

# Forord

Jeg ønsker med dette å takke min veileder, professor Kåre Johansen, for glimrende veiledning og gode svar på alle spørsmål som har dukka opp underveis i arbeidet med oppgaven. Jeg vil også takke professor Gunnar Bårdsen for god hjelp med EViews. En stor takk går også til lesesalsvennene mine for hjelp, støtte og motivasjon i to flotte år, og ellers til venner og familie for at de alltid er der.

Trondheim, 1.juni 2011

Kari Pedersen



# Innhold

|          |   |           |
|----------|---|-----------|
| <b>1</b> | <b>Innledning</b>   | <b>1</b>  |
| <b>2</b> | <b>Teorien om hysteresis</b>  | <b>3</b>  |
| 2.1      | Definisjon . . . . .  | 3         |
| 2.2      | Årsaker . . . . .   | 5         |
| 2.3      | Teoriens begrensninger . . . . .                                      | 6         |
| 2.4      | Tidligere empiriske undersøkelser . . . . .                           | 7         |
| 2.4.1    | Tidsserieanalyser . . . . .   | 7         |
| 2.4.2    | Paneldataanalyser . . . . .   | 9         |
| 2.4.3    | Oppsummering . . . . .  | 10        |
| <b>3</b> | <b>Metode, tester og spesifisering</b>                                | <b>11</b> |
| 3.1      | Enhetsrøtter i tidsseriedata . . . . .                                | 11        |
| 3.2      | Enhetsrøtter i paneldata . . . . .                                    | 13        |
| 3.3      | Modellspefisikasjon og valg av estimeringsmetode . . . . .            | 16        |
| 3.3.1    | Paneldatamodellen . . . . .   | 16        |
| 3.3.2    | Fixed effects . . . . .   | 18        |
| 3.3.3    | Skeivhet i estimatorene . . . . .                                     | 19        |
| 3.3.4    | Dummyvariabler . . . . .  | 20        |
| <b>4</b> | <b>Data og deskriptiv statistikk</b>                                  | <b>21</b> |
| 4.1      | Datasettet . . . . .  | 21        |
| 4.2      | Deskriptiv statistikk . . . . .                                       | 21        |
| 4.2.1    | Europeisk arbeidsledighet . . . . .                                   | 21        |
| 4.2.2    | Forskjeller mellom EU-15 og de nye medlemslanda . . . . .             | 22        |
| 4.2.3    | Landspesifikke gjennomsnitt og standardavvik . . . . .                | 25        |
| <b>5</b> | <b>Resultat</b>   | <b>29</b> |
| 5.1      | Paneldatamodell . . . . .   | 29        |
| 5.2      | Justeringshastighet og persistens i arbeidsmarkedet . . . . .         | 32        |
| 5.3      | IPS-test . . . . .  | 33        |
| 5.4      | Fichertest . . . . .  | 36        |
| 5.5      | Oppsummering . . . . .  | 37        |
| 5.6      | Grupperinger . . . . .  | 37        |
| 5.6.1    | EU-15 . . . . .   | 38        |
| 5.6.2    | De nye medlemslanda . . . . .   | 39        |
| 5.6.3    | Sammenlikning av EU-15 og de nye medlemslanda . . . . .               | 40        |
| 5.6.4    | Land med høg eller lav gjennomsnittlig arbeidsledighetsrate . . . . . | 41        |

|   |           |
|---|-----------|
| <b>6 Oppsummering og avslutning</b>                 | <b>45</b> |
| <b>Referanser</b>                                   | <b>47</b> |
| <b>A Fullstendige resultat</b>                      | <b>51</b> |
| A.1 P-verdier for Dickey Fuller-fordeling . . . . . | 51        |
| A.2 Gruppeestimeringer . . . . .                    | 52        |
| A.3 Parameterstabilitet . . . . .                   | 54        |

# 1 Innledning

Arbeidsledigheten i land i den Europeiske Union (EU) har med få unntak steget kraftig de siste åra. Gjennomsnittsledighetsraten blant alle land i EU steg fra 6,35 prosent i 2008 til 10,47 prosent i 2010<sup>1</sup>, ei økning på hele 4,12 prosentpoeng i løpet av to år. Dette er blant anna konsekvenser av finanskrisa som sendte Europa inn i en kraftig lavkonjunktur etter utbruddet i 2007 og som også har ført til at enkelte land i EU sliter med enorme gjeldsproblemer og har hatt kraftig nedgang i BNP (Nickell, 2010).

I en situasjon som dette er det interessant å se på hvor persistent økningen i arbeidsledighetsraten er og om man etter sjokket vil komme tilbake til likevektsnivå i arbeidsledigheten. Hvor lenge vil den høge arbeidsledigheten vare? Hvordan fungerer justeringa tilbake til likevekt, hva er likevekt og hvilke og hvor lange konsekvenser vil dette sjokket ha? Forskninga rundt teorien om hysteresis har blitt neglisjert de siste åra, men det finnes fortsatt støtte for at teorien er en viktig faktor for å forstå atferden til arbeidsledighetsraten (Ball, 2009). OECD (2011) vektlegger i sitt siste *Economic Outlook* farene med en høg andel langtidsledige etter finanskrisa, noe som kan føre til høg grad av persistens i arbeidsledighetsraten og mulig hysteresis. Ved å bruke tidligere utvikla tester for hysteresis på nytt datamateriale bidrar denne oppgaven til å sette fokus på et dagsaktuelt forskningsområde der det har blitt gjort lite de siste åra.

Hovedproblemstillinga i denne oppgaven er å teste for hysteresis i arbeidsledighetsraten til EU. Hysteresis defineres som tilfeller der midlertidige sjokk i arbeidsledighetsraten har permanente effekter. Motsetninga til hysteresis er at prosessen til arbeidsledighetsraten er en 'mean reversion'-prosess der midlertidige sjokk ikke gir permanente effekter. Her vil arbeidsledigheten på sikt komme tilbake til sitt likevektsnivå, NAIRU<sup>2</sup>. Oppgaven tar utgangspunkt i Blanchard og Summers (1986) som utvikler en teori om hysteresis og tester den på europeisk arbeidsledighet. Dersom vi finner hysteresis i arbeidsledighetsraten i EU kan dette bety at den høge arbeidsledigheten vil vedvare uten å gå mot likevektsledighet. Dette kan være kritisk, for enkelte land mer enn andre, ettersom den høge arbeidsledighetsraten allerede er et stort problem. Oppgaven vil også teste for hysteresis blant grupperinger innad i EU, for å se om det er mulig å finne forskjeller på hvordan prosessen fungerer i forskjellige grupper av land.

Denne oppgaven tester for hysteresis i arbeidsledighetsraten ved å bruke kvartalsdata fra et paneldatasett som inneholder alle EU-land. Panelet brukes metodisk til å teste for enhetsrøtter i prosessen. Vi har hysteresis hvis prosessen inneholder en eller flere enhetsrøtter, da omtales prosessen som en 'random walk'-prosess. Testene som brukes på paneldata i

---

<sup>1</sup>Gjennomsnittlig arbeidsledighetsrate i 2010 er regna ut fra de tre første kvartalene, data er henta fra Eurostat, <http://epp.eurostat.ec.europa.eu>.

<sup>2</sup>Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment.

denne oppgaven er utvikla av Levin og Lin (1992), Im et al. (2003) og Maddala og Wu (1999). Tidligere empiri viser at paneldata øker teststyrken til testene for enhetsrøtter sammenlikna med tester gjort på tidsserier (Johansen, 2002; Maddala og Wu, 1999). Derfor er paneldata å foretrekke i en analyse som denne oppgaven.

I tilfeller der vi kan forkaste hypotesen om hysteresse mot alternativhypotesen om en likevektsledighet, er det interessant å se på hvor rask justeringa tilbake til likevektsnivå vil være. Derfor vil jeg også regne på justeringshastighet i tilfeller der hypotesen om hysteresse blir forkasta ved å beregne halveringstida til sjokket. På denne måten kan analysen også si noe om graden av persistens i arbeidsledigheten. Høg persistens er kritisk for arbeidstakere uten arbeid fordi det blir vanskeligere å komme inn i arbeidsmarkedet desto lenger du står utafor (Andersen, 2010; Ball, 2009; Nickell, 2010).

