

Forord

Jeg ønsker å rette en stor takk til min veileder, professor Kåre Johansen, for grundig og inspirerende veiledning gjennom arbeidet med denne oppgaven. En stor takk går også til studievenner for tiden på og utenfor dragvoll. Til slutt vil jeg takke mamma, pappa, Ingvild og Christine for oppmuntrende ord og gode innspill underveis.

Trondheim, 28. mai 2013

Aleksander Larsen Sæther

Innhold

1	Innledning	1
2	Teorien om hysteres	3
2.1	Definisjon	3
2.2	Årsaker	6
2.3	Empirisk litteratur	9
2.4	Oppsummering	11
3	Datamaterialet	12
3.1	Deskriptiv statistikk	13
4	Økonometrisk tilrettelegging	16
4.1	Statisk paneldatamodell	16
4.1.1	Fixed effects	18
4.2	Dynamisk paneldatamodell	19
4.2.1	Skjevhet ved fixed effects	19
4.2.2	Instrumentvariable	20
4.3	Tester for enhetsrøtter	24
4.3.1	Enhetsrøtter i tidsseriedata	24
4.3.2	Enhetsrøtter i paneldata	26
5	Empiriske resultater	30
5.1	Levin og Lin	30
5.2	Persistens i arbeidsledigheten	32
5.3	Asymmetrisk tilpasningshastighet	35
5.4	Mer om justeringshastighet: GMM-Estimering	37
5.5	IPS-test	40
5.6	Fisher-test	41
5.7	Oppsummering	42
6	Avslutning	43

Bibliografi	45
A Noen flere resultater	49

Tabeller

3.1	Deskriptiv statistikk	14
3.2	Korrelasjonsmatrise	14
5.1	Levin og Lin-test	31
5.2	Halveringstid	34
5.3	Asymmetrisk tilpasningshastighet	36
5.4	2-steps Arellano Bond	38
5.5	2-steps Arellano Bond inklusive årsummyer	39
5.6	Halveringstid	40
5.7	IPS-test	41
5.8	Fisher-test	42
A.1	Levin og Lin-test inklusive årsummyer	49
A.2	2-steps Arrelano Bond, 1 instrument	50
A.3	Levin og Lin-test inklusive årsummyer, uten tilbakedateringer	50

Figurer

3.1	Arbeidsledighetsrater for aldersgruppen 25-40 år, målt i prosent.	15
3.2	Arbeidsledighetsrater for aldersgruppen 41-66 år, målt i prosent.	15

Kapittel 1

Innledning

Arbeidsledighet er en av de viktigste indikatorene på økonomiens tilstand, hvor lav ledighet ofte går sammen med høy aktivitet og høy ledighet med lav aktivitet (Sparrman, 2012). På midten av 1970-tallet opplevde Europa en kraftig økning i arbeidsledigheten som førte til en høy og persistent arbeidsledighetsrate. Den store oljeprisøkningen i 1979/80 resulterte i et internasjonalt økonomisk tilbakeslag som også hadde effekter på arbeidsmarkedet i Norge. I perioden 1960-1986 var arbeidsledigheten i Norge den laveste i OECD-området, bortsett fra Sveits. I perioden 1981-1983 steg arbeidsledigheten, men ble kraftig redusert under høykonjunktoren i perioden 1984-1987. Den sterke økonomiske innstramningen som startet våren 1986 førte igjen til at arbeidsledigheten økte, og kom til slutt opp i 8,3 % i 1992¹ (Røed, 1993).

Den høye og persistente arbeidsledigheten i Europa fra midten av 1970-tallet medførte at mange økonomer utfordret hypotesen om en naturlig likevektsrate for arbeidsledigheten utviklet av blant annet Friedman (1968). Hypotesen om en naturlig ledighetsrate beskriver bevegelser i ledighetsraten som fluktuasjoner rundt den naturlige raten. Dette forklarer arbeidsledigheten som en stasjonær prosess, hvor arbeidsledigheten vil vende tilbake til sitt naturlige likevektsnivå på lang sikt dersom økonomien blir utsatt for sjokk. En hypotese som vokste fram var hysteresehypotesen. Hysteresen beskriver arbeidsledighetsratene som en ikke-stasjonær prosess, og hysteresen i arbeidsledigheten vil ha implikasjoner for en økonomi da midlertidige sjokk kan ha permanente effekter.

Problemstillingen i denne oppgaven er å teste om det er hysteresen i norske arbeidsledighetsrater. Vi tester for hysteresen ved hjelp av enhetsrottester utviklet for bruk på paneldata. Tilgjengelig har vi paneldata bestående av årlige observasjoner for regionale arbeidsledighetsrater for 90 økonomiske regioner, der vi studerer perioden 1995-2004. Datasettet er

¹Akkumulert ledighet inklusive deltakere på arbeidsmarkedstiltak.

delt inn i seks grupper basert på alder og utdanning. De to aldersgruppene er definert ved 25-40 år og 41-66 år. Videre har vi tre utdanningsnivå gitt ved grunnskoleutdanning, videregående utdanning og høyere utdanning. Av befolkningen i Norge i alderen 25-66 år hadde omtrent 20 prosent grunnskoleutdanning, 42 prosent videregående utdanning og 37 prosent høyere utdanning i 2011.² Det som skiller denne undersøkelsen fra tidligere studier er at vi studerer ledighetstilpasningen for ulike grupper etter utdanning og alder. Overraskende nok finner vi ingen undersøkelser som har gjort dette tidligere. Arbeidsledigheten er høyest for grupper med lav utdanning³, og en kan stille spørsmål om dette skyldes hyppige, ugunstige sjokk eller om det skyldes vedvarende virkninger av sjokk - altså hystereser. På bakgrunn av dette er det merkelig at det ikke er gjort noen tidligere empiriske analyser av persistens i gruppespesifikke arbeidsledighetsrater.

For å teste for hystereser benytter vi oss av paneldatatester for enhetsrøtter utviklet av Levin og Lin (1992), Im, Pesaran og Shin (1997) og Maddala og Wu (1999). Videre bruker vi resultatene fra Levin og Lin-testen for å studere tilpasningen tilbake til likevekt dersom vi kan forkaste hypotesen om hystereser. Det at vi har gruppespesifikke ledighetsrater gir oss muligheten til å se på betydningen av alder og utdanning på ledighetstilpasningen. For å studere justeringshastighetene bruker vi fixed effects- og GMM-estimering.

Hovedresultatene i denne analysen viser at vi kan forkaste hypotesen om hystereser for alle alders- og utdanningsgrupper. Dette taler for at arbeidsledigheten er en stasjonær prosess, og følgelig en 'mean reversion process'. For begge aldersgruppene viser resultatene at de med høyere utdanning har lavere grad av persistens i arbeidsledigheten sammenliknet med de to andre utdanningsnivåene. For aldersgruppen 41-66 år finner vi at tilpasningshastigheten er stigende i utdanningsnivået, mens for gruppen 25-40 år vil de med grunnskoleutdanning tilpasse seg raskere enn de med videregående utdanning.

Resultatene fra enhetsrøttene stemmer overens med tidligere analyser med paneldata gjort av blant annet Song og Wu (1998) og Johansen (2002a). Vi finner derimot raskere justeringshastighet og dermed kortere halveringstid sammenliknet med tidligere studier. Mye av dette kan skyldes at vi har nyere datagrunnlag og spesielt at vi bruker gruppespesifikke ledighetsrater.

Oppgaven er videre strukturert som følgende: Kapittel 2 forklarer teorien bak hystereser og gir en kort oversikt over tidligere empiriske undersøkelser. I kapittel 3 presenteres datasettet og kapittel 4 beskriver de økonometriske metodene samt enhetsrøttene som brukes i analysen. Kapittel 5 presenterer de empiriske resultatene, mens kapittel 6 oppsummerer de viktigste funnene.

²www.ssb.no/utniv

³Se kapittel 3.

Kapittel 2

Teorien om hysteresese

2.1 Definisjon

Blanchard og Summers (1986) definerte hysteresese som tilstedeværelsen av en enhetsrot i et lineært dynamisk system, hvor arbeidsledighetsraten avhenger av en lineær kombinasjon av sine egne tilbakedaterte verdier med koeffisienter som summerer til én. Mer løst brukte de hysteresese til å beskrive tilfeller hvor midlertidige sjokk har veldig persistent, men ikke nødvendigvis permanent, effekt - altså summen av koeffisientene er nære, men ikke nødvendigvis lik, én (Røed, 1997).

Om sammenhengen mellom arbeidsledighet og konjunktursykluser skiller litteraturen mellom to hovedhypoteser. Den første karakteriserer ledighetsdynamikken som en 'mean reversion process'. Det vil si at fluktuasjoner i produksjonen fører til sykliske bevegelser i arbeidsledighetsraten slik at den på lang sikt beveger seg tilbake til likevektsnivå. Denne hypotesen assosieres med at det finnes en naturlig likevektsrate for arbeidsledigheten. Den andre hypotesen sier at det er hysteresese i arbeidsledigheten. Sykliske fluktuasjoner vil da ha permanente effekter på arbeidsledigheten. Ved hysteresese er nivået på arbeidsledigheten karakterisert som ikke-stasjonært eller enhetsrot-tilfellet (León-Ledesma, 2002).

Et spesialtilfelle av den naturlige likevektsrate er persistens i ledigheten, gitt ved at arbeidsledigheten har enhetsrot nær én. Arbeidsledigheten vil da vende tilbake til langsiktig likevekt, men vil ha en lav tilpasningshastighet. Følgelig vil persistens føre til langvarige effekter ved makroøkonomisk politikk, men ikke permanente effekter slik som ved hysteresese (León-Ledesma, 2002).

Vi ser på arbeidsledighetsraten i en lineær dynamisk modell på diskret tid og skriver arbeidsledighetsraten ved periode t (u_t) som en funksjon av eksogene variabler og tilbake-

datert verdi av seg selv

$$u_t = f(U_{t-1}, y_t, x_t, X_{t-1}) \quad (2.1)$$

hvor vektoren x_t inneholder alle midlertidige eksogene variable, U_{t-1} og X_{t-1} inneholder tidligere verdier av x og u , mens y_t fanger opp eventuelle strukturelle endringer og er uavhengig av u . Modellen vil gi en ikke-hysterisk arbeidsledighetsrate dersom, og kun dersom

$$\lim_{t \rightarrow \infty} u_t \mid \mathbf{U}_{-1}, \mathbf{X}_{-1} = u(x, y) \quad (2.2)$$

Det vil si at ledighetsraten konvergerer mot en verdi uavhengig av tidligere atferd i systemet. Modellen vil da gi en uavhengig likevektsrate. Hvis likning (2.2) ikke holder innehar modellen hysteresis i arbeidsledigheten og selv midlertidige sjokk kan ha permanente effekter på ledigheten (Røed, 1997). Under hypotesen om hysteresis er den naturlige raten en funksjon av tidligere faktisk ledighet. Antar at vi kan skrive forholdet mellom naturlig ledighetsrate i nåværende periode og forrige periodes ledighetsrate som

$$u_t^* = u_{t-1}^* + \beta(u_{t-1} - u_t^*) \quad (2.3)$$

hvor u_t^* er naturlig likevektsrate og u_{t-1} er faktisk ledighetsrate i forrige periode. Hvis $\beta \neq 0$ innehar prosessen hysteresis. Likning (2.3) sier at dersom den faktiske raten er ulik den naturlige raten i forrige periode vil den naturlige ledighetsraten tilpasse seg gradvis i retning mot den faktiske ledighetsraten. Dersom $\beta = 0$ vil ikke den naturlige raten endres over tid, og hypotesen om naturlig likevektsledighet holder (Song og Wu, 1998).

Innenfor et ikke-lineært rammeverk er hysteresis det generelle tilfellet ettersom likning (2.2) ikke kan holde ved tilstedeværelsen av flere stabile likevekter. Noen (små) midlertidige sjokk har kun midlertidige effekter mens andre (store) har permanente effekter fordi de har styrke nok til å sende økonomien på en sti som leder vekk fra en likevekt til en annen. Dette kan virke mer sannsynlig enn antakelsen ved lineære modeller hvor et sjokk har like stor effekt uavhengig av størrelse (Røed, 1997).

Begrepet naturlig arbeidsledighetsrate er ofte definert som et unikt nivå på arbeidsledigheten hvor inflasjonen, etter å ha kontrollert for tilbudsidesjokk, forblir uendret når den faktiske ledighetsraten er lik sitt naturlige nivå (Laubach, 2001). Teorien om en naturlig likevektsrate på ledigheten er ofte utledet ved hjelp av Phillipskurven, slik at vi kan skrive

NAIRU-likningen¹ som

$$\pi_t - \pi_{t-1} = \beta(u_t - u^*) + \varphi s_t + \varepsilon_t \quad (2.4)$$

hvor π_t er inflasjonsraten, u_t er ledighetsraten, s_t definerer kostnaden ved sjokk, u^* er likevektsledigheten og ε gir restleddet. Dersom u_t er lik u^* for alle perioder (t) vil inflasjonen være konstant med unntak av korttidseffekter fra s_t og ε_t . Avvik fra likevekt vil over tid føre til endringer i inflasjon, som igjen fører ledighetsraten tilbake til naturlig nivå igjen (Fair, 2000).

Den naturlige likevektsraten bestemmes av likevekt i arbeidsmarkedet. Effekter som påvirker tilbud og etterspørsel etter arbeidskraft vil påvirke nivå på den naturlige ledighetsraten. Blanchard og Katz (1997) peker på migrasjon og lønnssetting som to determinanter for den naturlig likevektsledigheten. Arbeidsmarkedet i en økonomi er i konstant strøm der noen bedrifter utvider sysselsettingen og andre strammer inn. Arbeidere søker inn og ut av jobber hele tiden noe som skaper friksjonell arbeidsledighet.

Ved høy ledighet vet arbeidere at det er vanskelig å finne seg en ny jobb slik at de er villig til å gå med på en lavere lønn. Tilsvarende vil arbeidere ha mer makt ved et trangere arbeidsmarked som vil føre til høyere lønninger. Andre tilnærminger der lønnssetting påvirker den naturlige ledighetsraten er teorien om effektivitetslønn og modellering av arbeidsmarkedet for ufaglært arbeidskraft².

En annen type modell som beskriver naturlig likevektsledighet er når likevektsledigheten bestemmes ved konsistens mellom lønns- og prisfastsetting. Vi skriver prisfastsetting som $p = w + \beta_0 - \beta_1 u$ og lønnsfastsetting som $w = p + \gamma_0 - \gamma_1 u$, hvor p er pris, w er nominell lønn og u er ledighetsraten. Høyere ledighet reduserer priser for gitt nivå på nominelle lønninger. Likeså vil økt ledighet føre til reduserte lønninger for gitt prisenivå. Likevektsnivå på arbeidsledigheten er gitt ved konsistens mellom lønns- og prisfastsettelse. Det vil si at vi kan skrive

$$u^* = \frac{\beta_0 + \gamma_0}{\beta_1 + \gamma_1} \quad (2.5)$$

hvor likevektsraten på ledigheten (u^*) øker med konstantleddene (β_0 og γ_0) og synker med parametrene som reflekterer pris- og lønnsrespons på arbeidsledighet (β_1 og γ_1). Et viktig forhold er at den naturlige ledighetsraten ikke er konstant, men påvirkes av permanente

¹NAIRU: non-accelerating inflation rate of unemployment. Det vil si en arbeidsledighetsrate som er forenelig med konstant inflasjon.

²For flere effekter som påvirker den naturlige ledighetsraten henviser vi til Blanchard og Katz (1997).

tilbudssjokk (Johansen 2000, forelesningsnotater SØK3523) .

