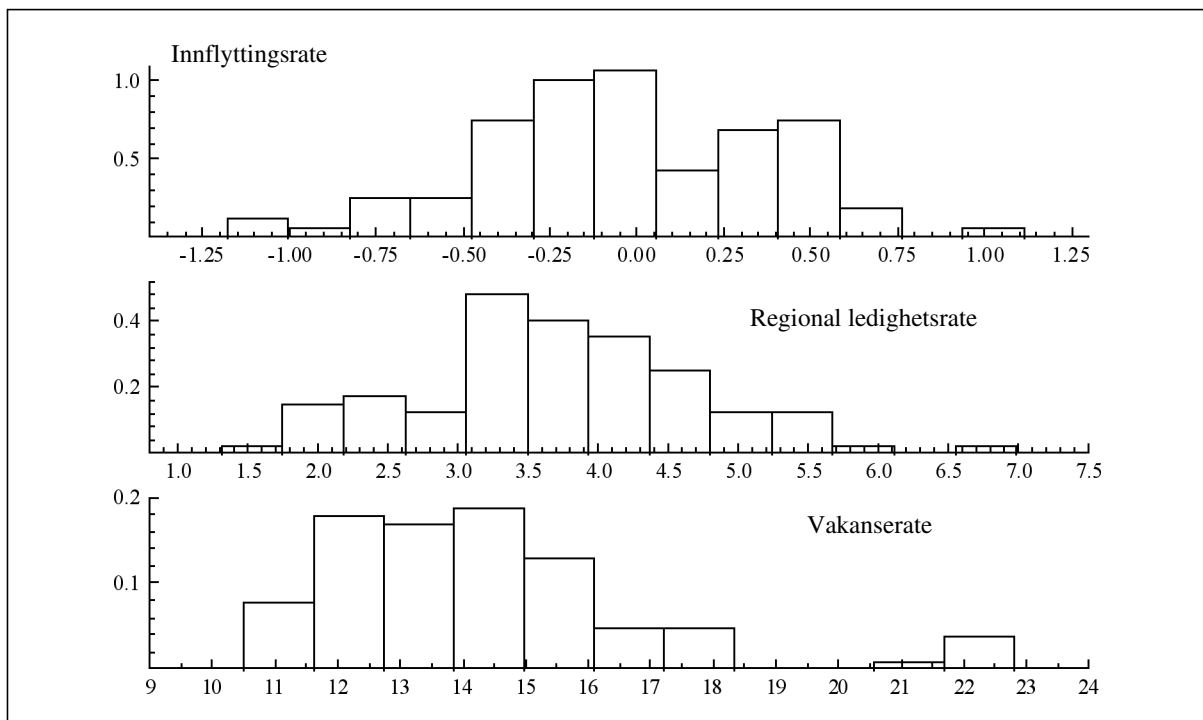
Figur 1 Fordeling av regionale arbeidsmarkedsvariabler basert på all variasjon i data.



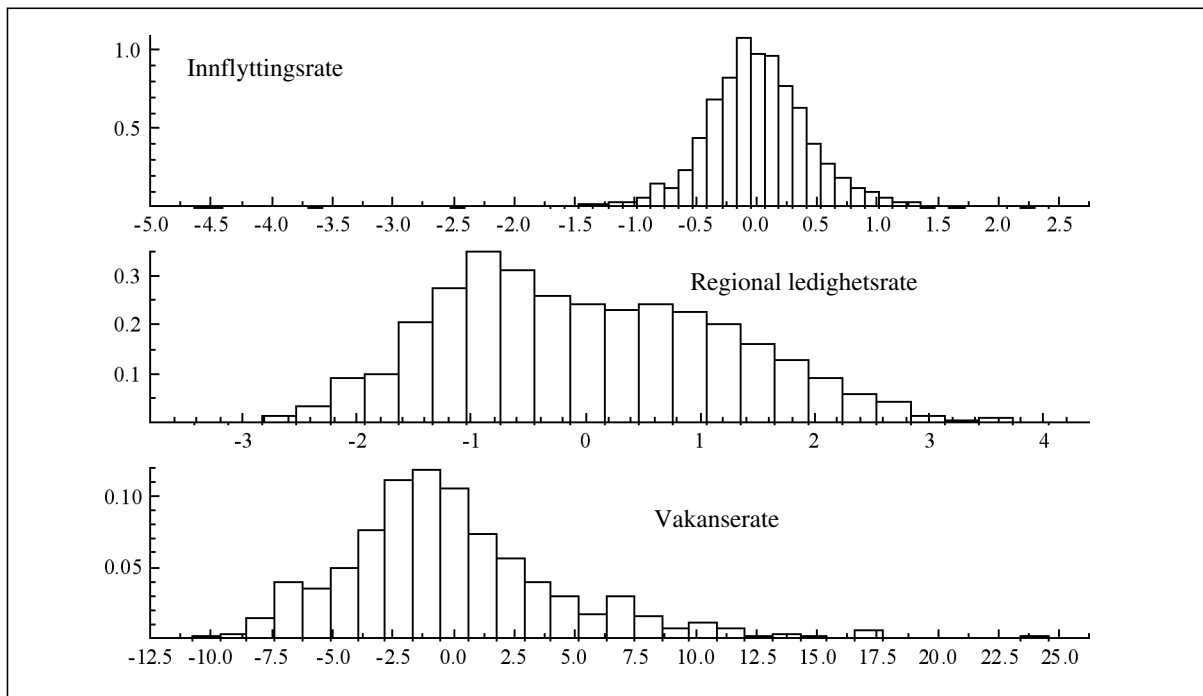
⁷ Meteorologisk institutt sin elektroniske klimadatabase «eKlima» er tilgjengelig på: <http://met.no/index.shtm>