De viktigste resultatene av denne analysen viser at vi i de alle fleste tilfeller kan forkaste hypotesen om hysteresse og dermed finner støtte for at det finnes et likevektsnivå for arbeidsledigheten som oppnås på sikt. Justeringshastigheten viser seg å være betydelig høyere for denne oppgavens kvartalsdata enn tidligere empiri som benytter årsdata. Dermed er prosessen i arbeidsledighetsraten mindre persistent for disse dataene enn i tidligere undersøkelser. Også analyser med ulike grupperinger viser at hypotesen om hysteresse kan forkastes i de aller fleste tilfeller. Unntaket er gruppa som består av de landa med høgest gjennomsnittlig arbeidsledighetsrate i perioden der vi ikke kan forkaste hypotesen om hysteresse. Analysen vil også vise at når vi deler opp utvalget i grupper vil justeringshastigheten reduseres i forhold til analyser gjort på hele utvalget.

Videre er denne oppgaven strukturert på følgende vis: Kapittel to omhandler teorien om hysteresse. Her defineres hysteresse og årsaker til at hysteresse kan oppstå, samt tidligere litteratur blir presentert. I kapittel tre presenteres metoden som brukes i oppgaven med relevante tester og modellspesifikasjon. Kapittel fire omhandler data, her beskrives datasettet og det gis deskriptiv statistikk med eksempler fra land som skiller seg ut innad i EU. I kapittel fem presenteres resultatene av tester for enhetsrøtter både for hele utvalget og for ulike grupper. Resultatene fra de ulike testene sammenliknes både med andre tester for samme gruppe og mellom ulike grupperinger. I kapittel seks kommer en oppsummering av resultatene og det avsluttes med forslag til videre forskning.

## 2 Teorien om hysteresese

I dette kapitlet defineres begrepet hysteresese, og det gjøres rede for forskjellen på de to teoriene 'hysteresese' som gir permanente endringer av midlertidige sjokk, og 'mean reversion' som fører prosessen tilbake til en likevektstilstand. Videre omtales årsaker til hysteresese samt kritikk mot og begrensninger for teorien, før det presenteres tidligere empiriske undersøkelser i fagfeltet. Tidligere empiri omfatter både tidligere analyser gjort med tidsseriedata og paneldata som er relevant i forhold til valg av metode i denne oppgaven. Jeg har også sett på analyser relevante for det europeiske området denne oppgaven omhandler samt empiri om persistens i arbeidsledigheten.

### 2.1 Definisjon

Litteraturen om sammenhengen mellom arbeidsledighet og konjunktursykluser skiller mellom to hovedhypoteser. Den ene sier at fluktuasjoner vil generere sykliske bevegelser i arbeidsledighetsraten på en måte som gjør at ledigheten på lang sikt vil komme tilbake til sitt naturlige nivå, likevektsledigheten<sup>3</sup>. Denne hypotesen karakteriserer dynamikken i arbeidsledigheten som en stasjonær prosess, en 'mean reversion' prosess, og argumenterer for at det finnes et naturlig nivå på arbeidsledighetsraten. Den andre hypotesen sier at sjokk vil ha permanente effekter for nivået på arbeidsledighetsraten på grunn av rigiditeter i arbeidsmarkedet. Denne hypotesen er hypotesen om hysteresese, og sier at nivået på arbeidsledighet er karakterisert ved en ikke-stasjonær prosess (León-Ledesma, 2002). I denne oppgaven bruker jeg begrepet hysteresese til å forklare en situasjon der sjokk i arbeidsledigheten har permanente effekter på arbeidsledighetsraten (Røed, 1997).

Hysteresese blir alltid assosiert med dynamiske modeller i tilfeller der midlertidige sjokk har permanente effekter i større eller mindre grad. Løsninga til en modell med hysteresese karakteriseres ved at den *ikke* kan utledes fra nåverdien av forklaringsvariablene. Man må ta hensyn til tidligere verdier i systemet, og nivået på hver midlertidige likevekt er avhengige av tidligere verdier. Dermed er likevekta i en modell med hysteresese det vi kaller 'path dependent'. Jeg tar her utgangspunkt i likning (1) som er et resultat av utviklinga av en modell for arbeidsledighet, der  $u_t$  er arbeidsledighetsrate på tidspunkt  $t$

$$u_t = f(\mathbf{U}_{t-1}, \mathbf{y}_t, \mathbf{x}_t, \mathbf{X}_{t-1}) \quad (1)$$

Her inneholder vektoren  $\mathbf{x}_t$  alle midlertidige eksogene variable og vektoren  $\mathbf{y}_t$  fanger opp eventuelle strukturelle endringer og er uavhengig av tidligere verdier på  $u_t$ . I en slik modell

---

<sup>3</sup>I denne oppgaven bruker jeg betegnelsa likevektsledighet for det som på engelsk omtales som Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment (NAIRU).

har vi en ikke-hysterisk arbeidsledighetsrate hvis og bare hvis

$$\lim_{t \rightarrow \infty} u_t \mid \mathbf{U}_{-1}, \mathbf{X}_{-1} = u(x, y) \quad (2)$$

Likning (2) sier at når  $t$  går mot uendelig vil grenseverdien til arbeidsledighetsraten gitt tidligere verdier gå mot faktisk arbeidsledighetsrate. Dette er et eksempel på 'mean reversion', der arbeidsledighetsraten konvergerer mot en verdi som er uavhengig av tidligere tilstander i systemet. I dette tilfellet med likevektsledighet genererer modellen en arbeidsledighetsrate som er uavhengig av tidligere verdier ('path independent'). Sjøl om likevektsledighetsraten er uavhengig av sine tidligere verdier og kommer tilbake til en likevektsverdi over tid, trenger raten ikke nødvendigvis å være konstant. Det er viktig å ta hensyn til at nivået på likevektsledigheten kan endres til tross for at vi har 'mean reversion' i prosessen (Røed, 1997).

Dersom likning (2) ikke holder, vil vi ha hysteresse i modellen (Røed, 1997) der sjøl midlertidige sjokk kan ha permanente effekter på arbeidsledighetsraten. Blanchard og Summers (1986) definerer hysteresse formelt som tilstedeværelsen av en enhetsrot i et lineært dynamisk system. Et eksempel er et tilfelle der en variabel avhenger av en lineær kombinasjon av dens tidligere verdier der koeffisientene til de tidligere verdiene summerer seg til én. For å anvende begrepet hysteresse bruker Blanchard og Summers uttrykket mer løst for å snakke om et tilfelle der graden av avhengighet til tidligere verdier er veldig høg, og summen av koeffisientene er nær (men ikke nødvendigvis lik) én (Røed, 1997). Dette kommer jeg nærmere tilbake til i kapittel 3.

Ved å utvikle en modell der det skilles mellom to grupper med og uten medlemskap i arbeidsmarkedet<sup>4</sup>, beskriver Blanchard og Summers (1986) teorien om hysteresse. Medlemskap defineres som å være ansatt under lønnsforhandlingsprosessen, mens de som ikke har medlemskap er de arbeidsledige. Det argumenteres for at de med medlemskap har en klar fordel i den rigide lønnsforhandlingsprosessen fordi de er ansatte i en bedrift, og at hysteresse i arbeidsmarkedet kan oppstå fordi de som er medlemmer kun bryr seg om egen vinning i lønnsforhandlingene. Ikke-medlemmene har da ingen påvirkningskraft i forhandlingene fordi de ikke blir tatt hensyn til av de ansatte som faktisk gjør forhandlingene. Konklusjonen blir at medlemskapseffekter kan være en viktig kilde til hysteresse i arbeidsledighetsraten.

Hysteressebegrepet brukes altså til å beskrive langvarig påvirkning av historien til naturlig nivå på arbeidsledigheten kalt likevektsledigheten. En periode med lavkonjunktur kan potensielt ha permanente effekter hvis den endrer holdninga og/eller kjennetegnene til de arbeidsledige og spesielt de som er langtidsledige (Song og Wu, 1997). Hypotesen om

---

<sup>4</sup>Blanchard og Summers (1986) skiller mellom 'insiders' og 'outsiders' i arbeidsmarkedet, i denne oppgaven refererer jeg til disse gruppene som henholdsvis med og uten medlemskap.



hysterese har også viktige policy-implikasjoner. Hypotesen sier at dersom arbeidsledighetsraten er høy og ikke blir motvirka, kan den høge arbeidsledigheten vedvare og skape alvorlige problemer i økonomien sjøl på veldig lang sikt, fordi vi aldri vil komme tilbake til likevektsledigheten. Dette impliserer at resesjoner er mye mer kostbare enn teorien om likevektsledighet tilsier og gir større rom for aktiv politikk for å hindre resesjoner og å opprettholde en stabil økonomisk politikk (Song og Wu, 1998).