Regional ledighet påvirker migrasjon av ulike årsaker. For det første har arbeidsledige større sannsynlighet for å flytte sammenliknet med sysselsatte. For det andre vil regioner med høy ledighet være mindre attraktive på grunn av at det er vanskeligere å finne seg jobb der (Pissadires og Wadsworth 1989). Hvis arbeidere flytter fra regioner med høy ledighet til regioner med lav ledighet vil dette motvirke tendenser til hysteresis og redusere persistensen. Det vil si at interregional migrasjon kan fungere som en likevektsmekanisme (Pissarides og McMaster, 1990). Samtidig kan migrasjon være en årsak til at vi opplever forskjeller mellom alders- og utdanningsgruppene. Grupper med lav mobilitet vil oppleve høyere grad av persistens i ledigheten sammenliknet med grupper som har høyere mobilitet.

Eventuell hysteresis i arbeidsledigheten har viktige politikimplikasjoner. Selv på langsikt kan høyt nivå på ledigheten være et stort problem for økonomien. Hysteresis impliserer at resesjoner er mer kostbare enn hva hypotesen om naturlig likevektsrate foreslår, og gir mer rom for aktiv politikk fra myndighetene for å styre økonomien. Hvis faktisk ledighetsrate ikke fluktuerer rundt en 'naturlig rate' impliserer det at ledigheten følger en ikke-stasjonær prosess (Song og Wu, 1998).

Vi vil i denne oppgaven bruke begrepet hysteresis om situasjoner der midlertidige sjokk har permanente effekter (Bean 1994: side 60).

2.2 Årsaker

En kilde til hysteresis kan være endring i arbeidernes preferanser. Selv om et sjokk i arbeidsledigheten er midlertidig kan det føre til permanente endringer i preferanser når det kommer til arbeid, fritid og konsum. Lengre perioder uten suksess på jobbsøkingen kan svekke søkemotivasjon hvor man samtidig tilpasser seg til livet på ledighetstrygd. Alt i alt kan lange perioder med arbeidsledighet redusere ønsket om å få seg en ny jobb (Røed, 1997). På den andre siden kan dette ha motsatt effekt, hvor de arbeidsledige ikke vil gå gjennom en slik periode igjen, og får økt motivasjon til å søke jobb. Dette vil gi negativ hysteresis og ledighetsratene vil på langsikt bli lavere (Goldsmith og Darity, 1993).

Blanchard og Summers (1986) nevner fysisk kapital, humankapital og insider-outsider-effekter som forklaring på hvordan sjokk kan ha permanente effekter på ledigheten. For det første vil et negativt sjokk føre til redusert etterspørsel etter arbeidskraft og påfølgende reduksjon i realkapitalbeholdningen fører til langvarig arbeidsledighet. Ved langvarig ledighet vil det da være rimelig å anta at humankapitalen depresierer på linje med realkapitalen.

Ved å ikke jobbe mister de arbeidsledige muligheten til å opprettholde og oppdatere sine jobbferdigheter. Arbeidsgivere ønsker ofte å ansette de som kan jobbe der over en lengre tidshorison, slik at det er vanskeligere for middelaldrende arbeidssøkere å finne nye jobber. I tillegg kan langvarig ledighet ha demoraliserende effekt på arbeidssøkerne, slik at prosessen ved å komme tilbake i arbeid tar lengre tid, og derfor fører til høy grad av persistens i ledigheten. Hvis depresieringen av humankapital er ujevnt fordelt mellom utdanningsgruppene vil det oppstå realhysterese dersom lønningene ikke tilpasses. Dette kan være tilfelle dersom fagforeninger setter lønnen eller ved rigid minimumslønn (Røed, 1997).

Den tredje mekanismen bygger på at arbeidere kan deles inn i 'insidere' og 'outsidere'.³ Anta at all lønn bestemmes ved forhandling mellom de ansatte (insiderne) og bedriften, slik at outsiders ikke har noe innflytelse. De ansatte er kun opptatt av å sikre sine egne jobber og bryr seg lite om de som står uten jobb. Dette har to implikasjoner. For det første vil de ansatte, uavhengig av sjokk i økonomien, sette lønnen slik at de selv forblir ansatt. For det andre vil denne gruppen av insiders bli mindre hvis det oppstår et negativt sjokk som reduserer sysselsettingen. Den nye, mindre, gruppen vil deretter sette lønnen for å opprettholde nytt og lavere nivå på sysselsettingen (Blanchard og Summers, 1986).

Vi kan modellere insider-outsider modellen som

$$u_t = \frac{a}{a+b}u_{t-1} + \frac{1-a}{1+b}(w_R + \bar{n}) - \frac{1}{1+b}\varepsilon \quad (2.6)$$

hvor u_t er arbeidsledighetsraten, w_R er reservasjonslønnen, \bar{n} er antall sysselsatte og ε er stokastisk sjokkvariabel. Arbeidsledigheten har to effekter på lønnsforhandlingsprosessen. Den ene er at de ansatte blir mer moderate i sine lønnskrav når ledigheten er høy. Det andre er at arbeidsgiver kan true de ansatte med å bytte de ut når ledigheten er høy. a og b definerer innflytelsen fra henholdsvis de ansatte og de arbeidsledige. Dersom b er høy vil det være liten grad av persistens i ledigheten. Hvis makten til de ansatte (insiders) er høy derimot, har vi høy verdi på a som gir høy grad av persistens (Heijdra 2009: s. 197).

Kelvin og Jarret (1985) argumenterer for at lav arbeidsledighet fører til stigmatisering av de arbeidsløse da det å ikke ha jobb ansees som selvpåført. Når ledigheten er høy derimot, er oppfatningen at det kan ramme alle slik at stigmatiseringen mister troverdighet. Høy ledighet over lengre tid eliminerer mye av stigmaen som ellers assosieres med det å være arbeidsledig. Redusert grad av stigma fører til at høyere lønn må til for at folk skal ønske å arbeide, slik at etterspørselen etter arbeidskraft reduseres.

³Insider kan være en som er ansatt i bedriften og/eller medlem av fagforening. Outsider er arbeidsledig.

Arbeidskontorer og jobbtreningsprogrammer tilpasser seg som oftest ikke helt til sykliske bevegelser i arbeidsledigheten. Dette kommer av to årsaker. For det første er slike institusjoner offentlig finansiert og offentlig budsjettrevisjon tar som regel lang tid. For det andre står de ovenfor de samme ansettelses- og oppsigelseskostnader som resten av økonomien, som forhindrer hyppig utvidelse og reduksjon av arbeidsstyrken. Dersom slike arbeidskontor og programmer har stor betydning for å få folk tilbake til arbeid kan slike begrensninger føre til ustabilitet i økonomien (Røed, 1997).

Så lenge nedgang i etterspørsel antas å være midlertidig kan det være optimalt for bedrifter å beholde overflødig arbeidskraft hvis ansettelseskostnadene er høye. Hvis tilgangen på arbeidskraft er høy vil ikke bedrifter ha samme insentiver til å beholde arbeidere ved (negativt) tilbudsidesjokk som ved et trangere arbeidsmarked. Disse mekanismene kan i følge Moene, Nymoen og Wallersten (1995) føre til flere stabile likevekter i arbeidsmarkedet. Likevekt med høy ledighet oppstår hvis et negativt sjokk på tilbudsiden øker arbeidsledigheten, og videre fører til at mangel på arbeidskraft blir et mindre problem. Bedriftenes insentiver til å spare på ansatte forsvinner og det vil være en mer optimal strategi å legge av arbeidere som vil forsterke ledigheten.

Høye oppsigelseskostnader kan ha potensielle negative effekter på etterspørsel etter arbeidskraft ved at bedrifter blir mindre villige til å ansette. Dersom oppsigelseskostnader er viktige for bedriften vil den ha insentiver til å avhenge på frivillige oppsigelser for å redusere arbeidsstokken. Dette kan føre til at etterspørsel etter arbeidskraft avhenger positivt av frivillige oppsigelser. I tillegg vil frivillige oppsigelser øke ved lav ledighet ettersom det vil være lettere å finne seg en ny jobb. Disse to mekanismene kan føre til at arbeidsmarkedet består av to likevekter. En likevekt hvor ledigheten er høy og frivillige oppsigelser er lav, og en likevekt hvor arbeidsledigheten er lav og frivillige oppsigelser er høy. Saint-Paul (1995) mener at Europa muligens havnet i en ledighetsfelle hvor ekspanderende bedrifter gjør tilpasningsprosessen lettere for bedrifter som trenger å redusere kostnader. Økonometriske bevis foreslår at sysselsetting tilpasser seg saktere i land hvor det er høye oppsigelseskostnader. Det vil si at sysselsettingen bruker lengre tid til å tilpasse seg etter en resesjon, men samtidig si at ledigheten ikke bør falle så mye i det hele tatt (Bean, 1994).

Litteraturen beskriver flere årsaker til hysteresis. Den mest kjente bygger på insider-outsider modellen hvor ansatte byr opp egen lønn og dermed forhindrer nyansettelser. Andre forklaringer tar utgangspunkt i arbeidernes preferanser og holdninger, depresiering av humankapital, oppsigelses- og ansettelseskostnader eller stigmatiseringseffekter i samfunnet.

2.3 Empirisk litteratur

Blanchard og Summers (1986) tester for hysteresis ved bruk av årlige ledighetsrater for Storbritannia, Frankrike, Tyskland og USA for perioden 1954-1984 og kan ikke forkaste ikke-stasjonaritet for de europeiske landene. For USA finner de bevis for stasjonaritet. Blanchard og Summers argumenterer for at medlemskapseffekter er en viktig kilde for hysteresis og at Europa var utsatt for en rekke negative sjokk som hadde vedvarende effekter på arbeidsledigheten.

Mitchell (1993) testet for enhetsrøtter i ledighetsratene ved bruk av tidsserier for 15 industrialiserte land og dekker perioden fra midten av 1960 til 1991. Under hypotesen om naturlig likevektsrate blir arbeidsledigheten definert som en trend-stasjonær prosess (TS) og hysteresis representeres som differens-stasjonær (DS). Der tidligere historie ikke påvirker langtidsverdien på ledigheten for en TS-prosess, vil størrelsen på variable som følger en DS-prosess være summen av fortiden. Han kan generelt ikke forkaste enhetsrøtter, men argumenterer for at testene har lav styrke ved prosesser som er nær enhetsrot-tilfellet. Videre konkluderes det med at ledighetsratene i landene har høy grad av persistens som gir støtte for at sykliske sjokk kan ha langtidseffekter på ledighetsratene i mange av landene.

Røed (1996a) undersøker tilstedeværelse av ledighetshysteresis i 16 OECD land ved aggregerte tidsserier over en periode på 25 år. I artikkelen bruker Røed både stasjonaritet og enhetsrot som nullhypotese. De forskjellige testene gir ingen entydige svar, men landene kan deles inn i 4 grupper: I Australia og Canada tyder det på at hysteresishypotesen holder da stasjonaritet forkastes i alle testene. For Østerrike, Belgia, Danmark, Frankrike, Tyskland, Nederland, Norge, Storbritannia, og Japan er det også sterke bevis for hysteresis, hvorav de fleste av testene forkaster stasjonaritet. I Finland, Italia, Spania og Sverige derimot er resultatene mer tvetydige, og det er kun USA som fullstendig forkaster hypotesen om både hysteresis og stasjonaritet. Røed (1997) konkluderer med at kostnadene assosiert med syklisk nedgangskonjunktur kan være store, slik at makroøkonomisk politikk som forhindrer ledigheten fra å øke i første omgang kan lønne seg - selv om det ansees som dyrt på kort sikt.

Song og Wu (1997) finner tilsvarende resultater for USA, da de klart kan forkaste nullhypotesen om enhetsrot i ledighetsratene ved hjelp av paneldatatester. Dette gir støtte for at hypotesen om en naturlig ledighetsrate holder for USA. De konkluderer med at tidligere bevis for hysteresis er kunstige resultat på grunn av den lave styrken univariate tester har.

Song og Wu (1998) tester videre ledighetsrater for OECD-land. Paneldata for 15 OECD-land benyttes der studien viser at nullhypotesen om hysteresis generelt kan forkastes. Dette

motstrider tidligere resultater ved bruk av tidsserier hvor en naturlig ledighetsrate jevnt over forkastes for europeiske land. Selv om hysteresis forkastes viser imidlertid testene også her høy grad av persistens i ledighetsratene.

León-Ledesma (2002) presenterer en enkel 'insider-outsider' modell for arbeidsmarkedet basert på Blanchard og Summers (1986). I analysen bruker han paneldata for å teste for ledighetshysteresis for 51 amerikanske stater og 12 EU-land. Paneldatatestene forkaster hypotesen om hysteresis for USA, men ikke for EU-landene. I motsetning til Song og Wu (1998) bruker León-Ledesma data korrigert for krysskorrelasjon mellom restleddene for de forskjellige landene. Dette, og i tillegg til at tidsperiodene de undersøker er forskjellige, kan være grunner til at de ikke drar samme konklusjon for de europeiske landene. Resultatene i artikkelen samsvarer med Blanchard and Summers (1986) sin analyse som finner at det er høyere grad av persistens i EU-landene enn i USA.

Murray og Papell (2000) tar utgangspunkt i at konvensjonelle paneldatatester for enhetsrøtter har lav styrke dersom stasjonære serier inneholder en strukturell endring⁴. Artikkelforfatterne inkluderer derfor en en-gangs endring i ledighetsratene og finner sterke bevis for stasjonaritet blant 17 OECD-land for perioden 1955-90.

Arulampalam, Booth og Taylor (2000) bruker binærdata for menn i Storbritannia for å undersøke persistens i arbeidsledigheten⁵. De finner at tidligere arbeidsledighetsopplevelser øker sannsynligheten for å bli arbeidsledig i framtiden. Dette betyr altså at ledighetserfaring har implikasjoner for framtidig oppførsel i arbeidsmarkedet. Dette begrunnes av tre grunner. For det første vil de som er arbeidsledige oppleve en depresiering av humankapitalen. I tillegg vil en ny, potensiell, arbeidsgiver se på tidligere sysselsettingshistorikk som et signal på produktivitet. Til slutt argumenteres det for at arbeidsledige personer er mer villige til å akseptere lav-kvalifikasjonsjobber som kan ha kortere varighet enn høy-kvalifikasjonsjobber.

Johansen (2002a) tester for enhetsrøtter for 19 norske fylker ved både rene tidsserier og paneldata. Ved bruk av rene tidsserier kan ikke hypotesen om ikke-stasjonaritet forkastes. Med fylkespesifikke ledighetsrater og paneldata forkaster Johansen hypotesen om hysteresis både med og uten strukturell endring i ledighetsratene. Selv om hypotesen om hysteresis forkastes viser resultatene fortsatt høy grad av persistens i ledigheten, og Johansen konkluderer med at arbeidsledighet som en ikke-stasjonær prosess vil ha ekstreme implikasjoner sammenliknet med alternativet.

⁴Med strukturelle brudd (endringer) mener vi endring i (i motsetning til fluktuasjoner rundt) den naturlige raten (Krugman, 1994).

⁵En binær variabel tar verdien null eller en. I denne sammenhengen kan en variabel ha verdien null dersom et individ har jobb og verdien én hvis han/hun er arbeidsledig (Woolridge 2009: s.246) .

2.4 Oppsummering

Den klassiske oppfatningen om en naturlig likevektsrate på arbeidsledigheten fra 1980-tallet ble etter høy og persistent arbeidsledighet i Europa utfordret av hypotesen om hysteresis i ledigheten. Vi bruker hysteresis om situasjoner hvor midlertidige sjokk kan ha permanente effekter. Tidligere undersøkelser viser at enhetsrottester ved rene tidsserier har lav styrke og kan ikke, jevnt over, forkaste hypotesen om hysteresis. Ved bruk av paneldata endres konklusjonene og litteraturen gir sterk støtte for en naturlig ledighetsrate både i Europa og USA. Vi vil derfor konsentrere oss om bruk av paneldatatester i oppgaven da disse har høyere styrke enn ved tester for tidsseriedata. Det som er nytt i forhold til eksisterende litteratur er at vi analyserer gruppespesifikke ledighetsrater og ser på forskjeller i justeringshastighet etter utdanning og alder. Det vil si at vi har gruppespesifikk regional arbeidsledighet som avhengig variabel og kjører separate tester for de ulike gruppene.