⁸ Derimot synes klimaet å være viktig for tverrsnittsvariasjon i flytting, se Carlsen (2000).

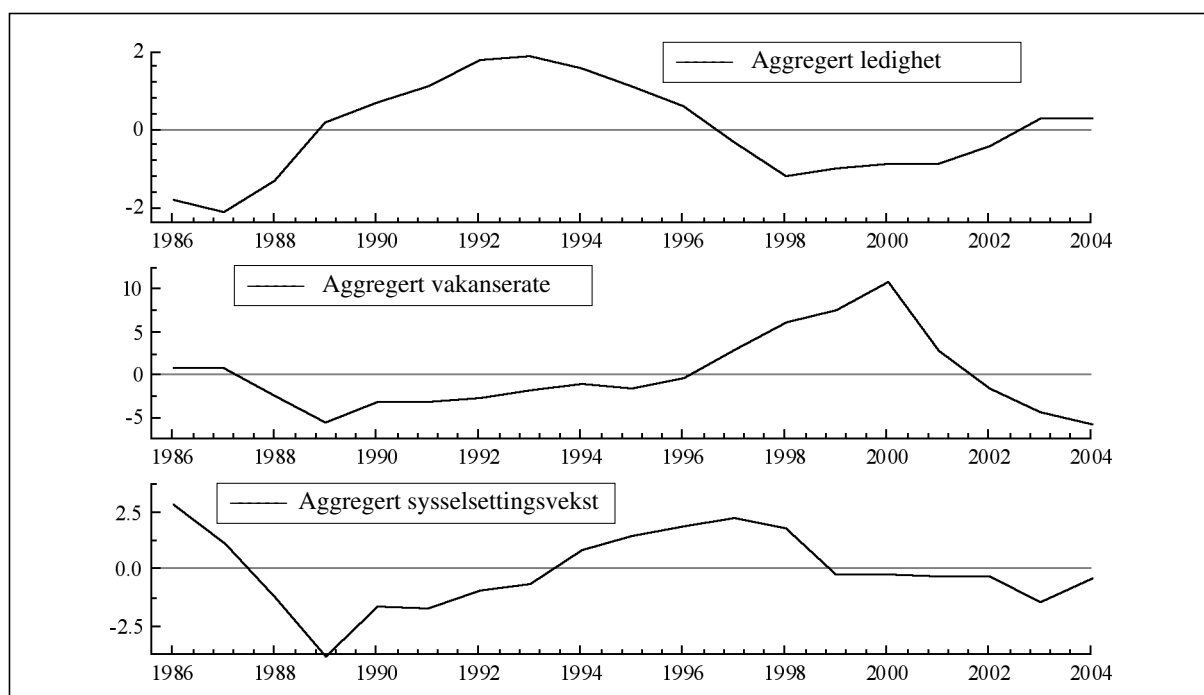
Figur 2 Fordeling av regionale gjennomsnitt.



Figur 3 Fordeling av avvik fra regionale gjennomsnitt (within groups variasjon).