## 2.2 Årsaker

Røed (1997) nevner flere mulige kilder til hysterese. Når mennesker brått blir satt utafør arbeidslivet, blir det vanskelig å opprettholde evner og egenskaper som de har tilegna seg gjennom å være i arbeidslivet. På dette grunnlaget sier Røed at arbeidsledighet fører til depresiering av humankapital, og kan dermed være kilde til hysterese. Videre argumenteres det for at depresiering ikke nødvendigvis medfører hysterese dersom endringer i produktivitet fullt ut reflekteres i endra lønninger på lang sikt. Det er i tilfeller med rigide lønninger at en depresiering av humankapital vil føre til mer persistens arbeidsledighet og gi grunnlag for hysterese. Realhysterese kan derimot oppstå når depresiering av humankapital er ujevnt fordelt, for eksempel hvis lavtlønna arbeidere er mer påvirket enn høgtlønna arbeidere samtidig som relative lønninger ikke kan tilpasses.

Høg persistens i arbeidsledighetsraten er også en fare når de som er arbeidsledige har vært det i lang tid. Dess lengre du er arbeidsledig desto vanskeligere er det å komme tilbake til arbeidslivet. Derfor er det viktig å sikre kortvarig ledighet og identifisere risikogrupperne for langtidsledige for å unngå sterk persistens i arbeidsledighetsraten (Andersen, 2010). En annen grunn til å skille mellom kortvarig og langvarig arbeidsledighet er at et høgt nivå på korttidsledige vil presse ned inflasjonen i lønninger, mens et høgt nivå av langtidsledige vil ikke legge press på lønningene. Dersom denne effekten er sterk nok kan dette være grunnlag for hysterese (Ball, 2009).

Blanchard og Summers (1986) deler grunner til at sjokk har langsiktige effekter på arbeidsledighetsraten inn i tre grupper. Disse gruppene er fysisk kapital, humankapital og medlemskapseffekter. Reduksjon i fysisk kapital har en sammenheng med nedgang i sysselsetting og dermed økt arbeidsledighet. At redusert kapitalakkumulasjon har en viktig effekt på arbeidsledighetsraten er derimot vanskelig å argumentere for dersom vi ser på historiske data. Mekanismene som virker gjennom humankapital er bredere definert, og holder for arbeidsledige som ikke er i stand til å opprettholde og utvide sine ferdigheter ved å arbeide (Blanchard og Summers, 1986). Her kan det skilles mellom unge og eldre arbeidsledige, der det viser seg at unge ledige har større mobilitet og har lettere for å komme tilbake til arbeidslivet enn eldre (Arulampalam et al., 2000). Det finnes ikke et

klart mønster av høg persistens for gruppa med unge arbeidsledige, mens for de eldre arbeidsledige viser det seg at høg arbeidsledighet blant grupper i midten av sitt aktive arbeidsliv gir høg ledighet også når de går mot slutten av sin karriere. Humankapital har altså større depresieringsrate blant eldre arbeidere enn yngre (Andersen, 2010). Den siste gruppa Blanchard og Summers refererer til er effektene av medlemskap i arbeidsmarkedet som ble gjort rede for ovenfor.

Årsaker til hysteresis kan også være endringer i likevektsledigheten, for eksempel at det er kostnader forbundet med å gi ansatte sparken og institusjonelle effekter av syklisk arbeidsledighet. De arbeidslediges goder påvirker også graden av persistens i arbeidsledighetsraten. Dette kan være hvor mye arbeidsledighetstrygd den arbeidsledige mottar og hvor lenge hun har krav på den, hvem som dekkes av ordningene og hvordan systemet rundt utdeling av godene fungerer. Både beskyttelse av de arbeidsledige (ved form av goder) og arbeidsgiveravgift og andre skatter på sysselsetting virker positivt på arbeidsledighet og øker dermed persistensen i arbeidsledighetsraten (Nickell et al., 2005). Det er viktig å ta hensyn til at årsakene til hysteresis kan være gjensidig avhengige. Dette betyr at den ene årsaken ikke nødvendigvis utelukker den andre (Røed, 1997).

## 2.3 Teoriens begrensninger

Det finnes et rikt utvalg teoretisk litteratur om hysteresis, og derfor er det også utvikla en rekke empiriske tester for å teste om den aktuelle prosessen har støtte for teorien eller alternativt har støtte for teorien om en likevektsledighet. De relevante testene for denne oppgaven blir presentert i kapittel 3. I dette delkapittelet presenteres kort kritikk av og begrensninger for teorien om hysteresis.

Til tross for at det finnes mange empiriske resultat rapportert i litteraturen er den potensielle forklaringskrafta til hysteresishypotesen et kontroversielt tema (Røed, 1997). Tidligere litteratur gir svært varierende resultat. Som jeg seinere kommer tilbake til kan styrken til *testene* for hysteresis økes ved bruk av paneldata framfor bruk av rene tidsserier, sjøl om dette ikke nødvendigvis gir mer støtte til *teorien*.

Røed (1997) peker spesielt på to problem i tidligere empiri som trenger videre oppmerksomhet. Det første problemet gjelder nivået på likevektsledigheten. Har dette nivået faktisk økt når vi opplever et negativt sjokk, eller er justeringshastigheten så treg at vi fremdeles er på vei mot langsiktig likevektsnivå? Denne forskjellen mellom permanentet (permanency) og sterk persistens er umulig å skille ved bruk av endelige data, og skaper dermed problemer i empiriske undersøkelser. Forskjellen mellom disse to konseptene kan minimaliseres og delvis forsvinne i empirien, og dermed kan testene som utføres få veldig lav styrke fordi det er uklart om det er sterk persistens eller permanentet som er gjel-

dende. Det andre problemet er den gitte økninga i likevektsledigheten. Hvis det er slik at likevektsledigheten har økt kan det skyldes strukturelle endringer i arbeidsmarkedet, men også endringer i ledigheten sjøl. Men andre ord kan det stilles spørsmål om endringa skyldes endogene eller eksogene faktorer.

Det er viktig å ta hensyn til at det er umulig å diskriminere perfekt mellom stasjonaritet og ikke-stasjonaritet ved å kun bruke statistiske metoder. Man kan ikke skille en prosess med en enhetsrot fra en stasjonær prosess dersom den stasjonære prosessen inneholder et eksogent strukturelt skift. Og dersom man veit at det finnes strukturelle skift, vil det eksistere både stasjonære og ikke-stasjonære kandidater som alle forklarer observert variasjon i et endelig datasett (Røed, 1996). Sjøl om dette er en begrensning først og fremst i forhold til metode, er det også viktig å ta hensyn til dette når grunnlaget for teorien blir diskutert og tidligere empiri blir presentert. Resultatene fra empiriske analyser varierer også på grunn av at antakelsene som gjøres på veien er forskjellige (Røed, 1997).

## 2.4 Tidligere empiriske undersøkelser

Litteraturen rundt teorien om hysteresis og testing for enhetsrøtter i arbeidsledigheten er stor og konklusjonene er som tidligere nevnt varierende i forhold til støtte for teorien. I dette delkapittelet vil jeg presentere noe av tidligere litteratur som er relevant for min oppgave, og presentere utviklinga i litteraturen over tid. Jeg begynner med tidligere empiri gjort med tidsseriedata og går deretter videre til empiri gjort med paneldata. Til slutt kommer ei kort oppsummering som sammenfatter resultatene i tidligere empiriske undersøkelser.