Kapittel 3

Datamaterialet

Datasettet består av årlige observasjoner for arbeidsledighetsrater for 90 økonomiske regioner i Norge for perioden 1995-2004. Ledighetsratene er konstruert fra mikrodataregister for hele den norske populasjonen som inneholder all registrert arbeidsledighet og informasjon om sysselsatte og selvstendig næringsdrivende for en spesiell uke i November. En person antas å være i arbeidsstyrken dersom han/hun var sysselsatt eller selvstendig næringsdrivende i denne uken og/eller registrert som arbeidsledig minst en gang i løpet av året. En person regnes som arbeidsledig dersom han/hun er: i) registrert som arbeidsledig minst en gang og ikke registrert som sysselsatt/selvstendig næringsdrivende, eller ii) registrert som sysselsatt/selvstendig næringsdrivende og registrert som arbeidsledig for mer enn seks måneder (Carlsen, Johansen og Stambøl, 2013). Avhengig variabel er arbeidsledighetsraten definert som antall arbeidsledige skalert med størrelsen på arbeidsstyrken.

Datasettet er delt inn i 6 grupper ut i fra utdanningsnivå og alder:

- G2540: Aldersgruppe 25-40 år, grunnskoleutdanning
- V2540: Aldersgruppe 25-40 år, utdanning fra videregående skole
- H2540: Aldersgruppe 25-40 år, minst et år høyere utdanning
- G4166: Aldersgruppe 41-66 år, grunnskoleutdanning
- V4166: Aldersgruppe 41-66 år, utdanning fra videregående skole
- H4166: Aldersgruppe 41-66 år, minst et år høyere utdanning

Vi er interessert i å analysere arbeidsledighetsrater for andelen av befolkningen som inngår i aldersgruppen 25-66 år. Det vil si at analysen ikke inkluderer ledighetsrater for ungdom i alderen 16-24 år. Grunnen til at vi ikke bruker ungdomsledighet er at ungdom ofte veksler mellom studier og arbeid. Det vil si at vi unngår spuriøs arbeidsledighet som oppstår på

grunn av at ungdommer har bostedsadresse i en kommune, men for eksempel studerer i en annen. Følgelig vil de være registrert som arbeidsledige selv om de egentlig studerer. En annen grunn til at mange i denne alderen ikke er i arbeid kan være at de utfører verneplikten¹.

SSB (2000) har delt inn Norge i 90 økonomiske regioner. Formålet med dette er å lage en inndeling som tilsvarer EU sin regionale inndeling, NUTS². Inndelingen representerer det regionale nivået mellom fylke og kommune. Framgangsmåten var å tilordne en kommune til en senterkommune/-område den har størst innpendling til ut i fra fylkenes pendlingstabell. Pendlingstabellene viser hvor attraktive enkelte kommuner er med hensyn på arbeidstilbud. Videre er kriteriene for inndelingen varehandelstatistikk og befolkningstall i største tettsted, der handelsstatistikk gir uttrykk for hvilke kommuner som er viktige handelssentre (SSB 2000: s. 2-9).

3.1 Deskriptiv statistikk

Tabell 3.1 presenterer deskriptiv statistikk for de ulike gruppene. Gjennomsnittlig nivå på de regionale ledighetsratene strekker seg fra 1,36 prosent til 10,1 prosent. Ikke uventet er det aldersgruppen 41-66 år med høyere utdanning som har lavest gjennomsnittlig regional ledighet og aldersgruppen 25-40 år med grunnskoleutdanning som viser klart høyest nivå på den gjennomsnittlig ledigheten. Innenfor de tre utdanningsnivåene finner vi at gjennomsnittlig ledighet er synkende med alder, og totalt sett ser vi at gjennomsnittlig ledighet er synkende i utdanningsnivået.

Figurene 3.1 og 3.2 viser tidsutviklingen til arbeidsledighetsratene i perioden 1995-2004 for de ulike gruppene. Felles for alle er at ledigheten var lavest rundt årtusenskiftet og økende etter det. Grafene illustrerer tallene fra tabell 3.1 og viser at de to gruppene for høyere utdanning har lavest gjennomsnittlig arbeidsledighet og har i tillegg de mest stabile ledighetsratene. Standardavvikene for disse gruppene er lavest med verdier på 0,63 og 1,11 for henholdsvis aldersgruppe 41-66 år og 25-40 år. Lav variasjon i ledighetsratene kan føre til inkonsistente estimat, noe vi kommer nærmere tilbake til i kapittel 4.

Tabell 3.2 viser at alle ledighetsratene er positivt korrelert mellom utdanningsgruppene. Spesielt ledighetsratene for gruppene med grunnutdanning og videregående utdanning følger hverandre nært og korrelerer med 0,82. Lavest sammenheng finner vi mellom grunnutdanning og høyere utdanning som korrelerer med 0,58. Videre ser vi fra korre-

¹Kilde: forsvaret.no/verneplikt/Sider/verneplikt.aspx

²NUTS: Nomenclature des Unités Territoriales Statistiques.

lasjonsmatrisen sammenhengen mellom lønn og ledighetsratene. For gruppene *URG* og *URV* er det negativ sammenheng mellom lønn og arbeidsledighet³.

Tabell 3.1: Deskriptiv statistikk

Gruppe	Gjennomsnitt	Standardavvik
URG 25-66 år	7,35	2,61
URG 25-40 år	10,1	3,78
URG 41-66 år	4,57	1,95
URV 25-66 år	5,03	1,93
URV 25-40 år	6,49	2,51
URV 41-66 år	3,58	1,46
URH 25-66 år	2,08	0,76
URH 25-40 år	2,79	1,11
URH 41-66 år	1,36	0,63

Merk: *UR* definerer arbeidsledighetsratene til de forskjellige gruppene. *URG*25-40 er ledighetsraten til gruppen *G*2540, og så videre. *URH* 41-66 år er gitt som gjennomsnittet av de to aldersgruppene, og tilsvarende for de to andre utdanningsnivåene.

Tabell 3.2: Korrelasjonsmatrise

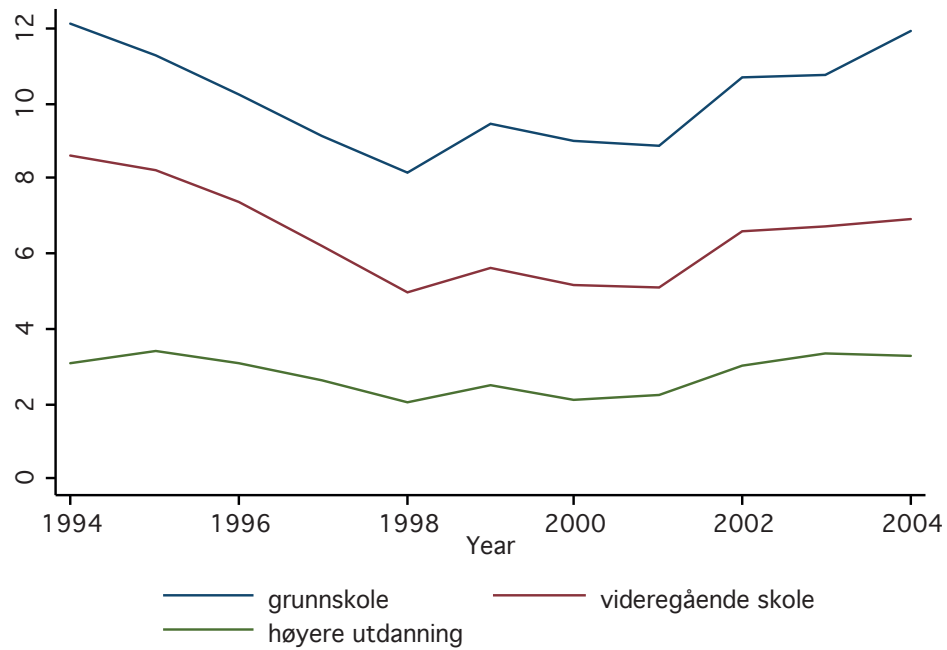
	URG	URV	URH
URG	1	0,82	0,58
URV	0,82	1	0,67
URH	0,58	0,67	1
Lønn	-0,1141	-0,2088	0,1308

Merk: Lønn er gitt som gjennomsnittlig lønn av alle gruppene

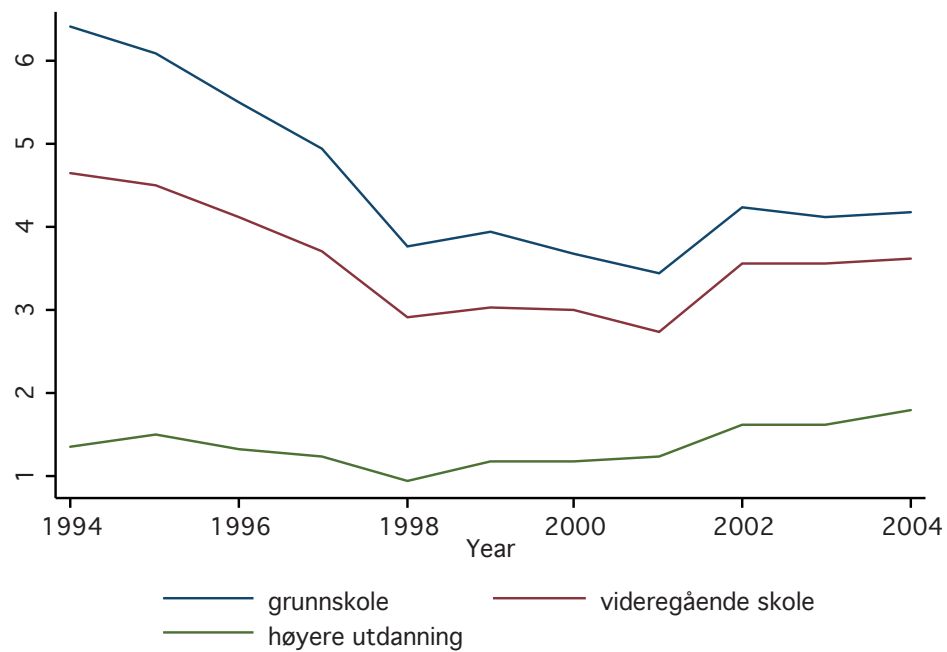
Som vi ser så har de ulike gruppene forskjellig nivå og variasjon på ledighetsratene. Vi forventer derfor at vi vil finne forskjeller mellom gruppene når vi tester for enhetsrøtter, og at sannsynligheten for å finne hystereser i arbeidsledighetsratene er synkende i utdanningsnivå. Videre forventer vi å finne resultater som tyder på at tilpasningen tilbake til naturlig ledighetsnivå vil være økende i utdanningsnivået.

³ *URG* er gitt ved $[urg2540 + urg4166]/2$, også videre.

Figur 3.1: Arbeidsledighetsrater for aldersgruppen 25-40 år, målt i prosent.



Figur 3.2: Arbeidsledighetsrater for aldersgruppen 41-66 år, målt i prosent.



Kapittel 4

Økonometrisk tilrettelegging

Resultatene fra regresjonene vil avhenge av valg av enhetsrøttester, estimeringsmetoder og datagrunnlag. Tidligere undersøkelser viser at bruk av paneldata gir høyere styrke enn rene tidsserier når man tester for enhetsrøtter. Vi har et balansert paneldatasett for 90 regioner over 10 år. Dette kapitlet presenterer fordeler og ulemper ved både statisk- og dynamisk paneldatamodellering. Deretter begrunnes valg av estimeringsmetoder og ulike utfordringer disse medfører. Videre presenteres styrker, svakheter og forskjeller ved de ulike enhetsrøttestene vi benytter oss av i denne oppgaven.

4.1 Statisk paneldatamodell

Vi ser på en lineær populasjonsmodell hvor utvalget er tilfeldig trekt fra populasjonen. Videre antar vi at ingen av forklaringsvariablene kan skrives som eksakte kombinasjoner av hverandre. En standard lineær paneldatamodell kan skrives som

$$\begin{aligned}u_{it} &= \alpha + \beta x_{it} + v_{it} \\v_{it} &= \eta_i + \varepsilon_{it}\end{aligned}\tag{4.1}$$

hvor x_{it} er tilfeldig valgt forklaringsvariabel, og restleddet (v_{it}) kan deles opp i en region-spesifikk komponent (η_i) og en idiosynkratisk komponent (ε_{it}) som varierer både over tid og region. Den regionspesifikke komponenten fanger opp uobserverbar heterogenitet som kan skyldes utelatte regionspesifikke variable. Disse varierer ikke over tid. Videre antas følgende forutsetninger for restleddet

$$E(\varepsilon_{it}|x_{it}) = 0 \quad (\text{i})$$

$$E(\varepsilon_{it}\varepsilon_{js}) = \begin{cases} \sigma_\varepsilon^2 & \text{for } i=j \text{ og } t=s \\ 0 & \text{ellers} \end{cases} \quad (\text{ii})$$

$$E(\eta_i|x_{it}) = 0 \quad (\text{iii})$$

$$E(\eta_i\eta_j) = \begin{cases} \sigma_\eta^2 & \text{for } i=j \\ 0 & \text{ellers} \end{cases} \quad (\text{iv})$$

$$E(\varepsilon_{it}\eta_j) = 0 \text{ for alle } i,j \text{ og } t \quad (\text{v})$$

(i) forutsetter at x_{it} er uavhengig av det idiosynkratiske restleddet. (ii) forutsetter at det idiosynkratiske restleddet har konstant varians og ikke er seriekorrelert. Det samme gjelder for (iv) som sier at den regionspesifikke komponenten skal være ukorrelert mellom regioner. (iii) krever at den regionspesifikke restleddskomponenten er ukorrelert med x_{it} . Til slutt forutsetter (v) uavhengighet mellom de to restleddskomponentene.

Valg av estimeringsmetode avhenger av hvilke antakelser vi gjør for η_i . Dersom (iii) holder vil pooled MKM gi forventningsrette og konsistente estimatorene.¹ En estimator er konsistent dersom den konvergerer i sannsynlighet mot korrekt populasjonsverdi når utvalgsstørrelsen øker (Woolridge 2009: s. 836)²

$$plim\hat{\beta}_1 = \beta_1 + \frac{cov(x_{1t}, \varepsilon_{it})}{var(x_{it})} = \beta_1 \quad (4.2)$$

Vi sier at en estimator er forventningsrett dersom den, ved gjentatte utvalg, i gjennomsnitt er lik sin sanne verdi. Vi kan skrive dette som $E[\hat{\beta}] = \beta$ (Verbeek 2012: s. 16). Dersom x_{it} er korrelert med uobserverbare (regionspesifikke) effekter vil pooled MKM gi inkonsistente og forventningsskjevne estimatorene ($plim\hat{\beta}_1 \neq \beta_1$) og vi må vurdere andre estimeringsmetoder.

¹Minste kvadraters metode, MKM: metode for å estimere parametre i en lineær regresjonsmodell hvor summen av kvadrerte residualer minimeres (Woolridge 2009: s. 843).

²Clive W.J. Granger: "If you can't get it right as n goes to infinity, you shouldn't be in this business" (Woolridge 2009: s. 168.)

4.1.1 Fixed effects

Fixed effects (FE) er en metode hvor vi tillater uobserverbar heterogenitet. Det vil si at fixed effects kan brukes selv når $E(x_{it}|\eta_i) \neq 0$. Metoden måler variablene ved avvik fra individuelle gjennomsnitt. Dette innebærer at vi eliminerer bort regionspesifikke effekter ved transformasjon av data. Vi skriver likning (4.1) som

$$\begin{aligned}u_{it} &= \alpha_i + \beta x_{it} + \varepsilon_{it} \\ \alpha_i &= \alpha + \eta_i\end{aligned}\tag{4.3}$$

hvor konstantleddet kan være forskjellig for de ulike regionene. Dette kan begrunnes med ulik næringsstruktur, alders- og utdanningsstruktur i ulike regioner. Konstantleddet tillates derfor å variere mellom regioner for å fange opp regionspesifikke effekter (Song og Wu 1998). Dersom regional ledighet er stasjonær tillater dette at likevektsledigheten varierer mellom regioner mens en modell med samme konstantledd ville gitt samme likevektsledighet for alle regioner.