I figur 4 viser vi tidsvariasjonen i de tre aggregerte konjunkturindikatorerne som benyttes i analysen. Tidsutviklingen for de tre indikatorerne er relativt lik, men vendepunktene for sysselsettingsveksten kommer noe tidligere enn vendepunktene for de to andre indikatorerne.

Figur 4 Utvikling i aggregerte konjunkturindikatorer 1986 – 2004.

3 EMPIRISK SPESIFIKASJON OG RESULTATER

3.1 Innledning

Den empiriske spesifikasjonen av migrasjonsmodellen som benyttes i artikkelen ligger nært opp til Pissarides og McMaster (1990) og Carlsen og Johansen (2004). En innovasjon i forhold til Carlsen og Johansen (2004) er at vi eksplisitt tar hensyn til at effektene av regionale arbeidsmarkedsvariabler avhenger av konjunktursituasjonen. Vi har derfor inkludert interaksjonsledd mellom de regionale arbeidsmarkedsvariablene (ledighet og vakanser) og ulike aggregerte konjunkturindikatorer. Vi forventer at regionale forskjeller i arbeidsledighet har større betydning for flyttestrømmene i en høykonjunktur enn i nedgangstider. Årsaken er at det skapes få nye jobber i nedgangstider slik at mobiliteten er generelt lav. Derimot forventer vi at regionale forskjeller i vakanser betyr mest i dårlige tider fordi det er få jobber som utlyses i en lavkonjunktur. I en høykonjunktur er den aggregerte vakanseraten høy, og regionale variasjoner i vakanseraten skulle da ha mindre å si for flyttebeslutningene. I regresjonene som presenteres i denne artikkelen benyttes aggregert sysselsetningsvekst, M_{syss} , og aggregert vakanserate, M_{vak} , som konjunkturindikatorer.⁹

Resultatene basert på estimering av ulike dynamiske spesifikasjoner tyder på at samtlige forklaringsvariabler gjør det bedre lagget ett år sammenliknet med løpende verdier hvilket er en indikasjon på at flyttebeslutninger tar tid. Vi har derfor valgt å kun presentere resultatene for modeller der alle forklaringsvariable inngår med ett års lag. I det følgende vil vi basere oss på den empiriske migrasjonsligningen gitt ved

$$(1) \quad \begin{aligned} \text{Innflytting}_{it} = & \beta_1 \text{Ledighet}_{it-1} + \beta_2 \text{Ledighet}_{it-1} \cdot M_{syss}_{t-1} + \beta_3 \text{Ledighet}_{it-1} \cdot M_{vak}_{t-1} \\ & + \beta_4 \text{Vakanser}_{it-1} + \beta_5 \text{Vakanser}_{it-1} \cdot M_{syss}_{t-1} + \beta_6 \text{Vakanser}_{it-1} \cdot M_{vak}_{t-1} \\ & + \beta_7 \text{Kommunale_inntekter}_{it-1} + \beta_8 \text{Sommertemperatur}_{it-1} \\ & + \alpha_i + \alpha_t + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

⁹ Vi forsøkte også å inkludere interaksjonsledd med aggregert ledighetsrate, men de estimerte effektene av disse leddene var konsekvent ikke-signifikante.

der α_i representerer regionspesifikke effekter som er faste over tid, α_t tidsspesifikke felles effekter, mens ε_{it} representerer et idiosynkratisk restledd som varierer både over tid og mellom regioner, og antas å være identisk og uavhengig normalfordelt. De tidsspesifikke effektene (operasjonalisert ved et fullt sett av tidsdummyer) fanger opp at flyttestrømmer påvirkes av nivået på de regionale variablene relativt til nasjonale gjennomsnittsverdier vedkommende år.¹⁰

Marginaleffekten på netto innflytting av økt regional ledighetsrate er i modellen gitt ved $\beta_1 + \beta_2 M_{sys} + \beta_3 M_{vak}$ mens marginaleffekten av økt regional vakanserate er gitt ved $\beta_4 + \beta_5 M_{sys} + \beta_6 M_{vak}$. Siden de makroøkonomiske konjunkturindikatorerne er målt som avvik fra sine respektive gjennomsnitt er marginaleffektene av regional ledighet og vakanser lik hhv. β_1 og β_4 i en «normal» konjunktursituasjon.