### 2.4.1 Tidsserieanalyser

Tidlige empiriske undersøkelser bruker tidsserieanalyse for å eventuelt argumentere for teorien om hysteresis i arbeidsledigheten. Blant pionerene innafor området er Blanchard og Summers (1986) som definerer hysteresis i en mindre streng form (som forklart ovenfor) og utvikler en modell for hvordan hysteresis kan oppstå. I artikkelen tester de også om modellen er konsistent med observerte mønster av langvarig økende arbeidsledighet i Europa og om modellen kan brukes til å forklare forskjellene i atferden til arbeidsledighetsraten i Europa kontra USA. Dette gjøres ved å sammenlikne Europa, representert ved Storbritannia, Frankrike og Tyskland, med USA. Blanchard og Summers resultat viser en betydelig grad av persistens for alle de tre europeiske landa, mens resultatene for USA gir grunnlag for å anta mindre grad av persistens. Artikkelen overordna konklusjon er at atferden til europeisk arbeidsledighet er konsistent med modellen utvikla for teorien om hysteresis, og stiller spørsmål ved om det er fagforeningene som skaper hysteresen i

arbeidsmarkedet. Argumenter mot dette finnes i nyere empirisk forskning som Ball (2009) og Nickell et al. (2005). Disse bidragene finner ingen sammenheng mellom graden av fagforeningsorganiserte og persistens i arbeidsledighetsraten.

I artikkelen til Røed (1996) testes det for hystereser i arbeidsledigheten i 16 OECD-land<sup>5</sup> ved hjelp av tidsseriedata for hvert land. Her testes det for hystereser både ved bruk av stasjonaritet og mean reversion som nullhypotese, og seinere med hystereser og enhetsrøtter som nullhypotese. Ut ifra denne analysen kan OECD-landene deles inn i fire grupper. Resultatene fra gruppa Australia og Canada viser sterk støtte for hysteresehypotesen. Dette gjelder også for gruppa som består av åtte vesteuropeiske land<sup>6</sup> og Japan, hvor resultatene viser ganske sterk støtte for hypotesen om hystereser. I denne gruppa forkastes de fleste testene om stasjonaritet, og de som ikke forkastes har i stor grad t-verdier nær kritisk verdi. I den tredje gruppa som består av Finland, Italia, Spania og Sverige er resultatene uklare fordi ulike tester gir ulike resultat. Den fjerde gruppa består av USA og resultatene viser at hypotesen om stasjonaritet ikke kan forkastes, mens hypotesen om ikke-stasjonaritet blir klart forkasta, som fører til stasjonaritet i prosessen til arbeidsledighetsraten for USA i denne analysen. Denne artikkelen er et eksempel på analyser som gir uklare konklusjoner, og underbygger argumentet om at tester for enhetsrøtter gjort på rene tidsserier har lav teststyrke.

Videre viser Mitchell (1993) sin tidsserieanalyse for OECD-land at man ikke kan forkaste teorien om enhetsrøtter og hystereser generelt, men poengterer at testene som er gjennomført<sup>7</sup> er svake når det er snakk om prosesser som ligger nært prosesser med enhetsrøtter (der koeffisienten er nær, men ikke lik én). Konklusjonen her er at dersom kunnskapen om svake tester kombineres med kunnskap om OECD-landas arbeidsledighetsrate som svært persistent, har vi at resultatene viser høg grad av persistens etter sykliske sjokk for OECD-landa.

For USA er det gjort analyser som tester for hystereser i arbeidsledigheten i 48 amerikanske stater først ved hjelp av tidsserieanalyse, deretter ved bruk av paneldata. Resultatene viser at med univariate tester for rene tidsserier kan ikke nullhypotesen om enhetsrøtter i arbeidsledighetsraten forkastes, mens med paneldata blir hypotesen om enhetsrøtter (og dermed hystereser) klart forkasta. Dette viser at univariate tester har lav styrke mot stasjonaritet i små utvalg, noe som kaster et kritisk blikk på tidligere studier som finner argument for hystereser i den amerikanske arbeidsledigheten (Song og Wu, 1997). Videre konkluderes det med det samme som i Røed (1996), at det fortsatt er en svak versjon av langsiktig likevekt i arbeidsledighetsraten som gjelder for USA.

---

<sup>5</sup>Land som er medlem av organisasjonen for økonomisk samarbeid og utvikling, Organization of Economic Cooperation and Development (OECD).

<sup>6</sup>Østerrike, Belgia, Danmark, Frankrike, Tyskland, Nederland, Norge og Storbritannia.

<sup>7</sup>Her gjennomføres Dickey-Fullertester med og uten trend.

Flere undersøkelser der det skilles mellom analyser gjort med tidsserie- og paneldata inkluderer Johansen (2002) som tester for hysteresis i arbeidsledigheten i norske fylker. Her kan nullhypotesen ikke forkastes ved bruk av aggregerte tidsseriedata, mens nullhypotesen klart blir forkasta ved bruk av paneldatatester. Dette viser igjen at paneldatatester gir sterkere og mer presise estimat enn tester gjort på rene tidsserier. Johansen (2002) argumenterer i tillegg for sterk persistens i arbeidsledigheten ved lav justeringshastighet for alle norske fylker<sup>8</sup>.

## 2.4.2 Paneldataanalyser

Undersøkelser gjort med kun paneldatatester inkluderer blant annet Song og Wu (1997, 1998) som viser at det finnes begrensa støtte for teorien om likevektsledighet, gitt at de paneldatabaserte testene kan ha en viss grad av skeivhet. Altså forkaster testene for enhetsrøtter i paneldata nullhypotesen om at arbeidsledighetsraten er en 'random walk'-prosess. Samtidig argumenteres det her for en høg grad av persistens i arbeidsledighetsraten, det tar veldig lang tid før arbeidsledigheten er tilbake til likevekt.

León-Ledesma og McAdam (2004) ser på graden av persistens i arbeidsledighetsrater i 'overgangsøkonomier' (transition economies) i Øst-Europa<sup>9</sup>. Med utgangspunkt i at konseptet lineær hysteresis er definert som tilstedeværelse av enhetsrøtter i arbeidsledighetsraten, finner artikkelforfatterne at hypotesen om hysteresis kan forkastes etter å ha kontrollert for strukturelle endringer og konjunktursykluser. Videre ser de på mulighetene for at det finnes flere likevekter i arbeidsledigheten, og finner tilstedeværelsen av ei høg og ei lav likevekt. Når artikkelforfatterne sammenlikner tilpasningshastigheten tilbake til likevekt med EU-15s justeringshastighet, finner de at med unntak av Kroatia og Latvia har overgangsøkonomiene ei raskere tilpasning tilbake til likevektsledighet enn landene i EU-15. Arbeidsledighetsraten er dermed mer persistent i EU-15 enn i gruppa definert som overgangsøkonomier. Disse overgangsøkonomiene har også større endringer i nivået på likevektsledigheten ved regimeskift, altså tydeligere strukturelle skift.

Det er gjennomført analyser som sammenlikner eksistens av hysteresis i EU kontra i stater i USA, med resultatet at EU har en høgere grad av persistens i arbeidsledigheten enn det USA har. Dette stemmer med undersøkelsene Blanchard og Summers (1986) gjorde med rene tidsseriedata. Dette betyr at tilpasningshastigheten ser ut til å være større for amerikansk arbeidsledighet, som tyder på at USA har bedre kapasitet til tilpasse seg sjokk i økonomien enn EU har. Policy-implikasjoner innebærer da at stabiliseringspolitikk

---

<sup>8</sup>Justeringshastigheten er her regna ut fra gjennomsnittet av koeffisientene foran lagga ledighet til hvert enkelt fylke.

<sup>9</sup>Overgangsøkonomiene inkludert i studien er Polen, Romania, Slovenia, Kroatia, Ungarn, Bulgaria, Tsjekia, Slovakia, Estland, Latvia, Litauen og Russland (León-Ledesma og McAdam, 2004).

kan ha permanente effekter på arbeidsledighetsraten i EU-land og ha langvarige (men ikke permanente) effekter på arbeidsledighetsraten i stater i USA (León-Ledesma, 2002). Dette støttes av Liew et al. (2009) som konkluderer med at hypotesen om hysteresis ikke kan forkastes for de fleste OECD-landene dersom testene blir utført for ett og ett land<sup>10</sup>. Her understrekes det at landene i analysen er gjensidig avhengige, og at dette er viktig å være oppmerksom på.