Ved å trekke fra individuelle gjennomsnitt kan vi skrive (4.3) som

$$u_{it} - \bar{u}_i = \beta(x_{it} - \bar{x}_i) + \varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i\tag{4.4}$$

hvor $\bar{u}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T u_{it}$, og så videre. Ved fixed effects kombinerer vi konstantleddet (α) og den regionspesifikke komponenten (η_i). Disse varierer ikke over tid og vil være sine egne individspesifikke gjennomsnitt. Følgelig vil de elimineres fra modellen. Dette gir oss fixed effects estimatoren som kan skrives som

$$\hat{\beta}_{\text{FE}} = \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)'(x_{it} - \bar{x}_i) \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)'(u_{it} - \bar{u}_i) \right]\tag{4.5}$$

som kan vises å være forventningsrett dersom alle forklaringsvariablene er eksogene, og konsistent dersom $E[(x_{it} - \bar{x}_i)|\varepsilon_{it}] = 0$ når T går mot uendelig. Analogt med fixed effects er å inkludere regionspesifikke dummyvariabler.

Fordelen med fixed effects er at metoden løser endogenitetsproblemet. Ulempen er at den kun utnytter variasjon over tid ettersom vi har transformert bort all ren tverrsnittsvariasjon. Det vil si at metoden konsentrerer seg om forskjeller innad i regionene og variabler som kun varierer mellom regioner vil ikke bli estimert i modellen. Det vil si at variabler med liten tidsvariasjon kan bli upresist estimert ettersom vi utnytter mindre informasjon enn ved blant annet MKM.

4.2 Dynamisk paneldatamodell

En av de store fordelene med paneldata er muligheten til å modellere individuell dynamikk (Verbeek 2012: s. 396). I denne oppgaven er vi interessert i å teste hvor vidt et sjokk i periode t påvirker arbeidsledigheten i periode $t + 1$. Ved å bruke en dynamisk paneldatamodell kan vi se på hvordan nåværende atferd påvirkes av tidligere atferd. I denne modellen vil altså ledighetsratene avhenge av tidligere verdi av seg selv. I denne oppgaven har vi en modell uten eksogene forklaringsvariable:

$$u_{it} = \alpha_i + \beta u_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (4.6)$$

Ettersom vi ser på gjentatte observasjoner av samme region er det ikke lenger vanlig å anta at de forskjellige observasjonene er uavhengige. Nå vil u_{it-1} avhenge av α_i uavhengig av hvordan vi behandler α_i . Dersom vi tilbakedaterer likning (4.6)

$$u_{it-1} = \alpha_i + \beta u_{it-2} + \varepsilon_{it-1} \quad (4.7)$$

ser vi at u_{it-1} er positivt korrelert med α_i . Dette medfører at hvis $0 < \beta < 1$ vil pooled MKM gi inkonsistent og overestimert estimator for β . Konsistent estimering av β er i første rekke relevant når det gjelder å avdekke graden av persistens ettersom testene for enhetsrøtter tar hensyn til skjevheten³.

4.2.1 Skjevhet ved fixed effects

Selv om fixed effects løser problemet med uobserverbar heterogenitet vil det være skjevhet i estimatene hvis T er fast. Problemet ligger ikke i hva vi antar om α_i siden disse elimineres ved estimering. Men ettersom vi ser på en dynamisk modell vil det oppstå problemer på grunn av at den transformerte tilbakedaterte avhengige variabelen korrelerer med det transformerte tilbakedaterte restleddet. Vi ser dette dersom vi skriver likning (4.6) som avvik fra individuelle gjennomsnitt

$$\underbrace{u_{it} - \bar{u}_i}_{u_{it}^*} = \beta \underbrace{(u_{it-1} - \bar{u}_{i-1})}_{u_{it-1}^*} + \underbrace{\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i}_{\varepsilon_{it}^*} \quad (4.8)$$

³Det vil si at skjevheten ved estimeringen ikke påvirker t-verdiene i testene.

der \bar{u}_i og $\bar{\varepsilon}_i$ kan skrives som

$$\bar{u}_{i-1} = \frac{1}{T}(u_{i0} + u_{i1} + \dots + u_{iT-1}) \quad (4.9)$$

$$\bar{\varepsilon}_i = \frac{1}{T}(\varepsilon_{i1} + \varepsilon_{i2} + \dots + \varepsilon_{iT}) \quad (4.10)$$

Setter inn (4.9) og (4.10) i likning (4.8) slik at vi kan skrive modellen som

$$u_{it} - \bar{u}_i = \beta[u_{it-1} - \frac{1}{T}(u_{i0} + u_{i1} + \dots + u_{iT-1})] + [\varepsilon_{it} - \frac{1}{T}(\varepsilon_{i1} + \varepsilon_{i2} + \dots + \varepsilon_{iT})]$$

Uttrykket $-\frac{1}{T}u_{it}$ er negativt korrelert med ε_{it} i det transformerte restleddet ε_{it}^* . Likeså er uttrykket $-\frac{1}{T}\varepsilon_{it-1}$ negativt korrelert med u_{it-1} fra u_{it-1}^* . Dette medfører at estimering ved fixed effects gir underestimerte estimatorene (Strøm 2012, forelesningsnotater SØK3515).

Vi har fixed effects-estimatoren gitt ved

$$\hat{\beta}_{FE} = \beta + \frac{1/(NT) \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (u_{it} - \bar{u}_i)(\varepsilon_{it-1} - \varepsilon_{i-1})}{1/(NT) \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (u_{it} - \bar{u}_i)^2} \quad (4.11)$$

Problemet med fast T er at de individspesifikke gjennomsnittene ikke konvergerer mot noe hvis antall regioner øker. Det vil si at brøken i uttrykket over ikke har forventning lik null når T er fast, og vi får dermed inkonsistent estimator - verdien på β blir undervurdert (Verbeek 2012: s. 378). Skjevheten er avtakende i økende T , men oppstår typisk i situasjoner med mange tverrsnitt og relativt få tidsperioder (Nickell, 1981).

4.2.2 Instrumentvariable

Problemet med forventningskjevhet ved dynamisk paneldatamodelle og fixed effects estimering kan løses ved bruk av instrumentvariabelmetoden. Vi eliminerer regionspesifikke effekter ved first-difference

$$\begin{aligned} u_{it} - u_{it-1} &= \beta(u_{it-1} - u_{it-2}) + \varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1} \\ \Delta u_{it} &= \beta \Delta u_{it-1} + \Delta \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (4.12)$$

Vi ser at Δu_{it-1} er negativt korrelert med $\Delta \varepsilon_{it}$ ettersom

$$u_{it-1} = \beta u_{it-2} + \eta_i + \varepsilon_{it-1}$$

som gjør at first-difference estimatoren også gir negativ skjevhet. Vi ser på u_{it-2} :

$$u_{it-2} = \beta u_{it-3} + \eta_i + \varepsilon_{it-2} \quad (4.13)$$

Så lenge ε_{it} ikke innehar seriekorrelasjon og er ukorrelert med η_i vil $\Delta \varepsilon_{it}$ være ukorrelert med u_{it-2} . Vi kan da bruke u_{it-2} som instrument for Δu_{it-1} . Videre kreves det at u_{it-2} er korrelert med Δu_{it-1} for at det skal være et gyldig instrument:

$$\Delta u_{it-1} = \beta u_{it-2} + \eta_i + \varepsilon_{it-1} \quad (4.14)$$

For at u_{it-2} skal være et gyldig instrument for Δu_{it-1} må altså følgende være oppfylt:

$$\text{cov}[\Delta u_{it-1}, u_{it-2}] \neq 0 \quad (4.15)$$

$$\text{cov}[u_{it-2}, \Delta \varepsilon_{it}] = 0 \quad (4.16)$$

På samme måte kan det vises at Δu_{it-2} er et gyldig instrument for Δu_{it-1} . Ved å bruke u_{it-2} som instrument for Δu_{it-1} oppnår vi konsistent estimator for β . Denne metoden ble foreslått av Anderson og Hsiao (1981) og utnytter momentbetingelsen $E[\Delta u_{it} u_{it-2}] = 0$. Arellano og Bond (1991) foreslår å øke listen med instrumenter ved å bruke flere momentbetingelser og utnytte disse i et GMM-rammeverk⁴. For en generell utvalgsstørrelse T definerer vi en vektor av transformerte restledd gitt ved

$$\Delta \varphi_i = \begin{bmatrix} \varepsilon_{i2} - \varepsilon_{i1} \\ \dots \\ \varepsilon_{iT} - \varepsilon_{iT-1} \end{bmatrix}$$

og en instrumentmatrise, Z_i , gitt ved

⁴GMM: General Method of Moments. Metode hvor man bruker utvalgsanalogen til populasjonmomentene (Woolridge 2010: s 842).

$$Z_i = \begin{bmatrix} [u_{i0}] & 0 & \dots & 0 \\ 0 & [u_{i0}, u_{i1}] & & 0 \\ \vdots & & \ddots & 0 \\ 0 & \dots & 0 & [u_{i0}, \dots, u_{iT-2}] \end{bmatrix}$$

Hver rad i Z_i inneholder instrumenter som er gyldige for en gitt periode. Vi skriver alle momentbetingelsene på kompakt form:

$$E[Z_i' \Delta \varepsilon_i] = 0 \quad (4.17)$$

og setter inn for Δu_i

$$E[Z_i' (\Delta u_i - \beta \Delta u_{i-1})] = 0 \quad (4.18)$$

Vi har nå en situasjon hvor antall momentbetingelser (instrumenter) er flere enn antall ukjente parametre. Vi oppnår en estimator for β ved å bytte ut de teoretiske momentbetingelsene med sine empiriske motstykker for så minimere en vektet sum av de empiriske momentene. Det vil si at vi minimere følgende uttrykk

$$\min_{\beta} Q = \left[\frac{1}{N} \left(\sum_{i=1}^N Z_i' (\Delta u_i - \beta \Delta u_{i-1}) \right) \right]' W_N^{-1} \left[\frac{1}{N} \left(\sum_{i=1}^N Z_i' (\Delta u_i - \beta \Delta u_{i-1}) \right) \right] \quad (4.19)$$

Hvor W_N er en symmetrisk og positiv vektingsmatrise. Dersom vi differensierer Q med hensyn på β og løser ut for β gir det oss GMM-estimatoren

$$\begin{aligned} \hat{\beta}_{\text{GMM}} &= \left[\left(\sum_{i=1}^N \Delta u_{i-1}' Z_i \right) W \left(\sum_{i=1}^N \Delta u_{i-1} Z_i' \right) \right]^{-1} \\ &\times \left[\left(\sum_{i=1}^N \Delta u_{i-1}' Z_i \right) W \left(\sum_{i=1}^N \Delta u_{i-1} Z_i' \right) \right] \end{aligned} \quad (4.20)$$

Selv om forskjellige vektingsmatriser gir forskjellige estimatore er alle konsistente. Den optimale vektingsmatrisen er den som gir den mest effisiente estimatoren, det vil si den som gir lavest asymptotiske kovariansmatrisen for $\hat{\beta}_{\text{GMM}}$ (Veerbek 2012: s. 400). Hvis restleddene ikke er seriekorrelerte eller hetroskedastiske kan vi bruke Arellano og Bond's

1-steps estimator. Videre har vi varians-kovariansmatrisen til det differensierte restleddet $E[\Delta\varepsilon\Delta\varepsilon']$ gitt ved

$$\begin{aligned} \text{Var}(\Delta\varepsilon_{it}) &= E[(\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1})(\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1})] \\ &= E[\varepsilon_{it}^2 - 2\varepsilon_{it}\varepsilon_{it-1} + \varepsilon_{it-1}^2] \\ &= \sigma^2 - 0 + \sigma^2 \\ &= 2\sigma^2 \end{aligned} \tag{4.21}$$

$$\begin{aligned} \text{Cov}(\Delta\varepsilon_{it}, \Delta\varepsilon_{it-1}) &= E[(\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1})(\varepsilon_{it-1} - \varepsilon_{it-2})] \\ &= E[\varepsilon_{it}\varepsilon_{it-1} - \varepsilon_{it-1}^2 - \varepsilon_{it}\varepsilon_{it-2} + \varepsilon_{it-1}\varepsilon_{it-2}] \\ &= -\sigma^2 \end{aligned} \tag{4.22}$$

som tilsier at det differensierte restleddet har negativ førsteordens seriekorrelasjon. Dette innebærer at vi ikke har 2. ordens seriekorrelasjon. For region i vil $\Delta\varepsilon_{it}$ ha varians-kovariansmatrise gitt ved

$$E(\Delta\varepsilon\Delta\varepsilon'_i) = \sigma_\varepsilon^2 G = \sigma^2 \begin{bmatrix} 2 & -1 & & & & & \\ -1 & 2 & -1 & & & & \\ 0 & -1 & 2 & -1 & 2 & & \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & & & \\ 0 & 0 & 0 & \dots & \ddots & -1 & \\ 0 & 0 & 0 & \dots & -1 & 2 & \end{bmatrix}$$

Vi vil nå ha en vektingsmatrise som ikke inneholder noen ukjente uttrykk slik at den optimale vektingsmatrisen kan bestemmes i 1 steg dersom ε_{it} er homoskedastisk og ikke innehar seriekorrelasjon. Den optimale vektingsmatrisen skrives da som

$$W_N^{OPT} = \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Z'_i G Z_i \right)^{-1} \tag{4.23}$$

Vi kan også benytte oss av en 2-steps metode hvor vi i steg 1 oppnår et konsistent estimat for β og beregner residualet $\Delta\hat{\varepsilon}_i$. Videre beregner vi den empiriske motparten til den teoretiske varians-kovariansmatrisen til momentbetingelsene gitt ved

$$\hat{V} = \frac{1}{N} \left[\sum_{i=1}^N z_i' \Delta \hat{u}_i \Delta \hat{u}_i' z_i \right] \quad (4.24)$$

Dette gir oss estimat på den optimale vektingsmatrisen som da blir

$$\hat{W}^{opt} = \hat{V}^{-1} \left[\frac{1}{N} \left[\sum_{i=1}^N z_i' \Delta \hat{u}_i \Delta \hat{u}_i' z_i \right] \right]^{-1} \quad (4.25)$$

I steg 2 bytter vi ut den opprinnelige vektingsmatrisen med \hat{W}^{OPT} for å beregne effisient GMM-estimator i likning (4.20)

Problemet nå er at 2-stegsmetoden gjør at vektingsmatrisen blir veldig stor når antall instrumenter er høyt. Følgelig vil matrisen bli upresis ved mange elementer som kan føre til underestimerte standardavvik og at testen for overidentifiserte restriksjoner ikke er gyldig. For å løse dette kan vi bruke et bestemt antall tilbakedateringer (av avhengig variabel) som instrumenter i stedet for samtlige (Verbeek 2012: 400-401). Vi har at ved $0 < \beta < 1$ og dynamisk paneldatamodel er estimatorene ved MKM og fixed effects henholdsvis over- og underestimerte slik at sann parameterverdi ofte ligger et sted mellom disse.

4.3 Tester for enhetsrøtter

Litteraturen skiller mellom enhetsrottesting ved bruk av tidsseriedata og paneldata. Vi presenterer først Dickey-Fuller (DF) testen for tidsseriedata og deretter ulike enhetsrottester for paneldata som tar utgangspunkt i DF-testen. Det som er mest relevant for denne oppgaven er paneldatatestene da testene for enhetsrøtter ved rene tidsserier viser seg å ha lav styrke når det kommer til å skille enhetsrøtter mot sine stasjonære alternativer (Maddala og Wu, 1999).