I empiriske analyser av arbeidsmarkedsmotivert flytting kan simultanitet eller toveis kausalitet være et problem. Økt innflytting til en region kan tenkes å påvirke så vel arbeidskraftstilbudet og dermed de lokale arbeidsmarkedskindikatorerne som de kommunale inntektene. Dette impliserer at alle forklaringsvariablene i regresjonslikningen, med unntak av sommertemperatur, er potensielt endogene. Dette endogenitetsproblemet reduseres siden forklaringsvariablene inngår med ett års lag, men vil trolig ikke elimineres på grunn av høy grad av persistens i variablene. Som mulig løsning på endogenitetsproblemet følger vi Arellano og Bond (1991) og benytter en generalisert momentmetode (GMM) for paneldata for å oppnå konsistente estimater. Modellen differensieres for å eliminere regionspesifikke effekter. Under forutsetning om fravær av andreordens seriekorrelasjon i de transformerte restleddene vil de potensielt endogene forklaringsvariablene lagget to eller flere år fungere som gyldige instrumenter. Som i Carlsen og Johansen (2004) benyttes de endogene variablene lagget to og tre år som instrumenter. Siden forklaringsvariablene inkluderes med ett års lag og modellen førstedifferensieres, står vi igjen med en utvalgsperiode på 17 år (1988-2004) og 1530 observasjoner.¹¹

3.2 Hovedresultater

Tabell 2 rapporterer resultatene for migrasjonslikningen (1) samt et spesialtilfelle av denne der vi utelater interaksjonsledd med ikke-signifikante effekter. Vi legger først merke til at testene for seriekorrelasjon indikerer negativ førsteordens, men ingen andreordens seriekorrelasjon i de transformerte restleddene. Dette tyder på at restleddet på nivå er hvit støy. Videre indikerer Sargan-testen nokså klart at instrumentene vi har benyttet er gyldige.

Som forventet har økt regional arbeidsledighet negativ effekt på netto innflytting mens økt regional vakanserate vil øke netto innflytting. De estimerte effektene av de to regionale arbeidsmarkedsvARIABLENE er klart statistisk signifikante. Videre ser vi at estimatene til alle interaksjonsledd i likning (2.2) er negative og klart statistisk signifikante. Dette bekrefter at effektene av regionale arbeidsmarkedsvARIABLENE påvirkes av konjunktursituasjonen: ledighet betyr mest i oppgangstider, mens vakanser betyr mest i nedgangstider. Økt sommertemperatur har positiv og signifikant effekt på netto innflytting i alle modellene mens effekten av kommunale inntekter er positiv og kan så vidt sies å være statistisk signifikant. Fra likning (2.1) ser vi at den estimerte effekten av interaksjonsleddet mellom regional ledighet og aggregert vakanser rate er nær null og klart ikke-signifikant. Denne variabelen utelates derfor i den endelige modellen gitt ved likning (2.2) i Tabell 2.

For å illustrere den kvantitative betydningen for netto innflytting av de regionale arbeidsmarkedsvARIABLENE tar vi først utgangspunkt i en konjunktursituasjon der makroindikatorerne er lik sine respektive gjennomsnitt slik at alle interaksjonsleddene er lik null. Den estimerte

¹⁰ En konsulent har påpekt at flytting til og fra en region kan avhenge av konjunkturforholdene i omkringliggende områder. Vi er enig i at dette er en rimelig hypotese som bør undersøkes. Å lage et fullt sett av arbeidsmarkedsvARIABLENE for hver regions naboregioner vil imidlertid sprengte rammene for dette arbeidet.

¹¹ Alle regresjoner er gjort i PcGive, OxBPack for GiveWin 2.10.

Tabell 2 *Migrasjonsligninger 1988 – 2004.*
 Avhengig variabel: *Innflytting_{it}*.

Variabler	(2.1)	(2.2)
<i>Ledighet_{it-1}</i>	-0,1855 (4,29)	0,1839 (4,63)
<i>(Ledighet*Msyss)_{it-1}</i>	-0,0356 (4,95)	-0,0360 (4,83)
<i>(Ledighet*MvakS)_{it-1}</i>	0,0004 (0,096)	–
<i>Vakanser_{it-1}</i>	0,0415 (4,15)	0,0403 (4,31)
<i>(Vakanser*Msyss)_{it-1}</i>	-0,0151 (7,24)	-0,0152 (7,25)
<i>(Vakanser*MvakS)_{it-1}</i>	-0,0032 (3,37)	-0,0032 (3,46)
<i>Kommunale inntekter_{it-1}</i>	0,8344 (1,93)	0,8361 (1,92)
<i>Sommertemperatur_{it-1}</i>	0,0417 (3,84)	0,0417 (3,84)
AR(1)	-5,430**	5,412**
AR(2)	-0,671	-0,667
Sargan (p-verdi)	1,000	1,000