Camarero et al. (2006) åpner for endogent bestemte multiple strukturelle endringer i sin paneldatanalyse, og korrigerer samtidig for krysskorrelasjon i restleddene. Det argumenteres for at dette har høy relevans for spesielt integrerte områder, slik som EU kan defineres som. Resultatene fra denne analysen sier at hypotesen om hysteresis bli forkasta med klar margin, også hvis vi ser på hvert land enkeltvis. Denne konklusjonen støttes av Papell et al. (2000), som forkaster nullhypotesen om hysteresis etter å ha inkludert strukturelle skift i tidsseriene for 16 OECD-land. Her erstattes hypotesen om hysteresis med stasjonært alternativ med regimeskift for de fleste av landa.

### 2.4.3 Oppsummering

Med utgangspunkt i empirien presentert ovenfor er det klart at paneldata gir mer presis inferens enn tidsseriedata ved testing av enhetsrøtter. En stor del av litteraturen presentert forkaster nullhypotesen om hysteresis ved bruk av paneldata (uansett utvalg), sjøl om det finnes resultat som støtter teorien og sier at sjokk gir permanente effekter, blant andre León-Ledesma (2002). Det er også enighet om høy persistens i arbeidsledighetsraten og at muligheten for strukturelle skift kan forstyrrer testene og gi upresise resultat.

---

<sup>10</sup>Her er det tatt utgangspunkt i 14 OECD-land, mot 16 land i Røed (1996) sin artikkel.

### 3 Metode, tester og spesifikasjon

Teorien om hysteresis sier at sjokk i arbeidsmarkedet vil ha permanente effekter på arbeidsledighetsraten, og karakteriserer dermed arbeidsledighetsraten som en ikke-stasjonær prosess. Ikke-stasjonære prosesser kjennetegnes ved at de inneholder en eller flere enhetsrøtter, og variansen øker med antall observasjoner (Gujarati og Porter, 2009, s. 742). Man kan teste for enhetsrøtter i prosessen ved hjelp av ulike tester og har hysteresis i arbeidsledigheten dersom man kan påvise enhetsrøtter.

Det finnes en stor litteratur om testing for enhetsrøtter generelt og testing for enhetsrøtter i paneldata. I dette kapitlet presenteres metoder og tester for å finne enhetsrøtter, samt fordeler og ulemper knyttet til de forskjellige metodene. Jeg velger å begynne med en presentasjon av testing for enhetsrøtter i rene tidsseriedata og gå videre til testing av enhetsrøtter i paneldata. Deretter presenteres modellspesifikasjonen som blir brukt i denne oppgaven og valget av 'fixed effects' som estimeringsmetode.

#### 3.1 Enhetsrøtter i tidsseriedata

I tidsseriedata skilles det mellom stasjonære og ikke-stasjonære prosesser. En stasjonær prosess defineres som en prosess med konstant forventning, konstant varians og konstant autokovarians. Om tidsserien er stasjonær eller ikke kan ha store innvirkninger på egenskapene og oppførselen til serien. Der et sjokk ikke har permanente effekter med en stasjonær serie, kan sjokk føre til permanente effekter dersom vi har en ikke-stasjonær serie, og dette kan være grunnlag for hysteresis i arbeidsledigheten. Det er imidlertid viktig å skille mellom prosesser med treg tilpasning, altså høy grad av persistens, og prosesser med hysteresis. Sjøl om virkninger av sjokket blir i systemet på ubestemt tid, kan det fortsatt hende at vi har en veldig persistent prosess som fortsatt er stasjonær (Brooks, 2008, kap. 7.1).

Dersom vi tar utgangspunkt i følgende autoregressive prosess for arbeidsledighetsraten (restleddet  $e_t$  antas å ha 'kvitt støy'-egenskaper)

$$u_t = \mu_0 + \phi u_{t-1} + e_t \quad (3)$$

kan vi teste for enhetsrøtter ved nullhypotesen at  $\phi = 1$  mot et ensidig alternativ at  $\phi < 1$ . Hvis nullhypotesen forkastes er prosessen en stasjonær prosess med  $\phi$  mindre enn 1. Effekten av et sjokk vil kun ha midlertidige effekter og effektene vil dø ut på lang sikt, vi har 'mean reversion'. Med 'mean reversion' vil vi på lang sikt komme tilbake til en likevektsledighetsrate. Dersom vi ikke kan forkaste nullhypotesen har vi en enhetsrot

i prosessen og en ikke-stasjonær prosess. Med  $\phi = 1$  er likning (3) en 'random walk'-prosess uten drift og vil ha økende varians i økt antall observasjoner. Dette er et brudd på forutsetninga om konstant varians som gjelder for en stasjonær prosess (Gujarati og Porter, 2009, s. 742).

En 'random walk'-prosess er en prosess uten mål og mening, der det kun er tilfeldigheter som gjør at prosessen kommer tilbake til likevektsnivå. Motsetninga er en stasjonær prosess med 'mean reversion', der vi på sikt alltid vil komme tilbake til likevekt. Hvor raskt tilpasninga vil skje avhenger av justeringshastigheten som er gitt ved  $\phi$ . Dersom  $u_t$  her er arbeidsledighetsraten og vi ikke kan forkaste nullhypotesen har vi grunnlag for å si at det finnes hysteresis i arbeidsledigheten.

Under nullhypotesen følger ikke testobservatoren ei standard t-fordeling sjøl i store utvalg, og det kan bevises at standard forutsetninger for asymptotiske analyser ikke er gyldige (Brooks, 2008, kap. 7.1). Kritiske verdier for en ny testobservator kalt  $\tau$ -observatoren er utvikla ved hjelp av Monte Carlo-simuleringer, og testen for enhetsrøtter omtales i litteraturen som Dickey-Fuller (DF) testen<sup>11</sup>. DF-testen utføres på tre ulike måter, avhengig om prosessen er uten konstantledd, med konstantledd eller med konstantledd og drift rundt en deterministisk trend. DF-testen forutsetter at restleddet er ukorrelert med de inkluderte forklaringsvariablene, noe som gir testen begrensninger.

For å se på en utvidelse av DF-testen, kan likning (3) skrives som

$$\begin{aligned} u_t - u_{t-1} &= \mu_0 + (\phi - 1)u_{t-1} + e_t \\ \Delta u_t &= \mu_0 + \rho u_{t-1} + e_t \end{aligned} \quad (4)$$

der  $\rho = (\phi - 1)$ . En utvidelse av testen som tar hensyn til at restleddene kan være seriekorrelerte er den såkalte Augmented Dickey-Fuller (ADF) testen. Her inkluderes lagga verdier av den avhengige variabelen i likning (4) for å renske ut eventuell seriekorrelasjon i restleddet på denne måten

$$\Delta u_t = \mu_0 + \rho u_{t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta u_{t-j} + e_t \quad (5)$$

Antall lag  $k$  som skal inkluderes kan bestemmes ut ifra bruk av ulike informasjonskriterier<sup>12</sup>. Det kan argumenteres for at ei begrensning for ADF-testen er at det kan være uklart hvor mange lagga verdier som skal inkluderes i testen. Med ADF-test testes null-

<sup>11</sup>Dickey og Fuller gjorde pionerarbeid i utviklinga av test for enhetsrøtter i tidsseriedata (Brooks, 2008, s. 327).

<sup>12</sup>Et informasjonskriterium måler hvor mye informasjon man får ut av å inkludere en ekstra variabel i regresjonen mot straffen i mista frihetsgrader som følge av den ekstra variabelen. Målet er å velge det antallet variabler som minimerer verdien på informasjonskriteriet.



hypotesen  $\rho = 0$  mot det ensidige alternativet  $\rho < 0$ . Dersom vi ikke kan forkaste nullhypotesen om 'random walk' har vi en ikke-stasjonær prosess og dermed grunnlag for å si at det vi har hysteres i arbeidsledigheten. ADF-testen er ei utvidelse av DF-testen, det innebærer at testobservatoren  $\tau$  fortsatt brukes. Testen har også samme kritiske verdier som DF-testen.