4.3.1 Enhetsrøtter i tidsseriedata ⁵

Ved tidsseriedata er det vanlig å skille mellom stasjonære og ikke-stasjonære serier. Stasjonære serier defineres ved konstant forventning, konstant varians, og konstant autokovarians. Ikke-stasjonære serier kan ha uønskede egenskaper som kan resultere i spuriøse regresjoner. Det vil si at dersom man bruker vanlige regresjonsteknikker på ikke-stasjonær data kan dette resultere i en regresjon som 'ser' bra ut med signifikante koeffisienter og høy

⁵Avsnittet er i stor grad basert på Brooks (2008).

R^2 , men som egentlig er verdiløs⁶. I tillegg kan sjokk ha vedvarende effekter, og standard asymptotiske tester (t- og F-test) være ugyldige ved ikke-stasjonaritet.

Vi ser på en autoregressiv likning gitt ved

$$u_t = \alpha + \beta u_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.26)$$

hvor u_t er arbeidsledighetsraten i periode t , u_{t-1} er arbeidsledighetsraten i forrige periode og ε_t er definert som hvit støy. Dersom $\beta = 1$ følger det at serien er ikke-stasjonær og at vi har hysteresi i arbeidsledigheten. Ved $\beta < 1$ vil serien være stasjonær og derav følge en 'mean-reversion' prosess tilbake til likevekt hvor β gir tilpasningshastigheten. Ved $\beta = 1$ følger arbeidsledigheten en 'random walk'. Dette definerer enhetsrottilfellet og det vil være tilfeldig hvor ledighetsratene ender opp etter et sjokk.

En vanlig test for enhetsrøtter ved tidsseriedata er Dickey-Fuller testen. Her er nullhypotesen at $\beta = 1$ fra likning (4.26) mot alternativhypotesen $\beta < 1$. Nullhypotesen er da om serien inneholder enhetsrot, mot alternativhypotesen som tilsier stasjonaritet.

Testen kan alternativt utføres ved å skrive

$$\Delta u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.27)$$

hvor man tester $H_0: \rho = 0$ som er ekvivalent med å teste $\beta = 1$, der $\rho = \beta - 1$. Dickey-Fuller test kan utføres på tre forskjellige måter ved å tillate konstantledd, konstantledd og deterministisk trend, eller ingen av delene.

DF-tester følger ikke vanlig t-fordeling da nullhypotesen er ikke-stasjonaritet. I stedet følger man en strengere Dickey-Fuller fordeling utledet ved Monte-Carlo simuleringer. Nullhypotesen om enhetsrot forkastes dersom test-observatoren er mer negativ enn kritisk verdi, der test-observatoren defineres som

$$t^{obs} = \frac{\hat{\rho}}{se(\hat{\rho})} \quad (4.28)$$

For at DF-testen skal være gyldig kreves det at restleddet er hvit støy. For å korrigere for seriekorrelasjon benytter vi oss av Augmented Dickey-Fuller test (ADF) gitt ved

⁶ R^2 gir andelen av den totale utvalgsvariasjonen i den avhengige variabelen som forklares av forklaringsvariabelen (Woolridge 2009: s. 844).

$$\Delta u_t = \rho u_{t-1} + \sum_{i=1}^k \Delta u_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.29)$$

ADF-testen følger samme Dickey Fuller-fordeling som DF-testen, og testen utføres som vanlig på ρ . Modellen inkluderer k tilbakedaterte verdier (lags) av Δu_t for å fange opp seriekorrelasjon i restleddet. Det er derfor viktig å bestemme optimalt antall tilbakedateringer av to grunner: i) For få tilbakedateringer vil ikke fange opp all seriekorrelasjon, ii) for mange tilbakedateringer vil øke koeffisientens standardavvik og gi skjevhet i resultatene. Ved flere parametre bruker vi opp frihetsgrader slik at absoluttverdien på t-verdiene reduseres. Dette kan føre til at vi ikke forkaster nullhypotesen like ofte som ellers ville vært tilfellet. Det er forskjellige måter å velge antall tilbakedateringer på. En måte er å følge frekvensen på data, slik at for kvartalsdata bruker vi 4-6 tilbakedateringer og 1-2 tilbakedateringer for årlige observasjoner (Woolridge 2009: s. 633). En annen måte er å starte ut med stor k_{\max} og estimere modellen med k_{\max} tilbakedateringer. Hvis den siste tilbakedateringen er signifikant på 10% nivå, velg $k = k_{\max}$. Hvis ikke, reduser antall tilbakedateringer til koeffisienten på den sist inkluderte tilbakedateringen er signifikant (Campbell og Perron, 1991). Mer formelt kan antall tilbakedateringer bestemmes ved hjelp av ulike informasjonskriterier, for eksempel Akaikes informasjonskriterium⁷.

Begrensninger ved enhetsrottester for tidsseriedata er at testene har lav styrke mot stasjonære alternativ ved små utvalg og spesielt når prosessen er nære enhetsrottilfellet (Song og Wu, 1997).

4.3.2 Enhetsrøtter i paneldata

Paneldata inneholder gjentatte observasjoner for samme individ (region) samlet over flere tidsperioder. Ved å bruke enhetsrottester for paneldata øker teststyrken i forhold til tester basert på enkle tidsserier. Kombinasjon av informasjon fra tidsserier og tverrsnitt øker utvalgsstørrelsen som vil gjøre inferens mer presis (Johansen, 2002a). Levin og Lin (1992) (LL heretter) utviklet enhetsrottesten for modellen

$$\Delta u_{it} = \rho_i u_{it-1} + \alpha + \eta_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (4.30)$$

hvor $i = 1, 2, \dots, N$ og $t = 1, 2, \dots, T$. η_i og θ_t er henholdsvis region- og tidsspesifikke effekter.

⁷Akaike's informasjonskriterium gitt ved $AIC = \ln(\hat{\sigma}^2) + \frac{2k}{T}$, hvor $\hat{\sigma}^2$ er residualvariansen, k er antall parametre og T er utvalgsstørrelsen. En ekstra tilbakedatering gir lavere residualvarians, men vil også øke verdien på straffeledet ($\frac{2k}{T}$).

Restleddet (ε_{it}) antas å være uavhengig og identisk fordelt med forventning lik null og varians σ^2 .

Den største begrensningen ved LL-testen er at ρ på forhånd antas lik for alle regioner. Dette gir mening i noen tilfeller, men er spesielt strengt for alternativhypotesen da det impliserer at ved justering tilbake til likevektsledighet vil alle regioner ha lik tilpasningshastighet (Maddala og Wu, 1999; Banerjee, 1999). Dersom vi definerer ρ_i som verdien på ρ for region i og at $i = 1, 2, \dots, N$ spesifiserer LL-testen nullhypotesen og alternativhypotesen som

$$H_0 = \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_N = \rho = 0$$

$$H_1 = \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_N = \rho < 0$$

Nullhypotesen sier at ledighetsratene i hver region inneholder en enhetsrot mot alternativet der alle ledighetsratene er stasjonære. Forkasting av nullhypotesen gir støtte til hypotesen om en naturlig likevektsrate. Dersom vi ikke kan forkaste nullhypotesen har vi hysteresis i arbeidsledigheten, og arbeidsledigheten følger en 'random walk'. Siden nullhypotesen pålegger en tverrsnittsrestriksjon vil LL-testen ha mer styrke sammenliknet med standard enhetsrottester for individuelle tidsserier (Song og Wu, 1997).

Regionspesifikke effekter er en viktig kilde for heterogenitet ettersom koeffisienten til den tilbakedaterte avhengige variabelen må være lik for alle individer i panelet (Banerjee, 1999). For å løse problemet med hetroskedastisitet estimeres modellen ved fixed-effects, men det er noen tilfeller hvor korrelasjonen ikke kan fjernes ved å trekke fra tverrsnittsgjennomsnitt (Levin, Lin og Chu, 2002). I likhet med ADF-testen inkluderes tilbakedaterte verdier av forklaringsvariabelen for å fange opp eventuell seriekorrelasjon og testen vil derfor være sensitiv til valg av laglengde på førstedifferensene (Maddala og Wu, 1999).

Im *et. al* (1997) foreslår en testprosedyre som baserer seg på gjennomsnittlige t-verdier fra individuelle enhetsrottester for paneldata. IPS-testen er en utvidelse av LL-testen hvor det tillates heterogenitet under alternativhypotesen. Vi forenkler modellen fra likning (4.30) slik at

$$\Delta u_{it} = \rho_i u_{it-1} + \eta_i + \varepsilon_{it} \tag{4.31}$$

hvor nullhypotesen gir $H_0 : \rho_i = 0$ for alle i mot alternativet $H_1 : \rho_i < 0$. Dette vil si at ρ_i kan variere mellom regioner og det tillater nå at noen (men ikke alle) serier kan inneholde enhetsrøtter under alternativhypotesen. IPS-testen bruker separate enhetsrottester for N

regioner. Vi baserer testen på gjennomsnittet av individuelle ADF-tester hvor t-verdien (\bar{t}) for gitt N og T er gitt ved⁸

$$\bar{t}_{NT} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_{iT} \quad (4.32)$$

hvor t_{iT} er de individuelle t-verdiene for testing av $\rho_i = 0$ for alle i . Selv om IPS-testen løser problemet ved homogenitet under H_1 peker Banerjee (1999) på flere begrensninger ved IPS-testen. For det første antas det at T er lik for alle tverrsnittsenhetene slik at IPS-testen kun kan brukes ved balansert datasett. For det andre er IPS-testen sensitiv til valg av laglengde (i likhet med LL-testen). Ved bruk av felles tidseffekter tillater IPS-testen krysskorrelasjon mellom regioner, men Maddala og Wu argumenterer for at slike krysskorrelasjoner mellom enheter i virkeligheten ikke forekommer i en så enkel form.

Maddala og Wu (1999) foreslår derfor en enhetsrottest basert på Fisher (1932) hvor vi kombinerer signifikansnivå fra hver tverrsnittsenhet. Ved å summere logaritmen til de individuelle p-verdiene får vi testobservatoren λ gitt ved

$$\lambda = -2 \sum_{i=1}^N \ln(\pi_i) \quad (4.33)$$

som er kjikvadrat-fordelt med $2N$ frihetsgrader under antakelsen om uavhengighet mellom tverrsnittene. π_i gir p-verdiene fra de individuelle testene. En fordel med Fisher-testen er at vi ikke trenger balansert datasett slik som ved IPS-testen. I tillegg kan vi bruke forskjellige laglengde i de individuelle ADF-regresjonene. En annen fordel er at Fisher-testen kan brukes med hvilken som helst test for enhetsrøtter. Ulempen er at p-verdiene må utledes ved Monte-Carlo simuleringer. I motsetning til IPS- og LL-testen som er to asymptotiske tester, er Fisher-testen en eksakt test. Det vil si at samme hvilken test vi bruker kan vi få p-verdiene og deretter $-2 \sum_{i=1}^N \ln(\pi_i)$. Dette utgjør ikke så stor forskjell i resultatene ved endelig utvalg, men medfører at den asymptotiske gyldigheten til testene avhenger av forskjellige betingelser. For Fisher-testen vil de asymptotiske resultatene avhenge av om T går mot uendelig, mens for IPS-testen avhenger de av om N går mot uendelig.

Den største forskjellen mellom Fisher- og IPS-testen er at førstnevnte kombinerer signifikansnivå fra de ulike testene, der IPS-testen kombinerer t-verdier.

Maddala og Wu (1999) utførte Monte-Carlo simuleringer for å teste styrken til de tre ulike enhetsrottesten. I situasjoner uten tverrsnittskorrelasjon i restleddet er IPS-testen

⁸Im *et al.* (2003) foreslår å bruke ADF-test for de individuelle seriene ved seriekorrelasjon.

en sterkere test enn Fisher-testen. Men ved empirisk arbeid er ofte tverrsnittsenhetene krysskorrelerte og de finner bevis for at Fisher-testen håndterer problemet på en bedre måte enn både LL- og IPS-testen. Til slutt finner de at Fisher-testen har høyere styrke når det kommer til å skille stasjonære mot ikke-stasjonære variabler når panelet består av begge deler. Totalt sett konkluderer Maddala og Wu med at Fisher-testen er en bedre test enn både IPS- og LL-testen.

Vi har presentert tre ulike enhetsrottester som vi skal bruke for å undersøke om vi har hysteresis i norske ledighetsrater. Dessverre er det umulig å diskriminere perfekt mellom stasjonaritet og ikke-stasjonaritet ved å kun bruke statistiske metoder. For det første det det ikke mulig å skille en enkel enhetsrotprosess mot flere (sammenhengende) stasjonære prosesser som er separert ved eksogene strukturelle skift. For det andre, selv om vi kan utelukke strukturelle skift, eksisterer det kandidater fra både stasjonære- og ikke stasjonære klasser av modeller som er i stand til å beskrive alle observerbare egenskaper ved endelige datasett. Det vil si at hverken stasjonaritet eller ikke-stasjonaritet helt kan forkastes ved data (Røed, 1996).

Røed (1996) stiller spørsmål om langsiktig likevektsrate på ledigheten virkelig har økt, eller om vi bare har en veldig treg tilpasning mot en unik naturlig rate. Dette er vanskelig å svare på ettersom ingen endelig datasett kan skille mellom konseptene permanent og (sterk) persistens. Forskjellen mellom disse kan være veldig liten. Det vil si at alle tester har lav styrke når alternativene er veldig like.

Kapittel 5

Empiriske resultater

I denne oppgaven bruker vi en dynamisk paneldatamodell for å teste for hysteresis i arbeidsledigheten. Hysteresis defineres som tilstedeværelse av en enhetsrot i ledighetsratene og begrepet brukes om situasjoner hvor midlertidige sjokk har permanente effekter. Dersom vi kan forkaste hypotesen om hysteresis har vi stasjonære ledighetsrater der arbeidsledigheten på lang sikt vender tilbake til likevekt.

I dette kapitlet presenteres resultatene fra enhetsrottestene for paneldata beskrevet i kapittel 4.3.2. Vi ser på justeringshastigheter tilbake til likevekt dersom vi finner at arbeidsledigheten er en stasjonære prosess. Videre tester vi for asymmetri i tilpasningsprosessen ved å undersøke om positiv og negativ endring i arbeidsledigheten har ulik effekt på den eventuelle tilpasningen tilbake til likevekt. Ettersom fixed effects underestimerer koeffisienten foran tilbakedatert avhengig variabel benytter vi oss også av instrumentvariabelmetoden utviklet av Arellano og Bond (1991). Regresjonene utføres på et paneldatasett for perioden 1995-2004.

5.1 Levin og Lin

Ved LL-testen estimerer vi en dynamisk paneldatamodell gitt ved

$$\Delta u_{it} = \alpha_i + \rho u_{it-1} + \varphi_1 \Delta u_{it-1} + \varphi_2 \Delta u_{it-2} + \varepsilon_{it} \quad (5.1)$$

hvor ε_{it} antas å være normalfordelt med forventning lik null og konstant varians. Modellen estimeres ved fixed effects ettersom det gir oss mulighet til å kontrollere for regionspesifikke effekter som ikke varierer over tid. Vi ønsker å undersøke om parameteren foran

tilbakedatert arbeidsledighetsrate er ulik null. Nullhypotesen sier at ρ er lik null mot alternativhypotesen der ρ er mindre enn null:

$$H_0 : \rho = 0$$

$$H_1 : \rho < 0$$

For å ta hensyn til problemet med seriekorrelasjon i ε_{it} inkluderer vi tilbakedaterte verdier av forklaringsvariabelen (førstedifferenser). Som presisert i kapittel 4.3.1 er LL-testen sensitiv til valg av antall tilbakedateringer (lags). Woolridge (2009: s. 633) foreslår at 1-2 tilbakedateringer er tilstrekkelig for årsdata. Vi tar utgangspunkt i dette og setter $k_{max} = 2$ og fjerner den siste tilbakedateringen dersom det ikke er signifikant på 10 prosent-nivå. Ved denne metoden finner vi at optimalt antall tilbakedateringer er 2 for alle gruppene. Kritiske verdier er hentet fra Tabell 5 i Levin og Lin (1992) hvor de kritiske verdiene er tilpasset paneldatamodeller med regionspesifikke effekter. For $T = 10$ og $N = 100$ er de kritiske verdiene gitt ved $-14,32$ med 5 prosent signifikansnivå og $-14,78$ med 1 prosent signifikansnivå. Vi forkaster nullhypotesen dersom observert t-verdi er mindre enn kritisk verdi.