Noter: Estimerer med robuste t-verdier i parenteser. Estimeringsmetode er GMM anvendt på den differensierte modellen, se Arellano og Bond (1991). Med unntak av Sommertemperatur betraktes alle forklaringsvariabler som potensielt endogene og instrumenteres. Alle variabler lagget to og tre år benyttes som instrumenter i de differensierte likningene. Tidsdummyer er inkludert i alle regresjonene. AR(1) og AR(2) er tester for henholdsvis første og andreordens seriekorrelasjon i de transformerte residualene; asymptotisk normalfordelt under nullhypotesen. Forkastning av nullhypotesen om ingen seriekorrelasjon indikeres med ** ved 1 % signifikansnivå. Sargan er en kji-kvadrat fordelt test for gyldighet av instrumentene, se Sargan (1958). P-verdier oppgitt i tabellen.

marginaleffekten av regional ledighet er da -0.184 som betyr at en økning i den regionale ledighetsraten med ett prosentpoeng, alt annet likt, vil redusere nettoinnflyttingsraten med 0.184 prosentpoeng. Videre finner vi at en økning i regional ledighetsrate tilsvarende to standardavvik vil redusere netto innflytting med ca 0.45 hvilket tilsvarende en effekt nøyaktig lik innflyttingsratens standardavvik.¹² Analogt gir en økning i vakanseraten tilsvarende to standardavvik en økning i netto innflyttingsrate med ca. 0.37, altså marginalt mindre enn effekten av en tilsvarende endring i ledighetsraten.

Marginaleffekten av regional arbeidsledighet er sterkere ved høykonjunktur enn ved lavkonjunktur mens marginaleffekten av fylkesvis vakanserate er sterkest ved lavkonjunktur. Benyttes resultatene i ligning (2.2) i Tabell 2 finner vi at marginaleffekten av regional arbeidsledighet endres fra om lag -0.15 når aggregert sysselsettingsvekst er ett prosentpoeng under gjennomsnittet til ca -0.22 når sysselsettingsveksten er ett prosentpoeng over gjennomsnittet. Innenfor vår estimeringsperiode varierer aggregert sysselsettingsvekst fra 3.73 prosentpoeng

¹² Basert på Std. avvik₂ i tabell 1 (standardavvikene til tidsserievariasjonen i forklaringsvariablene).

under til 2.92 prosentpoeng over eget gjennomsnitt. Dette gir en variasjon i margineffekten av regional ledighet fra om lag -0.05 til i overkant av -0.29. Figur 5 gir et mer detaljert inntrykk av hvordan margineffekten av regional ledighet varierer over tid som følge av variasjon i aggregert sysselsettingsvekst.

Figur 5 Margineffekt av regional ledighetsrate.



Figur 6 Margineffekt av vakanserrate.



Marginal effekten av fylkesvis vakanserate avhenger både av aggregert sysselsettingsvekst og av aggregert vakanserate. Holdes aggregerte vakanser lik gjennomsnittet mens sysselsettingsveksten endres fra ett prosentpoeng under til ett prosentpoeng over gjennomsnittet gir dette en reduksjon i marginaleffekten av fylkesvis vakanserate fra ca 0.056 til om lag 0.025. En endring i aggregert vakanserate fra ett prosentpoeng under til ett prosentpoeng over gjennomsnittet reduserer marginaleffekten fra om lag 0.044 til ca 0.037. De to makroøkonomiske indikatorene er imidlertid positivt korrelert og for å få et mer detaljert inntrykk av hvordan marginaleffekten varierer over konjunktursyklusen har vi beregnet denne for hvert år innenfor vår periode. Som vist i Figur 6 var den beregnede effekten høy i begynnelsen og slutten av estimeringsperioden med en maksimumsverdi på litt over 0.11 i 1989. Effekten av fylkesvis vakanserate var lav på slutten av 1990-tallet og faktisk svakt negativ i årene 1997 og 1998.

Estimerte effekter av de øvrige variablene som inngår i Tabell 2 viser at disse har relativt beskjeden effekt på flyttestrømmene: et standardavviks økning i sommertemperatur øker netto innflyttingsraten med 0.06 (ca. 13 prosent av flyttevariabelens standardavvik), mens en tilsvarende økning i kommunale inntekter øker netto innflyttingsraten med 0.12.