Viktig kritikk av DF- og ADF-tester for enhetsrøtter er at testene vil konkludere med ikke-stasjonaritet for en prosess der  $\phi \approx 1$  eller tilsvarende  $\rho \approx 0$ , og at det antas i forutsetningene for testene at prosessen er integrert av første orden slik at de har kun ei enhetsrot. Tester for enhetsrøtter har altså lav styrke dersom prosessen det testes for enhetsrøtter i er stasjonær, men har ei enhetsrot nær grensa til ikke-stasjonaritet (Gujarati og Porter, 2009, s. 755-759). Dette gjelder spesielt med små utvalg, altså lav  $t$  (Brooks, 2008, s. 330). Testen blir også sterkere desto større spennet er i utvalget, altså om vi har observasjoner som sprer seg utover en større tidsperiode. Som nevnt tidligere er det også verdt å merke seg at dersom det finnes strukturelle endringer i tidsserien kan det hende en test for enhetsrøtter ikke fanger opp dette, og gir grunnlag for forkasting av nullhypotesen i tilfeller der vi faktisk har en 'random walk'-prosess.

### 3.2 Enhetsrøtter i paneldata

Det er stor enighet i litteraturen om at tester for enhetsrøtter, som ADF-testen omtalt ovenfor, brukt på tidsseriedata mangler styrke for å skille nullhypotesen om ikke-stasjonaritet mot den stasjonære alternativhypotesen (Maddala og Wu, 1999). En måte å øke testenenes styrke på er å bruke paneldata og teste for enhetsrøtter i datasett som har observasjoner både i tverrsnitts- og tidsdimensjonen, som vil øke størrelsen på utvalget og dermed gjøre inferens mer presis (Johansen, 2002). Paneldata gir også større variasjon i data, mindre kollinearitet blant variablene, flere frihetsgrader og større effisiens sammenlikna med data som kun har variasjon i en dimensjon (Gujarati og Porter, 2009, kap. 6.1). I dette avsnittet presenteres de viktigste bidragene til tester for enhetsrøtter i paneldata med vekt på tester relevant for denne oppgaven.

Levin og Lin (1992) har lagt et godt rammeverk for utvikling av tester for enhetsrøtter i paneldata, og tar utgangspunkt i følgende modell

$$\Delta u_{it} = \rho u_{it-1} + \mu_0 + \alpha_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

Der  $i = 1, 2, \dots, N$  og  $t = 1, 2, \dots, T$ . Denne modellen inkluderer individ- og tidsspesifikke effekter gitt ved henholdsvis  $\alpha_i$  og  $\theta_t$ <sup>13</sup> samt konstantleddet  $\mu_0$ .  $\rho$  er fortsatt definert som

---

<sup>13</sup>Se Maddala og Wu (1999) for flere mulige modellspekifikasjoner i forhold til inkludering av individspesifikke effekter, tidsspesifikke effekter og/eller tidstrend.

$(\phi-1)$ , slik at vi tester nullhypotesen  $\rho = 0$  mot et ensidig alternativ  $\rho < 0$ . Dersom vi ikke kan forkaste nullhypotesen har vi en ikke-stasjonær prosess, med andre ord har vi hysteresse i arbeidsledigheten ( $u_{it}$  er fortsatt definert som arbeidsledighetsraten) dersom vi ikke kan forkaste nullhypotesen. Restleddet antas å være uavhengig og identisk normalfordelt med forventning lik null og konstant varians, altså  $\varepsilon_{it} \sim IID(0, \sigma^2)$ .

Den største begrensninga til Levin-Lin (LL) testen er at  $\rho$  er den samme for alle observasjonene. Dersom vi sier at  $\rho_i$  er verdien på  $\rho$  for tverrsnitt  $i$  og at  $i = 1, 2, \dots, N$ , gir LL-testen følgende nullhypotese og alternativhypotese

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

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

Nullhypotesen sier altså at  $\rho$  vil være lik og lik null for alle tverrsnitt  $i$ , mens alternativhypotesen sier at alle  $\rho$  vil være like og mindre enn null for alle tverrsnitt  $i$ . Denne nullhypotesen gir mening i enkelte sammenhenger, mens alternativhypotesen er for sterk til at den kan holde i noen empiriske sammenhenger (Maddala og Wu, 1999). I analysen i denne oppgaven testes det for hysteresse i arbeidsledigheten. Med utgangspunkt i hypotesene over vil konklusjonen være at dersom det finnes stasjonaritet i prosessen til arbeidsledighetsraten og nullhypotesen kan forkastes, vil justeringshastigheten tilbake til likevekt være lik for alle land inkludert i analysen. Denne konklusjonen gir lite mening i denne oppgavens sammenheng. Maddala og Wu (1999) poengterer dette ved å argumentere for at det ikke gir noen mening å anta at alle land i en analyse vil konvergere med samme rate hvis de faktisk konvergerer.

For å bruke LL-testen må man også korrigere for eventuelt heteroskedastiske og avhengige restledd som kan føre til endogenitet samt anta uavhengige tverrsnittsenheter (Banerjee, 1999). Dette i tillegg til andre forhold som ikke blir lagt vekt på i denne oppgaven legger restriksjoner for bruk av LL-testen, og taler til fordel for bruk av andre tester for enhetsrøtter. Jeg vil derfor i denne oppgaven bruke LL-testen som et startpunkt i analysen og deretter teste hypotesene om hysteresse med andre tester som skal være mer presise. Disse testene presenteres nedenfor.

Im et al. (2003) har utvikla en test som tillater heterogenitet i justeringshastigheten under alternativhypotesen slik at verdien på  $\rho$  kan variere mellom land. Alternativhypotesen er da gitt ved  $H_1 : \rho_i < 0$ . Dersom man forenkler modellen (6) og tar utgangspunkt i følgende modell med individspesifikt konstantledd

$$\Delta u_{it} = \rho_i u_{it-1} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \tag{7}$$

kan vi teste for enhetsrot i hver enkelt serie i motsetning til med LL-testen, der  $\rho$  er den

samme for alle seriene. Formuleringa av alternativhypotesen tillater at  $\rho_i$  varierer mellom land og at noen (men ikke alle) individuelle serier også har enhetsrøtter. Formelt antas at under alternativhypotesen er andelen av landspesifikke prosesser som er stasjonære ulik null, dette er nødvendig for å sikre konsistenste resultat (Im et al., 2003). Im-Pesharan-Shin (IPS) testen er en måte å kombinere resultat fra  $N$  antall tester for enhetsrøtter utført på  $N$  tverrsnittsenheter (Maddala og Wu, 1999). Testen bruker en testobservator  $\bar{t}$  med gruppegjennomsnitt ('group mean') for å teste nullhypotesen om enhetsrøtter,  $H_0 : \rho_i = 0$ . IPS-testen for gitt  $N$  og  $T$  er gitt ved

$$\bar{t}_{NT} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_{iT_i} \quad (8)$$

der  $t_{iT_i}$  er t-verdien for tverrsnittsenhet  $i$  med antall perioder  $T_i$  for samme enhet. Dersom det finnes forstyrrelser i panelet som eksempelvis seriekorrelasjon, krever testobservatoren at både  $N$  og  $T$  er tilstrekkelig store for at testobservatoren  $\bar{t}_{NT}$  skal ha høg styrke. Med forstyrrelser som seriekorrelasjon er det viktig hvordan de underliggende ADF-estimeringene er gjennomført. Dersom nok lags er inkludert i estimeringene vil IPS-testen  $\bar{t}_{NT}$  sine resultat være tilfredsstillende og generelt bedre enn med LL-testen. (Im et al., 2003).

Sjøøl om IPS-testen er en forbedring av LL-testen fordi IPS tillater heterogenitet på tvers av serier, finnes det fortsatt flere problem med IPS-testen (Maddala og Wu, 1999). Som nevnt tidligere antas under IPS-testen at  $T$  må være den samme for alle tverrsnittsenheter, i tillegg er de kritiske verdiene som brukes sensitive i forhold til hvilken laglengde som velges i hver enkelt ADF-regresjon (Banerjee, 1999).