Tabell 5.1 presenterer resultatene for testen. Vi observerer at for 5 av 6 grupper er t-verdien til koeffisienten $\hat{\beta}$ lavere enn kritisk verdi. Nullhypotesen for gruppene V2540, H2540, G4166 og V4166 kan alle forkastes med 1 prosentnivå, mens G2540 forkastes med 5 prosent. For disse gruppene gir det støtte for hypotesen om en naturlig likevektsrate. For gruppen H4166 kan vi ikke forkaste hypotesen om hysteresis.

Tabell 5.1: Levin og Lin-test

Variabel	G2540	V2540	H2540	G4166	V4166	H4166
u_{it-1}	-0,8639 (-14,3)	-0,7031 (-17,2)	-0,9651 (-18,3)	-0,5778 (-17,3)	-0,6833 (-16,9)	-0,7109 (-10,2)
Δu_{it-1}	0,2152 (4,56)	0,2170 (6,32)	0,2347 (5,32)	0,0562 (0,91)	0,1933 (4,75)	0,1208 (2,13)
Δu_{it-2}	0,1009 (2,38)	0,1501 (4,66)	0,2000 (4,78)	0,0900 (2,02)	0,1938 (6,27)	0,1906 (4,27)
Observasjoner	720	720	720	720	720	720
Parametre	93	93	93	93	93	93
R^2	0,3246	0,3648	0,3873	0,3551	0,3723	0,2680

Merk: Avhengig variabel er Δu_{it} , t-verdier rapporteres i parentes. Estimeringene er gjort i Oxmetrics 6.

Selv om vi ikke kan forkaste nullhypotesen for H4166 vil vi ikke fastslå at vi finner hystere i ledighetsratene for denne gruppen. I kapittel 3 ser vi at ledighetsratene til H4166 varierer lite over tidsperioden vi undersøker. Som tidligere beskrevet vil lav variasjon over tid kunne gi inkonsistente estimat ved fixed effects-estimering da metoden kun utnytter variasjon over tid. På grunnlag av dette vil vi derfor ikke konkludere med at det er hystere i arbeidsledighetsratene for denne gruppen selv om vi ikke kan forkaste nullhypotesen om enhetsrot. Ledighetsratene viser persistens, men ledigheten er samtidig persistent på et lavt nivå. Videre kan man spørre seg om denne gruppen i det hele tatt har vært utsatt for signifikante sjokk på ledigheten.

Videre estimerer vi modellen ved å inkludere årsummyer¹. Disse inkluderes for å kontrollere for nasjonale makroøkonomiske sjokk på ledigheten som er felles for alle regionene. Wald-testen viser at årsummyene er signifikante. Når vi inkluderer årsummyer kan vi kun forkaste nullhypotesen om ikke-stasjonære ledighetsrater for de to gruppene med høyere utdanning, som forkastes med en prosent signifikansnivå². En mulig forklaring på at resultatene nå endres er at kombinasjonen fixed effects, årsummyer og kort tidsserie fjerner mye av variasjonen i data slik at modellen blir upresist estimert. Vi finner imidlertid nå resultater som forkaster nullhypotesen for H4166. En mulig forklaring på dette er at inkludering av årsummyer gjør at denne gruppen ikke har noen signifikante tilbakedateringer. Vi opplever positivt forhold mellom antall lags og t-verdien til u_{it-1} ³.

5.2 Persistens i arbeidsledigheten

Det at vi kan forkaste nullhypotesen indikerer at ledighetsratene følger en 'mean reversion process' og vender tilbake til naturlig ledighetsnivå på lang sikt. Dersom vi forkaster nullhypotesen er det interessant å se på justeringshastigheten tilbake til likevekt. Estimert verdi på ρ forteller hvor mye av avviket mellom faktisk ledighetsrate og likevektsnivå som utliknes i løpet av et år og dermed justeringshastigheten tilbake til likevekt (Verbeek 2012: s. 405). Vi har $\rho = (\beta - 1)$ slik at β gir oss graden av persistens i arbeidsledigheten.

Ut i fra resultatene i 5.1 ser vi at H2540 har høyest tilpasningshastighet hvor hele 96,51 prosent av avviket mellom faktisk ledighetsrate og nivå på naturlig ledighetsrate elimineres det første året. Videre innenfor aldersgruppen 25-40 år ser vi at de med grunnskoleutdanning tilpasser seg raskere enn de med utdanning fra videregående skole. For aldersgruppen

¹En dummyvariabel er en variabel som kun tar verdien 0 eller 1.

²Resultatene presenteres i tabell A.1 i tilleggskapittelet A1

³For H4166 reduseres t-verdien til u_{it-1} fra $-9,84$ til $-14,8$ når antall tilbakedatererte førstedifferenser reduseres fra 2 til 0.

41-66 år finner vi at tilpasningshastigheten er stigende i utdanningsnivået. Generelt viser aldersgruppen 25-40 år raskere justeringshastighet enn den eldre gruppen, noe som kan skyldes at yngre har høyere migrasjonstilbøyelighet⁴.

Aldersgruppen 41-66 år med grunnskoleutdanning viser klart høyest grad av persistens der kun 57 prosent av avviket utliknes det første året. Gruppen 41-66 år med høyere utdanning virker å ha lav tilpasningshastighet relativt til gruppene 25-40 år med utdanning fra grunnskole og videregående skole. Som sagt tidligere har gruppen 41-66 år med høyere utdanning klart lavest variasjon i ledighetsratene som kan føre til upresise estimat ved fixed effects. Videre er det mulig at høy migrasjonstilbøyelighet har større effekt på tilpasningen tilbake til arbeid enn antall års utdanning.

En måte å måle graden av persistens i arbeidsmarkedet er ved å studere konvergeringsprosessens halveringstid. Det vil si hvor lang tid det tar før sjokket på arbeidsledigheten er halvert i forhold til utgangspunktet. Lang halveringstid vil si at det tar lengre tid før ledigheten er tilbake på sitt gamle nivå. Murray, Papell og Ghiblawi (2000) bruker formelen

$$\frac{\ln(0,5)}{\ln(\hat{\beta})}$$

for å beregne halveringstiden og finner halveringstid for Europa som strekker seg fra 3,98 år til 76,67 år ved bruk av ADF-tester. For Norge finner de en halveringstid på 5,78 år. Når de inkluderer tilstedeværelse av strukturelt brudd i ledigheten reduseres halveringstiden kraftig og reduseres til 0,90 år for Norge i perioden 1955-1997. Andre studier finner også bevis for høy grad av persistens både for USA og Europa. For 15 OECD-land finner Song og Wu (1998) verdier på β tilnærmet 0,97 som indikerer veldig høy grad av persistens. Dette tilsvarer halveringstid på over 22 år. Mitchell (1993) introduserer et 3 prosent negativt sjokk i sin modell for å beregne hvor mye persistens det er i ledigheten. For Norge finner han halveringstid på 7 år og at det vil ta 22,75 år før ledighetsraten konvergerer tilbake til likevektsnivå. Ut i fra resultatene i Johansen (2002) har vi beregnet halveringstid for 19 norske fylker i Norge for perioden 1961-1998. Uten strukturelt brudd i ledighetsratene kalkulerer vi at gjennomsnittlig halveringstid er tilnærmet 5 år, mens ved å inkludere strukturelt brudd reduseres halveringstiden til 1,25 år⁵.

Tabell 5.2 viser halveringstiden til de forskjellige gruppene i vår analyse. Halveringstiden måles i år siden vi bruker datasett med årlige observasjoner. Vår analyse finner derimot ikke like høy grad av persistent i arbeidsmarkedet, der halveringstiden for våre grupper varierer fra i overkant 0,2 år til 0,8 år. Til sammenlikning har vi at når Johansen (2002)

⁴regjeringen.no/nb/dep/krd/dok/nouer/2011/nou-2011-3/5/2/1.html?id=635201

⁵Halveringstiden er beregnet ut i fra gjennomsnittlig estimatverdi for utvalget bestående av 19 norske fylker.

benytter seg av LL-testen med 2 lags finner han halveringstid på 6,24 år. Innenfor aldersgruppene finner vi at det er de med høyere utdanning som viser lavest grad av persistens. Dette samsvarer med Carlsen *et al.* (2013) som ved førsteordens autoregressive-regresjoner finner at regionale arbeidsledighetsrater er mindre persistente ved høyere utdanning enn for de to andre utdanningsnivåene.

Tabell 5.2: Halveringstid

	G2540	V2540	H2540	G4166	V4166	H4166
Halveringstid	0,34	0,56	0,20	0,80	0,60	0,55

Merk: Halveringstid er beregnet ut i fra formelen $\ln(0,5)/\ln(\hat{\beta})$, der $\hat{\beta}$ er $(1+\hat{\rho})$ og er hentet fra tabell 5.1. Halveringstiden måles i år.

Tabellen ovenfor viser at det er forskjeller mellom tilpasningen til de forskjellige gruppene. Høy grad av regional lønnsfleksibilitet kan dempe uheldige effekter av regionale sjokk. Høy fleksibilitet fører til likevekt med lav ledighet, mens rigide lønninger impliserer regional ledighetspersistens (Johansen, 2002b). Grupper med lavere grad av lønnsfleksibilitet kan derfor forventes å ha høyere grad av persistens på ledigheten. Johansen (1999) finner derimot at lønnsresponsen til ufaglærte arbeidere er høyere enn utdannede arbeidere, slik at dette ikke forklarer hvorfor høyere utdanning gir lavere persistens på ledigheten. Eidsaune (2012) finner heller ingen signifikante forskjeller mellom utdanningsgruppene når han bruker gruppespesifikk ledighet.

Som beskrevet tidligere kan migrasjon fungere som en likevektsmekanisme der arbeidere flytter fra regioner med høy til lav ledighet. Dette medfører at forskjeller i mobilitet kan gi forskjeller i tilpasningshastighet. Carlsen *et al.* (2013) finner ingen signifikant effekt av regionale sjokk på migrasjonsflyt for grunnskolegruppen. For de to andre utdanningsgruppene finner de signifikante effekter der økt ledighetsrate på 2,5- og 4 prosentpoeng reduserer innflytting med ett standardavvik for henholdsvis videregående- og høyere utdanning. Spesielt for den eldste aldersgruppen er dette med på å forklare hvorfor graden av persistens avhenger negativt med utdanningsnivå. Carlsen *et al.* finner at arbeidere med høyere utdanning er betraktelig mer mobile enn arbeidere med mindre utdanning, noe som kan være en mulig årsak til hvorfor vi opplever ulik grad av persistens i arbeidsledigheten. Bjerkan (2012) bruker gruppespesifikke ledighetsrater og finner at mobilitetsresponsen er stigende i utdanningsnivået og synkende i alder⁶.

Det er to ting som er verdt å merke seg. For det først er parametrene fra LL-testen underestimerte. Bruk av dynamisk paneldatamodell, fixed effects og endelig datasett gir negativ

⁶For mer om sammenhengen mellom utdanning og mobilitet se Machin, Pelkonen og Salvanes (2012).

skjevhet i resultatene som tilsier at sann parameterverdi egentlig vil være mindre negativ. Det vil si at justeringshastighetene vil være lavere, og halveringstidene vært lengre enn hva som presenteres i tabell 5.2. For $T = 10$ finner Nickell (1981) at estimeringsmetoden fixed effects vil underestimere parameterestimatet med 33,4 prosent når $\beta = 0,5$. Dette viser hvor alvorlig skjevheten er ved korte tidsserier. Skjevheten øker med verdien på koeffisienten og er størst når $\beta \approx 1$. Vi vil senere i oppgaven bruke Arellano og Bond's instrumentvariabelmetode for å finne estimater som er nærmere sann verdi enn det fixed effects gir oss.

For det andre er justeringshastigheten avhengig av antall tilbakedateringer i modellene. Halveringstidene beskrevet ovenfor er beregnet ut i fra modeller med to lags. Vi opplever at justeringshastigheten er økende i antall lags. For eksempel er halveringstiden for gruppen 25-40 år med grunnskoleutdanning gitt ved 0,34 år ved to lags. Reduserer vi antall lags til ét får vi halveringstid på 0,53 år. Null tilbakedateringer gir halveringstid på 0,64 år. Dette er med på å forklare noe av forskjellene fra tidligere studier, i tillegg til at vi studerer forskjellige tidsperioder og at vi har delt inn befolkningen i grupper etter alder og utdanning.

5.3 Asymmetrisk tilpasningshastighet

Dersom hypotesen om naturlig nivå på arbeidsledigheten holder vil arbeidsledigheten på lang sikt vende tilbake til likevekt. Dette gjelder uavhengig av om ledigheten svinger opp eller ned. Det er ofte sagt at 'ledighet går lettere opp enn ned'. Dette kan tyde på grunnleggende asymmetri i arbeidsmarkedet (Røed, 1993). Det vil si at oppgangen i ledigheten ved lav vekst i produksjon er større enn reduksjon i ledigheten når økningen i produksjon er tilsvarende høy⁷. Satt opp mot insider-outsider modellen vil det si at vi har asymmetri i tilpasningen dersom det tar lengre tid å oppnå 'insider-status' når man blir ansatt enn det tar å miste statusen når man får sparken - negative sjokk vil være mer persistente enn positive sjokk (Lindbeck og Snower, 2001). Vi tester derfor om økning og reduksjon i arbeidsledigheten har ulik effekt på justeringshastigheten tilbake til likevekt. Vi definerer derfor en dummyvariabel som reflekterer effekten av en økning i ledighetsraten fra et år til neste. Dummyvariabelen (D_1) tar verdi lik 1 dersom arbeidsledigheten har økt relativt til året før, og null ellers

⁷regjeringen.no/nb/dep/fin/dok/regpubl/stmeld/20042005/stmeld-nr-8-2004-2005-7/2.html?id=405775

$$D_1 = \begin{cases} 1 & \text{hvis } \Delta u_{it} > 0 \\ 0 & \text{ellers} \end{cases}$$

Vi definerer en interaksjonsvariabel gitt ved $D_1 u_{it-1}$. For å teste for asymmetrisk tilpassningshastighet i ledighetstilpassningen tester vi om effekten av $D_1 u_{it-1}$ er ulik null. Vi estimerer modellen

$$\Delta u_{it} = \alpha_i + \rho u_{it-1} + \varphi_1 \Delta u_{it-1} + \varphi_2 \Delta u_{it-2} + \delta D_1 u_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

ved fixed effects hvor δ gir forskjellen i justeringshastighet mellom økning og reduksjon i arbeidsledigheten. Justeringshastighet dersom ledigheten øker vil være gitt ved $[\rho + \delta]$. Vi starter med 2 tilbakedateringer for alle gruppene, og fjerner den siste tilbakedateringen dersom det ikke er signifikant på ti prosent. Vi ser at effekten av økt ledighetsrate er signifikant ulik null for alle gruppene på en prosent nivå⁸. Resultatene forteller oss at justeringen tilbake til likevekt etter økning i ledighetsraten vil være en lengre prosess enn ved tilsvarende reduksjon i arbeidsledighetsraten. Ved begge aldersgruppene ser vi at det er de med høyere utdanning som tilpasser seg raskest. For aldersgruppen 25-40 år vil grunnskoleutdannede justere seg raskere enn de med utdanning fra videregående skole, mens dette er omvendt for aldersgruppen 41-66 år. Dette stemmer overens med resultatene fra LL-testen i kapittel 5.1.