3.3 Sensitivitetsanalyse

For å fange opp effekter av tjenestetilbudet i regionen har vi så langt inkludert totale kommunale inntekter. Vi konstruerte også indikatorer for enkeltsektorer, som antall allmennleger per innbygger og antall barnehageplasser per barn under skolepliktig alder, men ingen av disse variablene påvirker flyttestrømmene mellom regioner signifikant når vi kontrollerte for kommunale inntekter.

Kriminalitetsbildet i en region kan også tenkes å påvirke netto innflytting. Fra Kripos har vi fått opplysninger om tidspunkt og politidistrikt for samtlige drap i Norge fra og med 1990. Ved hjelp av søk i mediearkiver er hvert drap tilordnet en region etter gjerningssted. Antall drap per innbygger i regionen er så inkludert som forklaringsvariabel i analysen. Vi fant en svak og ikke-signifikant negativ effekt av drap foretatt i år $t-1$ på innflyttingsraten i år t , og effektene av de øvrige variablene ble ikke påvirket av hvorvidt drap per innbygger inkluderes.

For kortere tidsperioder har vi informasjon om flere faktorer som potensielt sett kan påvirke flyttestrømmene. Disse er gitt på regionnivå, og omfatter nominell bruttoinntekt per innbygger > 16 år (1993-2004) deflatert med aggregert konsumprisindeks, samt boligpriser deflatert med konsumprisindeksen (1991-2002).¹³

Boligprisvariabelen er konstruert ved hjelp av hedoniske regresjoner basert på data om boligomsetninger der kvadratmeterpris estimeres som en funksjon av boligkarakteristika og regiondummyer. Vår variabel kan tolkes som gjennomsnittlig kvadratmeterpris for en standardisert type leilighet i vedkommende region og år. Boligprisen representerer et alternativ til regionale prisindekser (som ikke lages) og vi forventer at økte boligpriser bidrar til redusert innflytting. Carlsen og Johansen (2004) rapporterer negative og klart signifikante effekter av boligpris basert på data for perioden 1994 - 98. Siden etterspørselen etter bolig påvirkes av størrelsen på og sammensetningen av befolkningen betraktes boligprisen som endogen og instrumenteres på samme måte som de øvrige endogene variablene.¹⁴ Også bruttoinntekt betraktes som potensielt endogen og instrumenteres.

Før vi rapporterer resultater for migrasjonsligningen med de nye variablene, reestimeres ligning (2.2) basert på data for 1995 - 2003. For denne delperioden var ikke effekten av som-

¹³ Vi forsøkte også å inkludere en variabel for ordinære arbeidsmarkedstiltak (1994-2004), uten at dette gav signifikante resultater.

¹⁴ Cameron og Muellbauer (1998) diskuterer hvordan boligpriser kan representere inntektsforventninger og at denne kanalen kan bidra til en positiv effekt på netto innflytting. De estimerte effektene av boligpris i deres analyse er imidlertid negative.

mertemperatur statistisk signifikant og variabelen utelates i den videre analysen. Resultater for basisligningen for 1995 - 2003 rapporteres i første kolonne i tabell 3. Sammenlignes disse med resultatene i tabell 2 ser vi at koeffisientene til regional ledighet og interaksjonsleddet mellom regional ledighet og aggregert sysselsettingsvekst endres lite og forblir klart signifikante. Estimert effekt av fylkesvis vakanserate er svakere og ikke lenger statistisk signifikant. Imidlertid endres estimatene til de to interaksjonsleddene med vakanserate relativt lite. Den største forskjellen gjelder estimert effekt av kommunale inntekter der estimatet basert på delperioden er over to ganger så høyt som estimatet for hele perioden.

I ligning (3.2) utvides modellen med nominell bruttoinntekt og boligpris. Mens effekten av nominell bruttoinntekt er klart ikke-signifikant og utelates i ligning (3.3), er estimert effekt av boligpris klart signifikant i begge spesifikasjoner. Sammenlignes estimerte effekter for de øvrige variablene som inngår i ligning (3.1) – (3.3) ser vi at de fleste er robuste overfor endret spesifikasjon. Estimerte effekter av lokale arbeidsmarkedsvariabler og deres samspilleffekter med de makroøkonomiske indikatorene er alle svært like på tvers av spesifikasjoner. Effekten av kommunale inntekter reduseres og blir ikke-signifikant når nominell bruttoinntekt inkluderes, noe som kan skyldes korrelasjon mellom de to variablene.