IPS-testen åpner til en viss grad for krysskorrelasjon mellom tverrsnittsenheter ved å tillate tidseffekter dersom man inkluderer en variabel for tidstrend i likning (7). Maddala og Wu (1999) argumenterer for at dette i virkeligheten ikke er tilstrekkelig for å fange opp krysskorrelasjon fordi de eventuelle korrelasjonene ikke forekommer i en så enkel form. Derfor foreslås å bruke en test som kombinerer p-verdiene til en testobservator for enhetsrøtter for hver enkelt tverrsnittsenhet. Denne testen omtales som Fischertesten og testobservatoren  $\lambda$  er gitt ved

$$\lambda = -2 \sum_{i=1}^N \ln \pi_i \sim \chi^2(2N) \quad (9)$$

der  $\pi_i$  er p-verdien til testobservatoren for tverrsnittsenhet  $i$ . Fischertesten er kjikvadratfordelt med  $2N$  frihetsgrader under forutsetninga om uavhengighet mellom tverrsnittsenhetene.

En av fordelene med Fischertesten er at den er ikke-parametrisk. Dette betyr at uansett

hvilken testobservator som brukes for å teste for enhetsrøtter kan vi finne p-verdiene for hver tverrsnittsenhet og bruke Fischertesten. Derimot er IPS-testen en parametrisk test, og bruker forventning og varians til LM-observatoren for å beregne  $\bar{t}_{NT}$  som avhenger både av antall lags brukt i ADF-testen og størrelsen på utvalget. Disse kritiske verdiene er kun gyldige dersom ADF-test er brukt for å teste for enhetsrøtter i hvert enkelt tverrsnitt. Fischertesten har ingen slike begrensninger (Maddala og Wu, 1999).

Det mest grunnleggende som skiller de to testene er at Fischertesten er basert på å kombinere signifikansnivåene til de forskjellige testene, mens IPS-testen er basert på å kombinere testobservatorene til de forskjellige testene. Maddala og Wu (1999) gjennomfører Monte Carlo-simuleringer for å teste styrken til de to testene mot hverandre med disse utfordringene i mente. Generelt konkluderes det med at Fischertesten er bedre og gir mindre skeivhet enn IPS- og LL-testen. Andre forhold som taler til fordel for Fischertesten i denne sammenhengen er at det er en eksakt test, og ikke en asymptotisk test slik som LL- og IPS-testen. Dette gir ikke store forskjeller i analyser med endelige utvalg, men det er verdt å merke seg at den asymptotiske validiteten til testene avhenger av ulike forhold for Fischertesten og IPS-testen. For IPS-testen avhenger de asymptotiske resultatene av at  $N$  går mot uendelig, mens for Fischertesten avhenger resultatene av at  $T$  går mot uendelig. Også Choi (2001) argumenterer for fordelene med Fischertesten i forhold til IPS-testen.

Den åpenbare enkelheten og robustheten i forhold til laglengde, utvalgsstørrelse og valg av testobservator gjør Fischertesten attraktiv, spesielt fordi det kan brukes tester der enten stasjonaritet eller ikke-stasjonaritet er nullhypotese for å beregne p-verdiene (Banerjee, 1999). Jeg vil videre i analysene i denne oppgaven først bruke LL-test, så IPS-test og Fischertest for å teste for enhetsrøtter i paneldata. Jeg sammenlikner resultatene fra de ulike testene gjort på samme utvalg og trekker konklusjoner om tilstedeværelsen av enhetsrøtter ut fra testenes styrker og svakheter argumentert for ovenfor.

### 3.3 Modellspesifikasjon og valg av estimeringsmetode

I dette delkapitlet vil jeg presentere paneldatamodellen som brukes i analysen. Videre vil jeg presentere og begrunne valget av 'fixed effects' som estimeringsmetode samt begrunne inkluderinga av dummyvariable i modellen.

#### 3.3.1 Paneldatamodellen

Som argumentert for tidligere kan man ved å bruke paneldata øke styrken på tester for enhetsrøtter i forhold til hvis man bruker rene tidsserier. I denne oppgaven tar jeg

utgangspunkt i følgende paneldatamodell

$$\begin{aligned}\Delta u_{it} &= \mu_0 + \rho u_{it-1} + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta u_{it-j} + e_{it} \\ e_{it} &= \eta_i + \varepsilon_{it}\end{aligned}\tag{10}$$

som inkluderer  $k$  lagga verdier av førstedifferensene til arbeidsledighetsraten for å rense ut eventuelle problemer med seriekorrelasjon i restleddet. Restleddet i likning (10) kan dekomponeres i et landspesifikt restledd,  $\eta_i$ , som fanger opp stokastisk uobserverbar heterogenitet som kan skyldes utelatte landspesifikke variable. I tillegg har vi et idiosynkratisk restledd som variere både over tid og mellom land gitt ved  $\varepsilon_{it}$ . Ved bruk av denne paneldatamodellen gitt ved (10) finnes en rekke forutsetninger om restleddet som må være oppfylt for at estimerte koeffisienter skal være konsistente og forventningsrette. Disse forutsetningene<sup>14</sup> er gitt ved

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

$$E(\eta_i | x_{it}) = 0 \tag{ii}$$

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

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

$$E(\eta_i\varepsilon_{jt}) = 0 \text{ for alle } i, j \text{ og } t \tag{v}$$

Her er  $x_{it}$  definert som en hvilken som helst forklaringsvariabel. Forutsetning (i) og (ii) sier at begge komponentene i restleddet må være uavhengig av alle de inkluderte forklaringsvariablene. Forutsetning (iii) og (iv) sier at variansen til begge restleddskomponentene er konstant og lik henholdsvis  $\sigma_\eta^2$  og  $\sigma_\varepsilon^2$ , og at det ikke finnes seriekorrelasjon i noen av komponentene. Forutsetning (v) sier at det ikke finnes noen korrelasjon mellom den landspesifikke og den idiosynkratiske restleddskomponenten, vi har uavhengige restleddskomponenter.

Dersom alle forutsetningene (i) til (v) er oppfylt, kan pooled OLS<sup>15</sup> brukes for å estimere paneldatamodellen (10). I denne analysen korrigeres det for seriekorrelasjon i restleddet ved at det benyttes ADF-tester, dette er tidligere begrunna i kapittel 3.1. Derfor vil forutsetning (iii) i min analyse kunne modifiseres til en restriksjon der det forutsettes at variansen er konstant og lik  $\sigma_\varepsilon^2$ , altså at vi har fravær av heteroskedastisitet.

<sup>14</sup>Se appendix 14A i Wooldridge (2009) for mer om forutsetningene til restleddet.

<sup>15</sup>OLS er en forkortelse for Ordinary Least Squares, og blir ofte oversatt til minste kvadraters metode på norsk. I denne oppgaven brukes bare forkortelsen OLS.

Ved brudd på noen av forutsetningene må andre estimeringsmetoder enn pooled OLS vurderes for å få forventningsrette estimatorer. Vil nå spesielt se på tilfeller der forutsetning (ii) blir brutt, det vil si at vi har korrelasjon mellom den landspesifikke restleddskomponenten og en eller flere forklaringsvariable i modellen.

### 3.3.2 Fixed effects

Hvis det landspesifikke restleddet er korrelert med inkluderte forklaringsvariable, har vi brudd på forutsetning (ii) ovenfor og estimering av modellen (10) vil ikke gi konsistente og forventningsrette estimatorer. Det finnes flere måter å løse dette problemet på, i dette delkapittelet vil jeg ta for meg 'fixed effects' (FE) estimatoren som unngår dette problemet ved å transformere bort alle landspesifikke ledd i modellen. For å oppnå FE-estimatoren trekkes landspesifikt gjennomsnitt fra likning (10), og følgende likning gir FE-estimatoren

$$\Delta u_{it} - \Delta \bar{u}_i = \rho(u_{it-1} - \bar{u}_i) + \sum_{j=1}^k \beta_j (\Delta u_{it-j} - \Delta \bar{u}_i) + \varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i \quad (11)$$

Her er  $\Delta \bar{u}_i$ ,  $\bar{u}_i$  og  $\bar{\varepsilon}_i$  landspesifikke gjennomsnitt av sine respektive variabler. Sida  $\eta_i$  kun varierer mellom land og ikke over tid, vil landspesifikk gjennomsnitt av denne variabelen være lik variabelen sjøl. Landspesifikt gjennomsnitt av konstantleddet  $\mu_0$  vil også være det samme som konstantleddet i utgangspunktet, fordi heller ikke det endres over tid. Her måles variablene som avvik fra sine respektive landspesifikke gjennomsnitt. Ved å gjøre denne transformasjonen fjernes landspesifikke effekter, og dermed unngår vi problemet med at restleddskomponenten som ikke varierer over tid,  $\eta_i$ , er korrelert med noen av de andre forklaringsvariablene.  $\eta_i$  inngår ikke lenger i modellen (11) og estimering med OLS gir forventningsrette og konsistente estimatorer.