Tabell 5.3: Asymmetrisk tilpassningshastighet

Variabel	G2540	V2540	H2540	G4166	V4166	H4166
u_{it-1}	-0,4044 (-17,33)	-0,2743 (-10,84)	-0,7512 (-16,68)	-0,2605 (-14,77)	-0,4425 (-11,40)	-0,5569 (-13,59)
Δu_{it-1}	-	-	0,1200 (3,25)	-	0,0530 (1,87)	-
Δu_{it-2}	-	-	0,1377 (4,39)	-	0,0804 (3,66)	-
$D_1 u_{t-1}$	0,3197 (20,48)	0,2650 (26,50)	0,4304 (23,18)	0,3125 (21,62)	0,2644 (20,50)	0,4123 (17,50)
Observasjoner	900	900	720	900	720	900
R^2	0,6637	0,5648	0,5394	0,5861	0,4656	0,4946

Merk: Avhengig variabel er Δu_{it} , t-verdier rapporteres i parentes. Estimeringene er gjort i Oxmetrics 6. Estimeringsmetoden er fixed effects.

⁸Kritisk verdi for $n \geq 100$ er gitt ved 1,96 på fem prosent signifikansnivå (Woolridge 2009: s. 825).

Når vi inkluderer et interaksjonsledd som beskriver vekst i arbeidsledigheten viser resultatene høyere grad av persistens i arbeidsledigheten enn det vi så ved LL-testen. Dette kan vi se ved gruppen 25-40 år med høyere utdanning hvor estimert koeffisientverdi har økt fra $-0,9651$ til $-0,7512^9$.

5.4 Mer om justeringshastighet: GMM-Estimering

Som beskrevet i kapittel 4.2.1 gir bruk av fixed effects skjeve estimater. Det vil si LL-testen gir lavere parameterestimat og dermed høyere tilpasningshastighet enn hva som egentlig er tilfellet. For å ta hånd om dette problemet bruker vi instrumentvariabelmetoden utviklet av Arellano og Bond, hvor u_{it-2} og u_{it-3} fungerer som gyldige instrument for Δu_{it-1} dersom det er fravær av 2. ordens seriekorrelasjon. Som nevnt i kapittel 4.2.2 vil inkludering av mange instrumenter gi en veldig stor vektingsmatrise. Vi velger derfor å holde oss til lag 2 og 3 som instrumenter. Vi starter også her med 2 tilbakedateringer på førstedifferensene og eliminerer den siste tilbakedateringen dersom det ikke er signifikant på ti prosent signifikansnivå. For å kontrollere for regionspesifikke effekter bruker vi estimeringsmetoden first-difference.

Sargan-testen forkaster hypotesen om at u_{it-2} og u_{it-3} er gyldige instrumenter for alle gruppene i undersøkelsen. En alternativ måte å se på instrumentenes gyldighet er å se på første- og andreordens seriekorrelasjon. Det vil si at vi må ha signifikant negativ førsteordens- og fravær av andreordens seriekorrelasjon for at instrumentene skal være gyldige. Alle gruppene har signifikant negativ førsteordens seriekorrelasjon, men G2540 og V2540 har i tillegg signifikant andreordens seriekorrelasjon. AR(2)-testen motstrider Sargan-testen for de 4 andre gruppene, og det er vanskelig å si hvilken test som har høyest styrke, men resultatene viser at for H2540, G4166 og H4166 øker skjevheten når vi bruker GMM-estimering relativt til fixed effects. For G2540, V2540 og V4166 reduseres tilpasningshastigheten sammenliknet med resultatene fra LL-testen, men det er viktig å merke seg at koeffisientverdiene er sensitiv til valg av laglengde på førstedifferensene. Dette gjelder uavhengig om vi bruker fixed effects eller GMM-metoden. Vi observerer at i de fleste tilfeller så synker tilpasningshastigheten (koeffisientverdien blir mindre negativ) når vi reduserer antall tilbakedateringer.

En grunn til den økte skjevheten kan være at vi har svake instrumenter. Som sagt rapporterer Sargan-testen at instrumentene ikke er gyldige, noe som kan tyde på tilstedeværelse av målefeil i modellen (Blundell og Bond, 1999). Blundell og Bond finner at svake instru-

⁹Her inneholder begge modellene 2 tilbakedateringer av avhengig variabel, noe som gjør det til en troverdig sammenlikning.

menter kan føre til store skjevheter når man bruker first difference GMM-metoden for å estimere autoregressive modeller med moderat persistens og korte panel. Svake instrument gir lite informasjon om parametrene slik at estimatoren har dårlige egenskaper ved små utvalg. Videre sier de at hvis instrumentene som brukes i first difference-estimatoren er svake, vil det differensierte resultatet forventes å være skjevt i retning fixed effects. Våre resultater indikerer at svake instrumenter øker skjevheten ved GMM-estimering utover det vi opplever ved fixed effects¹⁰, og gir heller urealistiske resultat for de to gruppene med høyere utdanning.

Tabell 5.4: 2-steps Arellano Bond

Variabel	G2540	V2540	H2540	G4166	V4166	H4166
u_{it-1}	-0,6745 (-5,41)	-0,5032 (-9,65)	-1,2830 (-11,2)	-0,8005 (-9,06)	-0,5798 (-7,38)	-1,1957 (-9,42)
Δu_{it-1}	-	-	0,1273 (1,75)	-0,1665 (-3,11)	-0,1115 (-2,38)	0,1166 (1,41)
Δu_{it-2}	-	-	0,2114 (2,32)	-0,1053 (-1,95)	-	0,1315 (1,84)
Observasjoner	720	720	630	630	720	630
Parametre	1	1	3	3	2	3
Sargan (p-verdier)	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
AR(1)	-3,525**	-4,981**	-3,227**	-2,439*	-3,766**	-1,989*
AR(2)	-2,243*	-2,691**	-1,009	0,1193	-1,667	-0,752

Merk: Avhengig variabel er Δu_{it} , t-verdier rapporteres i parentes. Estimeringene er gjort i Oxmetrics 6. u_{it-1} er instrumentert av u_{it-2} og u_{it-3} . ** og * indikerer signifikans på henholdsvis 1- og 5 prosent nivå.

For å håndtere problemet med (potensielt) ugyldige instrumenter re-estimerer vi modellen ved å ekskludere u_{it-2} som instrument.¹¹ Sargan-testen forkaster fortsatt hypotesen om gyldig instrument, men løser problemet med signifikant andreordens seriekorrelasjon for V2540. Vi har nå fire grupper med to signifikante lags på førstedifferensene, gitt ved V2540, H2540, V4166 og H4166. Sammenliknet med fixed effects øker skjevheten ved GMM-estimering for disse gruppene. For de resterende to reduseres tilpasningshastigheten relativt til fixed effects. Det er tydelig at svake instrumenter fører til en negativ skjevhet i estimatene, men verdien på estimatene avhenger også mye av antall tilbakedateringer i modellen.

Til slutt estimerer vi modellen ved å ekskludere tilbakedateringer på førstedifferensene i

¹⁰For H2540 reduseres koeffisientverdien fra $-0,9651$ til $-1,2830$.

¹¹Resultater fra estimeringen rapporteres i tabell A.2 i tilleggskapittel A.

tillegg til å inkludere årsummyer i et forsøk på å tilfredsstillte både Sargan-testen og seriekorrelasjonstestene. Resultatene presenteres i tabell 5.5. Wald-testen viser at årsummyene er signifikante for alle gruppene. Videre ser vi at sargan-testen nå aksepterer testen om gyldige instrument for fem av seks grupper. Kravene om signifikant negativ førsteordens- og fravær av andreordens seriekorrelasjon er også oppfylt for fem av seks grupper. Estimeringer ved fixed effects viser at inkludering av årsummyer øker tilpasningshastigheten. Sammenliknet med en tilsvarende fixed effects-modell reduseres skjevheten for alle gruppene med unntak av aldersgruppen 25-40 år med høyere utdanning¹². Nå reduseres tilpasningshastigheten og vi får dermed høyere grad av persistens i arbeidsledigheten når vi bruker instrumentvariabelmetoden utviklet av Arellano og Bond.

Tabell 5.5: 2-steps Arellano Bond inklusive årsummyer

Variabel	G2540	V2540	H2540	G4166	V4166	H4166
u_{it-1}	-0,5667 (-6,68)	-0,3469 (-3,76)	-0,8489 (- 8,33)	-0,3136 (-3,74)	-0,3067 (-2,59)	-0,6174 (-6,85)
Observasjoner	720	720	720	720	720	720
Parametre	9	9	9	9	9	9
Wald (time)	137,5**	446,7**	353,3**	173,4**	229,4**	154,4**
Sargan (p-verdier)	0,168	0,056	0,205	0,066	0,017*	0,068
AR(1)	-4,942**	-4,305**	-3,950**	-4,899**	-4,002**	-3,896**
AR(2)	-2,218*	-0,6453	0,2132	0,8591	0,5314	0,5037

Merk: Avhengig variabel er Δu_{it} , t-verdier rapporteres i parentes. Estimeringen er gjort i Oxmetrics 6. u_{it-1} er instrumentert av u_{it-2} og u_{it-3} . ** og * indikerer signifikans på henholdsvis 1- og 5 prosent nivå.

I tabell 5.6 sammenlikner vi halveringstidene ved 4 ulike estimeringsmetoder. Vi ser at MKM gir tydelig overestimering av resultatene. Sammenlikner vi tilpasningshastighetene til de ulike gruppene ved instrumentvariabelmetoden (GMM^b) finner vi samme mønster som ved fixed effects. Fortsatt er graden av persistens i arbeidsledighetsratene lavest for de med høyere utdanning. Halveringstiden har nå økt betraktelig i forhold til fixed effects, noe som skyldes at vi har redusert antall tilbakedateringer fra to til null i tillegg til redusert skjevhet i estimatene. Generelt ser vi at det er de yngre som tilpasser seg raskest innenfor hvert utdanningsnivå.

¹²Tilsvarende modell i form av likt antall tilbakedateringer på førstedifferenser. Estimeringene presenteres i tabell A.3.

Tabell 5.6: Halveringstid

Estimeringsmetode	G2540	V2540	H2540	G4166	V4166	H4166
MKM	2,91	2,92	1,57	2,57	3,43	2,67
Fixed Effects	0,34	0,56	0,20	0,80	0,60	0,55
GMM ^a	0,61	0,99	– ^c	0,43	0,79	– ^c
GMM ^b	0,82	1,62	0,36	1,84	1,89	0,72

Merk: Halveringstid er beregnet ut i fra formelen $\ln(0,5)/\ln(\hat{\beta})$, der $\hat{\beta}$ er $(1 + \hat{\rho})$. Halveringstiden måles i år. ^a er beregnet ut i fra tabell 5.4.

^b er beregnet ut i fra tabell 5.5.

^c halveringstid kunne ikke kalkuleres på grunn av negativ persistens i ledigheten.

Vi finner at resultatene avhenger av valg av estimeringsmetode. Ugyldige instrumenter ved GMM-estimering gir skjevhet i estimatene som dessuten er større enn det vi opplever ved fixed effects. I tillegg spiller valg av laglengde mye inn på resultatene, der tilpasnings-hastigheten øker i antall tilbakedateringer.

5.5 IPS-test

Vi vender nå bort fra persistens i arbeidsledigheten og tilbake til testing for enhetsrøtter, men nå ved bruk av alternative metoder.

IPS-testen åpner for heterogenitet under alternativhypotesen. Dette er en forbedring sammenliknet med LL-testen ettersom regionene tillates ulik justeringshastighet tilbake til likevekt dersom hysteresehypotesen forkastes. Nullhypotesen er igjen at arbeidsledigheten er en enhetsrotprosess i alle regioner ($\rho_i = 0 \forall i$) mot alternativhypotesen der minst en av ledighetsratene er stasjonær ($\rho_i < 0$). Testobservatoren er gitt ved gjennomsnittet av individuelle Dickey-Fuller t-verdier

$$\bar{t}_{NT} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_{iT}$$

hvor t_{iT} er vanlige t-verdier. Kritiske verdier er hentet fra tabell 2 i Im *et al.* (2003) og er for $N = 90$ og $T = 10$ lik $-1,68$ med fem prosent signifikansnivå og $-1,75$ med én prosent signifikansnivå. Estimeringene er gjort i EViews 7 og optimal laglengde bestemmes ut i fra Akaikes informasjonskriterium. Etersom regionene kan ha ulik dynamikk på arbeidsledigheten tillater vi forskjellig laglengde for ulike de regionene. For dette utvalget varierer laglengden mellom null og et lag når vi bruker IPS-testen.

Resultatene for IPS-testen for enhetsrøtter rapporteres i tabell 5.7. Testen forkaster nullhypotesen om hysteresis for alle regioner på én prosent signifikansnivå. Dette samsvarer med LL-testen og forkaster i tillegg nullhypotesen for aldersgruppen 41-66 år med høyere utdanning på en prosentnivå. Det at vi kan forkaste nullhypotesen om hysteresis for alle gruppene innebærer imidlertid ikke at vi forkaster nullhypotesen for alle regioner. IPS-testen åpner for at noen, men ikke alle, regioner trenger å være stasjonære for at nullhypotesen forkastes.

Tabell 5.7: IPS-test

Testobservator	G2540	V2540	H2540	G4166	V4166	H4166
\bar{t}_{NT}^a	-1,90	-2,07	-2,16	-2,17	-2,18	-1,75
\bar{t}_{NT}^b	-2,08	-1,47	-2,16	-1,88	-1,60	-2,18

Merk: IPS-testen er utført i EViews 7. ^a modellen inkluderer individuelle effekter.

^b modellen inkluderer individuelle effekter og trend.

IPS-testen tillater som sagt at forskjellige regioner har ulik dynamikk i justeringen tilbake til likevekt. Dette kan være en mulig årsak til at IPS- og LL-testen gir forskjellig resultat for gruppen 41-66 år med høyere utdanning.

5.6 Fisher-test

For å undersøke robustheten til testene ovenfor bruker vi til slutt Fisher-testen. Tidligere undersøkelser viser at Fisher-testen har høyere styrke enn LL- og IPS-testen, og Maddala og Wu (1999) argumenterer for at Fisher-testen er en bedre test enn både LL- og IPS-testen. Fisher-testen baserer seg på å kombinere p-verdiene (fra ADF-regresjoner) til de ulike regionene i utvalget. Testobservatoren λ er gitt ved

$$\lambda = -2 \sum_{i=1}^N \ln(\pi_i) \sim \chi^2(2N)$$

som er kjikvadrat-fordelt med $2N$ frihetsgrader. For $N = 90$ gir dette 180 frihetsgrader. Kritisk verdi er gitt ved 212,304 med fem prosent signifikansnivå og 227,056 med én prosent signifikansnivå¹³. π_i gir p-verdien for tverrsnitt i , og antall tilbakedateringer i mo-

¹³Kritiske verdier er generert ved bruk av funksjonen *invchi2tail* i Stata10.

dellen bestemmes ved Akaikes informasjonskriterium. Vi forkaster nullhypotesen dersom verdien på λ er høyere enn kritisk verdi.

Fisher-testen bekrefter resultatene fra IPS-testen og vi kan forkaste nullhypotesen om hysteresis for alle seks gruppene på en prosent signifikansnivå. Fisher-testen gir videre støtte for hypotesen om stasjonære arbeidsledighetsrater for 90 økonomiske regioner i Norge i perioden 1995-2004.

Tabell 5.8: Fisher-test

Testobservator	G2540	V2540	H2540	G4166	V4166	H4166
$-2 \sum_{i=1}^{90} \ln(\pi_i)^a$	247,723	262,446	286,999	295,100	290,610	228,567
$-2 \sum_{i=1}^{90} \ln(\pi_i)^b$	183,56	96,41	179,34	158,15	115,76	200,23

Merk: Fisher-testen er utført i EViews 7.

^a modellen inkluderer individuelle effekter

^b modellen inkluderer individuelle effekter og trend.