Tabell 3 Migrasjonsligninger 1995 - 2003.
Avhengig variabel: $Innflytting_{it}$

Variabler	(3.1)	(3.2)	(3.3)
$Ledighet_{it-1}$	-0,1501 (2,24)	-0,1579 (2,95)	-0,1620 (3,06)
$(Ledighet*Msyss)_{it-1}$	-0,0485 (4,18)	-0,0456 (3,81)	-0,0464 (3,93)
$Vakanser_{it-1}$	0,0298 (1,41)	0,0270 (1,34)	0,0265 (1,25)
$(Vakanser*Msyss)_{it-1}$	-0,0123 (2,42)	-0,0114 (2,20)	-0,0118 (2,28)
$(Vakanser*MvakS)_{it-1}$	-0,0024 (1,79)	-0,0022 (1,87)	-0,0021 (1,71)
$Kommunale inntekter_{it-1}$	1,900 (1,98)	1,207 (1,87)	1,303 (1,88)
$Nominell bruttoinntekt_{it-1}$	–	-0,0545 (0,03)	–
$Boligpris_{it-1}$	–	-1,125 (2,44)	-0,9245 (1,85)
AR(1)	-4,825**	-4,828**	-4,783**
AR(2)	-0,7380	-0,6210	-0,6410

Noter: Estimerer med robuste t-verdier i parenteser. Estimeringsmetode er GMM anvendt på den differensierte modellen, se Arellano og Bond (1991). Alle forklaringsvariabler betraktes som potensielt endogene og instrumenteres. Alle variabler lagget to og tre år benyttes som instrumenter i de differensierte likningene. Tidsdummyer er inkludert i alle regresjonene. AR(1) og AR(2) er tester for henholdsvis første og andreordens seriekorrelasjon i de transformerte residualene; asymptotisk normalfordelt under nullhypotesen. Forkastning av nullhypotesen om ingen seriekorrelasjon indikeres med ** ved 1 % signifikansnivå. Sargan er en kji-kvadrat fordelt test for gyldighet av instrumentene, se Sargan (1958).

3.4 Sammenligning med EU

Paneldatastudier av flytting mellom regioner i EU-området inkluderer Decressin og Fatas (1995), Puhani (2001) og Nahuis og Parikh (2004). De tre studiene gir samme konklusjon. Her sammenlignes våre resultater med Nahuis og Parikh (2004) da deres fremgangsmåte ligger nærmest vår.

Forfatterne bruker to datasett for perioden 1983-95, et ubalansert panel for 191 regioner som inkluderer praktisk talt hele EU-området, og et balansert panel for 82 regioner. Det balanserte panelet inkluderer ikke regioner i Spania, Nederland, Østerrike, Portugal og Storbritannia. Regional arbeidsledighet, GDP per innbygger og deltakelsesraten for kvinner inkluderes som forklaringsvariabler. Interaksjonsledd mellom regionale og aggregerte arbeidsmarkedsvariabler inkluderes ikke. Nahuis og Parikh finner at regional arbeidsledighet har en negativ og signifikant effekt på netto innflytting, mens effektene av de to andre variablene er lite robuste.

For å illustrere den kvantitative betydningen av regional arbeidsledighet beregner forfatterne effekten på netto innflytting som følge av 100 flere arbeidsledige i en region. Resultatene for det balanserte panelet tilsier at årlig netto innflytting reduseres med 10 personer i gjennomsnitt. Det ubalanserte panelet gir svakere estimerte effekt, i størrelsesorden 5 personer. Ved å bruke samme metode som Nahuis og Parikh til å kvantifisere effekten av regional arbeidsledighet i Norge finner vi at en økning på 100 arbeidsledige reduserer årlig netto innflytting med 30-35 personer i en normal konjunktursituasjon. Det kan altså se ut som om flyttestrømmene i Norge er mer følsomme for endringer i regional arbeidsledighet.

Et potensielt problem ved sammenligninger mellom norske studier og EU-studier er at sistnevnte bruker data for langt større geografiske områder. I Nahuis og Parikhs studie har regionene over 2 millioner innbyggere i gjennomsnitt, mens gjennomsnittsstørrelsen til norske arbeidsmarkedsregioner er omlag 50 000 innbyggere.