Dersom vi inkluderer trend i modellen endrer konklusjonene seg og vi kan ikke lenger forkaste nullhypotesen om hysteresis for noen av gruppene. Dersom et deterministisk element i form av konstantledd eller tidstrend er tilstede, men ikke inkluderes i modellen vil enhetsrottesten være inkonsistent. På den andre siden vil inkludering av et deterministisk element i modellen redusere den statistiske styrken til enhetsrottesten dersom elementet ikke er tilstede i data (Levin *et al.* 2002). Ettersom tidligere undersøkelser med paneldata forkaster hypotesen om hysteresis velger vi å støtte oss til resultatene fra modellene uten trend.

5.7 Oppsummering

Vi har nå testet for hysteresis i arbeidsledigheten ved hjelp av tre ulike enhetsrottester for paneldata. Ved IPS- og Fisher-testen kan vi forkaste nullhypotesen om enhetsrot for alle alders- og utdanningsnivå på en prosent signifikansnivå. LL-testen forkaster nullhypotesen for alle gruppene med unntak av aldersgruppen 41-66 år med høyere utdanning. Maddala og Wu (1999) konkluderer med at Fisher-testen har høyere styrke enn både LL- og IPS-testen, slik at vi anser resultatene fra Fisher-testen som de mest troverdige. Vi velger derfor å konkludere med at vi kan forkaste hysteresishypotesen for alle gruppene.

Kapittel 6

Avslutning

Formålet med denne analysen var å teste for hysteresis i norske ledighetsrater ved hjelp av et paneldatasett bestående av årlige observasjoner for regionale arbeidsledighetsrater for perioden 1995-2004. Det som skiller denne oppgaven fra tidligere undersøkelser er at vi bruker gruppespesifikk ledighet som avhengig variabel og dermed ser på betydningen av alder og utdanning på graden av persistens i arbeidsledigheten.

Vi har benyttet oss av tre forskjellige enhetsrottester utviklet for paneldata hvor hovedkonklusjonen er at vi forkaster hypotesen om hysteresis i arbeidsledigheten for samtlige alders- og utdanningsgrupper. Det at vi forkaster nullhypotesen om hysteresis gir støtte til hypotesen om en naturlig likevektsrate for arbeidsledigheten som på lang sikt vender tilbake til sitt naturlige likevektsnivå.

Videre var det interessant å se på betydningen av alder og utdanning på graden av persistens i ledigheten. Resultatene viser at tilpasningshastigheten tilbake til likevekt varierer mellom de ulike gruppene. Vi finner at arbeidere med høyere utdanning påvirkes mindre av sjokk på økonomien sammenliknet med de to andre utdanningsnivåene. I tillegg ser vi at yngre arbeidere tilpasser seg raskere sammenliknet med eldre arbeidere innenfor hvert utdanningsnivå. Disse forskjellene finner vi uavhengig av valg av modellspesifikasjon og estimeringsmetode. Estimeringsmetodene vi har brukt er fixed effects- og GMM-estimering. Vi finner også signifikant asymmetri i ledighetstilpasningen, der tilpasningen tilbake til likevekt er lengre dersom ledigheten øker sammenliknet med at ledigheten synker. En mekanisme som ligger bak gruppenes forskjeller i tilpasningshastighet er sannsynligvis høyere migrasjonsrespons på regional ledighet for gruppen med høyest utdanning. Studier av Carlsen *et al.* (2012) finner at migrasjonsmobilitet er økende i utdanning og synkende i alder.

Resultatene i denne undersøkelsen samsvarer med tidligere studier gjort av blant annet

Johansen (2002), Song og Wu (1998) og Murray og Papell (2000) som finner bevis som støtter hypotesen om en naturlig ledighetsrate for Norge og Europa ved bruk av paneldata. Ut i fra resultatene fra LL-testen har vi beregnet graden av persistens i arbeidsledigheten hvor vi finner raskere tilpasning, og dermed kortere halveringstid, enn tidligere studier for Norge. Johansen (2002a) viser til en gjennomsnittlig grad av persistens på 0,57 i arbeidsledigheten i norske fylker for perioden 1963-1998 når han inkluderer strukturelle brudd. Ved fixed effects-estimering finner vi at graden av persistent, i gjennomsnitt, er på 0,25. Når vi bruker resultatene fra GMM-estimeringen¹ øker graden av persistens til 0,50. Vi finner altså forskjeller i tilpasningshastighetene sammenliknet med andre studier, noe som kan skyldes at vi studerer ulike tidsperioder, ulike modellspesifikasjoner og ikke minst at vi i denne oppgaven bruker gruppespesifikke ledighetsrater. I tillegg påvirker valg av antall tilbakedateringer på førstedifferensene resultatene betydelig.

Videre kan det være interessant å utføre samme analyse ved å bruke vakanserater i stedet for arbeidsledighetsrater. Røed (2002) finner at vakanserater er et mer troverdig mål på tilstanden i arbeidsmarkedet (med hensyn på inflasjonspress) enn arbeidsledighetsrater. Ved lengre tidsserier kunne det vært interessant å sjekke eventuelle strukturelle brudd. Tidligere studier finner lavere grad av persistens i ledighetsratene når strukturelt brudd inkluderes².

¹GMM^b

²se for eksempel Johansen (2002a) .

Bibliografi

- Anderson, T.W. og Hsiao, C. (1981), 'Estimation of dynamic models with error components', *Journal of the American Statistical Association* **76**, 598–606.
- Arellano, M. & Bond, S. (1991), 'Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations', *The Review of Economic Studies* **58**(2), 277–297.
- Arulampalam, W., Booth, A. L. & Taylor, M. P. (2000), 'Unemployment Persistence', *Oxford Economic Papers* **52**(1), 24–50.
- Banerjee, A. (1999), 'Panel Data Unit Roots and Cointegration: An Overview', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* **61**(S1), 607–629.
- Bean, C. R. (1994), 'European Unemployment: A Survey', *Journal of Economic Literature* **32**(2), 573–619.
- Bjerkan, H. M. U. (2012), 'En paneldatastudie av arbeidsmarkedsmotivert flytting i Norge og betydningen av utdanning og alder', *Masteroppgave, Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet* .
- Blanchard, O. J. & Summers, L. H. (1986), 'Hysteresis and the European Unemployment Problem', *NBER Macroeconomics Annual* **1**, 15–78.
- Blanchard, O. & Katz, L. F. (1997), 'What We Know and Do Not Know About the Natural Rate of Unemployment', *The Journal of Economic Perspectives* **11**(1), 51–72.
- Blundell, R. & Bond, S. (1999), GMM estimation with persistent panel data: An application to production functions, IFS Working Papers W99/04, Institute for Fiscal Studies.
- Brooks, C. (2008), *Introductory Econometrics For Finance*, 2nd edn, Cambridge University Press.

- Campbell, J. Y. & Perron, P. (1991), ‘Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know about Unit Roots’, *NBER Macroeconomics Annual* **6**, 141–201.
- Carlsen, F., Johansen, K. & Stambøl, L. S. (2013), ‘Effects of regional labour markets on migration flows, by education level’, *LABOUR* **27**(1), 80–92.
- Darity Jr., W. & Goldsmith, A. H. (1993), ‘Unemployment, Social Psychology, and Unemployment Hysteresis’, *Journal of Post Keynesian Economics* **16**(1), 55–71.
- Eidsaune, L.-M. B. (2012), ‘Regionale lønnskurver : En paneldatanalyse for ulike utdanningsgrupper’, *Masteroppgave, Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet* .
- Fair, R. C. (2000), ‘Testing the Nairu Model for the United States’, *The Review of Economics and Statistics* **82**(1), 64–71.
- Fisher, R. (1932), *Statistical Methods for Research Workers*, Oliver and Boyd, Edinburgh, 4th Edition.
- Friedman, M. (1968), ‘The Role of Monetary Policy’, *The American Economic Review* **58**(1), 1–17.
- Heijdra, B. J. (2009), *Foundations Of Modern Macroeconomics*, 2nd edn, Oxford University Press.
- Im, K. S., Pesaran, M. H. & Shin, Y. (1997), ‘Testing for unit roots in heterogeneous panels’, *Mimeo, DAE University of Cambridge* .
- Im, K. S., Pesaran, M. H. & Shin, Y. (2003), ‘Testing for unit roots in heterogeneous panels’, *Journal of Econometrics* **115**(1), 53–74.
- Johansen, K. (1999), ‘Wage flexibility for skilled and unskilled workers: New evidence on the norwegian wage curve’, *LABOUR* **13**(2), 413–432.
- Johansen, K. (2000), ‘Forelesningsnotater SØK3523’, *Institutt for samfunnsøkonomi, Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet* .
- Johansen, K. (2002a), Hysteresis in unemployment: Evidence from norwegian counties, Technical Report 2002:6, Norwegian University of Science and Technology, Department of Economics.
- Johansen, K. (2002b), Regional Wage Curves Empirical Evidence from Norway, Technical Report 3, Department of Economics, Norwegian University of Science and Technology.
- Kelvin, P. & Jarrett, J. E. (1985), *Unemployment : its social psychological effects*, European monographs in social psychology, Cambridge University Press.

- Krugman, P. (1994), ‘Past and prospective causes of high unemployment’, *Economic Review* pp. 23–43.
- Laubach, T. (2001), ‘Measuring the Nairu: Evidence from Seven Economies’, *The Review of Economics and Statistics* **83**(2), 218–231.
- Levin, A. & Lin, C.-F. (1992), ‘Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties’, *University of California San Diego, Discussion Paper No. 92-93*.
- Levin, A., Lin, C.-F. & James Chu, C.-S. (2002), ‘Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties’, *Journal of Econometrics* **108**(1), 1–24.
- León-Ledesma, M. A. (2002), ‘Unemployment Hysteresis in the US and the EU: a Panel Data Approach’, *Bulletin of Economic Research* **54:2**.
- Lindbeck, A. & Snower, D. J. (2001), ‘Insiders versus outsiders’, *The Journal of Economic Perspectives* **15**(1), 165–188.
- Machin, S., Pelkonen, P. & Salvanes, K. G. (2012), ‘Education and mobility’, *Journal of the European Association* **10**, 417–450.
- Maddala, G. S. & Wu, S. (1999), ‘A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test’, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* **61**(S1), 631–652.
- Mitchell, W. F. (1993), ‘Testing for unit roots and persistence in OECD unemployment rates’, *Applied Economics* **25**(12), 1489–1501.
- Moene, K. O., Wallersten, M. & Nymoén, R. (1995), ‘The Cost of Filling Vacancies and the Persistence of Slack and Tight Labour Markets’, *Memorandum from Department of Economics, University of Oslo* **No 27**.
- Murray, C. J. & Papell, D. H. (2000), ‘Testing for unit roots in panels in the presence of structural change with an application to OECD unemployment’, *Advances in Econometrics* **15**, 223–238.
- Nickell, S. (1981), ‘Biases in Dynamic Models with Fixed Effects’, *Econometrica* **49**(6), 1417–1426.
- Papell, D. H., Murray, C. J. & Ghiblawi, H. (2000), ‘The Structure of Unemployment’, *The Review of Economics and Statistics* **82**(2), 309–315.
- Pissarides, C. A. & McMaster, I. (1990), ‘Regional migration, wages and unemployment: Empirical evidence and implications for policy’, *Oxford Economic Papers* **42**(4), 812–31.

- Pissarides, C. A. & Wadsworth, J. (1989), 'Unemployment and the inter-regional mobility of labour', *Economic Journal* **99**(397), 739–55.
- Røed, K. (1993), 'Den selvforsterkende arbeidsledigheten', *Statistisk sentralbyrå* pp. 1–95.
- Røed, K. (1996), 'Unemployment hysteresis - macro evidence from 16 OECD countries', *Empirical Economics* **21**(4), 589–600.
- Røed, K. (1997), 'Hysteresis in Unemployment', *Journal of Economic Surveys* **11**(4), 389–418.
- Røed, K. (2002), 'Unemployment hysteresis and the natural rate of vacancies', *Empirical Economics* **27**(4), 687–704.
- Saint-Paul, G. (1995), 'The High Unemployment Trap', *The Quarterly Journal of Economics* **110**(2), 527–550.
- Song, F. M. & WU, Y. (1997), 'Hysteresis in unemployment: Evidence from 48 U.S. States', *Economic Inquiry* **35**(2).
- Song, F. M. & Wu, Y. (1998), 'Hysteresis in unemployment: Evidence from OECD countries', *The Quarterly Review of Economics and Finance* **38**(2), 181–192.
- Sparrman, V. (2012), 'Arbeidsledighet som konjunkturindikator og forklaringsfaktor i makromodeller', *Økonomiske analyser, Statistisk sentralbyrå* pp. 21–25.
- SSB (2000), 'Standard for økonomiske regioner', *Norges offisielle statistikk C616* pp. 1–53.
- Strøm, B. (2012), 'Forelesningsnotater SØK3515', *Institutt for samfunnsøkonomi, Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet*.
- Verbeek, M. (2012), *A Guide to Modern Econometrics*, John Wiley and Sons, Ltd.
- Woolridge, J. M. (2009), *Introductory Econometrics - A Modern Approach*, 4th edn, South-Western, Cengage Learning.

Tillegg A

Noen flere resultater

Tabell A.1: Levin og Lin-test inklusive årsummyer

Variabel	G2540	V2540	H2540	G4166	V4166	H4166
u_{it-1}	-0,7840 (-13,3)	-0,4985 (-8,63)	-0,8210 (-17,6)	-0,4893 (-13,3)	-0,6457 (-9,00)	-0,6992 (-14,8)
Δu_{it-1}	0,1043 (2,27)	-	-	0,0611 (0,549)	0,1896 (2,24)	-
Δu_{it-2}	-	-	-	-	0,1371 (2,19)	-
Observasjoner	810	810	810	810	810	810
Parametre	100	99	99	100	100	99
R^2	0,4462	0,5838	0,5320	0,4614	0,5350	0,4703
Wald (time)	172,4**	447,8**	247,7**	227,7**	208,7**	219,2**

Merk: Avhengig variabel er Δu_{it} , t-verdier rapporteres i parentes. Estimeringen er gjort i Oxmetrics 6. ** indikerer signifikans på 1%-nivå

Tabell A.2: 2-steps Arrelano Bond, 1 instrument

Variabel	G2540	V2540	H2540	G4166	V4166	H4166
u_{it-1}	-0,8116 (-18,9)	-0,7941 (-14,1)	-1,0834 (-12,3)	-0,4753 (-10,7)	-0,7443 (-13,3)	-0,8779 (-9,87)
Δu_{it-1}	-	0,1811 (4,56)	0,2389 (3,38)	-0,1109 (-2,94)	0,0928 (2,85)	0,1184 (1,45)
Δu_{it-2}	-	0,1279 (2,87)	0,1799 (2,90)	-	0,1181 (2,35)	0,1646 (2,34)
Observasjoner	720	630	630	720	630	630
Parametre	1	3	3	2	3	3
Sargan (p-verdier)	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
AR(1)	-5,080**	-5,087**	-5,106**	-5,025**	-4,416**	-3,506**
AR(2)	-2,574*	-1,076	-1,202	-1,037	-0,666	-0,679

Merk: Avhengig variabel er Δu_{it} , t-verdier rapporteres i parentes. Estimeringen er gjort i Ox-metrics 6. u_{it-1} er instrumentert av u_{it-3} . ** og * indikerer signifikans på henholdsvis 1- og 5 prosent nivå.

Tabell A.3: Levin og Lin-test inklusive årsdummyer, uten tilbakedateringer

Variabel	G2540	V2540	H2540	G4166	V4166	H4166
u_{it-1}	-0,7107 (-20,5)	-0,4985 (-8,63)	-0,8210 (-17,6)	-0,4893 (-13,3)	-0,5263 (-11,7)	-0,6992 (-14,8)
Observasjoner	810	810	810	810	810	810
Parametre	99	99	99	99	99	99
R^2	0,4407	0,5838	0,5320	0,4614	0,5175	0,4703
Wald (time)	173,0**	447,8**	247,7**	227,7**	273,4**	219,2**

Merk: Avhengig variabel er Δu_{it} , t-verdier rapporteres i parentes. Estimeringen er gjort i Ox-metrics 6. ** indikerer signifikans på 1%-nivå