For å få et inntrykk av betydningen av regionstørrelse, kan vi sammenligne våre resultater med norske studier basert på andre regioninndelinger. Carlsen (2000) bruker kommune som observasjonsenhet og studerer hvordan endringer i ledighetsraten i en kommune påvirker netto flytting til kommunen. De kvantitative effektene av kommunal arbeidsledighet på netto tilflytting er svært like våre resultater for arbeidsmarkedsregioner. Aggregering fra kommune til arbeidsmarkedsregion synes altså ikke å påvirke hvor følsomme flyttestrømmene er for endringer i regional arbeidsledighet.¹⁵

4 OPPSUMMERING

Norge synes å ha høy mobilitet i europeisk målestokk. Netto innflytting til arbeidsmarkedsregioner er følsom for forskjeller i regional arbeidsledighet og vakanserate. Følsomheten for regional arbeidsledighet er betydelig større enn i EU. Regional arbeidsledighet betyr mest for flytting i oppgangstider, mens regional vakanserate har størst betydning i lavkonjunktur.

Siden Norge både har høy mobilitet og små regionale forskjeller i arbeidsledighet, virker det sannsynlig at høy mobilitet bidrar til lave regionale forskjeller. Våre resultater kan tyde på at den høye mobiliteten i Norge delvis er et resultat av vår sterke økonomi: hvis arbeidsledigheten hadde ligget nærmere nivået i EU-området, ville mobiliteten vært lavere og de regionale forskjellene ville trolig vært større. Høy mobilitet kan også henge sammen med bosettingsmønsteret. Mobilitet på individnivå er sterkt korrelert med tidligere flytting (Carlsen 2005). I deler av landet er utdannings- og jobbtilbudet så vidt dårlig at mange forlater hjemstedet i ung alder, noe som kan bidra til å øke mobiliteten senere i livet.

¹⁵ Vi kan selvfølgelig ikke være sikre på at aggregering fra arbeidsmarkedsregioner til større landsdelsregioner gir samme konklusjoner som aggregering fra kommuner til arbeidsmarkedsregioner.

Det må understrekes at høy mobilitet ikke nødvendigvis er et samfunnsgode. Selv om høy mobilitet bidrar til å holde den totale arbeidsledigheten nede og begrense regionale ulikheter, kan omfattende flytting ha negative virkninger både i fraflyttingsområdet og tilflyttingsområdet.

Referanser:

- Arellano, M. og S. Bond (1991): «Some tests of specification for panel data: Monte-Carlo evidence and an application to employment equations», *Review of Economic Studies* 58, 277-297.
- Braunerhjelm, P, R. Faini, V. Norman, F. Ruane og P. Seabright (2000): Integration and the regions of Europe: How the right policies can prevent polarization. Monitoring European integration 10, Centre for Economic Policy Research.
- Cameron, G. og J. Muellbauer (1998): «The housing market and regional commuting and migration choices», *Scottish Journal of Political Economy* 45, 420-446.
- Carlsen, F. (2000): «Testing equilibrium models of regional disparities», *Scottish Journal of Political Economy* 47, 1-24.
- Carlsen, F. (2005): «Migration plans, local fiscal variables, and local economic conditions», *Finanzarchiv* 61, 154-177.
- Carlsen, F. og K. Johansen (2004): «Subjective measures of employment opportunities and interregional migration», *Labour* 18, 563-589.
- Carlsen, F., K. Johansen og K. Røed (2006): «Wage formation, regional migration and local labour market tightness», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 68, 423-444.
- Decressin, J. og A. Fatas (1995): «Regional labour market dynamics in Europe», *European Economic Review* 39, 1627-1655.
- <http://met.no/index.shtml>
- Martin, P. (2005): «The geography of inequalities in Europe», *Swedish Economic Policy Review* 12, 83-108.
- OECD (2005): OECD Employment Outlook.
- OECD (2006): OECD Factbook 2006 – Economic, environmental and social statistics.
- Nahuis, R. og A. Parikh (2004): «Factor mobility and regional disparities. East, west, home's best?», Working Paper 26, European Network of Economic Policy Research Institutes.
- Pissarides C. og McMaster I (1990): «Regional migration, wages and unemployment: Empirical evidence and implications for policy», *Oxford Economic Papers* 42, 812-831.
- Puhani, P. (2001): «Labour mobility – an adjustment mechanism in Euroland? Empirical evidence for Western Germany, France and Italy», *German Economic Review* 2, 127-140.
- Sargan, J. (1958): «The Estimation of Economic Relationships Using Instrumental Variables», *Econometrica*, 38, 434-415.
- Statistisk sentralbyrå (2000): Norges offisielle statistikk C 616 «Standard for økonomiske regioner».