Så lenge vi kan anta at  $\varepsilon_{it}$  ikke er korrelert med noen av forklaringsvariablene, har FE-estimering en klar fordel i forhold til andre metoder som 'first-differencing'<sup>16</sup>, fordi estimatorene blir mer effisiente. Det er imidlertid viktig å ta hensyn til hvor stort utvalget i datasettet er både i tverrsnitts- og tidsdimensjonen. Dersom vi har få tverrsnittobservasjoner i forhold til lengden på tidsserien kan inferens med bruk av FE-estimering være veldig sensitiv for brudd på forutsetningene om restleddet (Wooldridge, 2009, s. 487). Sida kun tidsdimensjonen blir utnyttet i estimeringen utnytter FE-estimering mindre data sammenlikna med andre estimatorer som 'random effects' og 'first differencing'. FE-estimering fører også til at man mister frihetsgrader fordi estimeringa baseres på færre observasjoner hvis man sammenlikner med bruk av pooled OLS.

<sup>16</sup>En 'first-differencing'-modell differensierer alle variable en periode, slik at alle variabler står på endringsform. Se Wooldridge (2009, s. 458) for mer om 'first-differencing'.

Ved å bruke FE-estimering transformeres de landspesifikke effektene bort fra modellen. Dette vil med andre ord si at FE-estimering tillater for heterogenitet i konstantleddet mellom land (gitt at vi har stasjonaritet). I denne oppgavens sammenheng betyr dette at nivået på likevektsledigheten tillates å være forskjellig mellom land, noe som virker rimelig å anta. Hvis vi bruker pooled OLS vil konstantleddet være felles for alle land, noe som dermed gir samme nivå på likevektsledigheten for alle land. Dette er et godt argument for å benytte FE-estimering i analysen i denne oppgaven. I tillegg bruker tidligere empiriske undersøkelser for hysteresis i arbeidsledigheten i stor grad FE-estimering.

Med et utvalg på størrelse med det som brukes i denne oppgaven har vi tilstrekkelig med observasjoner slik at å benytte FE-estimering ikke gir problemer i forhold til mista frihetsgrader (eller andre problemer). Jeg antar også at det idiosynkratiske restleddet  $\varepsilon_{it}$  ikke er korrelert med noen andre forklaringsvariable, og dette i tillegg til argumentene ovenfor viser at FE-estimering er den beste estimeringsmetoden for denne oppgaven. FE-estimering innebærer derimot alltid en viss skeivhet i estimatorene som det er viktig å ta hensyn til. Jeg vil nå se mer på denne skeivheten ved bruk av FE-estimatoren samt skeivhet i estimatorene til autoregressive modeller.

### 3.3.3 Skeivhet i estimatorene

Dersom vi først ser på skeivhet i estimatorene ved bruk av tidsserier kan vi ta utgangspunkt i en enkel autoregressiv modell av typen (3), som her er uten konstantledd. Modellen er gitt ved

$$u_t = \phi u_{t-1} + e_t \quad (12)$$

Her vil estimatorene som oppnås ved OLS-estimering være konsistente, verdien på  $\hat{\phi}$  vil gå mot den sanne verdien på  $\phi$  når utvalgsstørrelsen øker. Det kan videre vises at estimatoren ikke er forventningsrett, forventningsskeivheten til parameteren  $\hat{\phi}$  vil være tilnærma lik

$$E(\hat{\phi}_T - \phi) \approx -\frac{2\phi}{T} \quad (13)$$

der  $\hat{\phi}_T$  er OLS-estimatoren basert på et utvalg med  $T$  observasjoner i tidsdimensjonen. Skeivheten avtar med størrelsa på utvalget, stor  $T$  fører til mindre skeivhet i utvalget (Bårdsen og Nymo, 2011, kap. 10.1.2). Av likning (13) ser vi at så lenge  $|\phi| < 1$ , vil vi underestimere  $\hat{\phi}$ , slik at for likning (3) vil arbeidsledighetsraten i fjor ha en sterkere effekt på arbeidsledigheten i år enn  $\hat{\phi}$  tilsier. Desto mindre  $T$  er desto større vil skeivheten være og desto meir underestimert vil effekta av arbeidsledighetsraten i fjor være.

I kapittel 3.3.2 begrunnes valget av FE-estimator til denne oppgaven som bruker paneldata framfor tidsseriedata. Det kan vises at med FE-estimering får vi inkonsistente estimatører for gitt  $T$  når  $N$  går mot uendelig. Når  $T$  går mot uendelig vil FE-estimering gi

konsistente estimatorer, men estimatorene vil være forventningsskeive. Med liten  $T$  kan skeivheten være veldig stor uansett størrelse på  $N$ , dette kalles Nickell-skeivhet<sup>17</sup>. Ved å se på sannsynlighetsgrensa for FE-estimatoren når  $N$  går mot uendelig kan det vises at man også her vil underestimere FE-estimatoren i forhold til dens faktiske verdi. Med  $\phi > 0$  vil skeivheten alltid være negativ og skeivheten vil være mindre desto større  $T$  er (Arellano, 2003, s. 84-86).

I dette delkapittelet har jeg vist at estimeringsmetode som benyttes i denne oppgaven medfører en forventningsskeivhet som underestimerer parametrene. For alle metoder er dette problemet også mest kritisk med lav  $T$ . Tidsserien i denne oppgaven er fra 34 til 43 observasjoner lang<sup>18</sup>. I Arellano (2003, tabell 6.1) rapporteres størrelsen på skeivheten for serier på opp til 15 observasjoner, denne blir målt til -0,17 dersom parameteren har en verdi på 0,95, og betydelig mindre<sup>19</sup> dersom parameteren har en lavere verdi. Da denne oppgaven har over dobbelt så stor  $T$  er det god grunn til å tro at skeivheten vil være betydelig mindre enn dette, men det er fortsatt viktig å ta hensyn til at parametrene alltid til en viss grad vil være underestimert i et endelig utvalg.

### 3.3.4 Dummyvariabler

Dummyvariabler er binære variabler som antar verdien 0 eller 1, og vi kan på denne måten korrigere for kvalitative effekter (Wooldridge, 2009, kap 7.1) som for eksempel at observasjonen er fra en spesiell del av året. I analysen i denne oppgaven benyttes kvartalsdata, og dummyvariable for første, andre og tredje kvartal er inkludert i modellen. Dermed blir fjerde kvartal basiskvartal. Ikke-signifikante dummyvariable er renska bort for å forenkle modellen og spare frihetsgrader. Ved hjelp av dummyvariabler korrigeres det også for effekter som kan være sterkere på et tidspunkt i året enn ellers. Dummyvariable kan defineres for spesielle tidsperioder, slik at vi kan luke ut effekter som skyldes forhold i disse delperiodene som kan føre til mindre presis inferens på testene som blir gjennomført.

---

<sup>17</sup>Se Nickell (1981) for utledning og analyse av graden av inkonsistens og skeivhet i en autoregressiv prosess.

<sup>18</sup>Antall observasjoner for hvert enkelt land rapporteres i tabell 2, de fleste land har observasjoner for alle periodene, altså 43 observasjoner.

<sup>19</sup>Henholdsvis -0,11 for en parameter på 0,5 og -0,07 for parameter på 0,05.



## 4 Data og deskriptiv statistikk

I dette kapittelet blir datasettet brukt i analysen beskrevet. Videre gis deskriptiv statistikk på arbeidsledighetsrater i EU over tid, og jeg ser på forskjellene i dynamikken til arbeidsledighetsratene i EU-15 og i de nye medlemslandene.

### 4.1 Datasettet

Datasettet brukt i analysen i denne oppgaven er kvartalsdata for samtlige 27 EU-land der variabelen analysert er total arbeidsledighetsrate i aldersgruppa 15 til 64 år, definert som  $u_{it}$ . Tidsserien strekker seg fra første kvartal i 2000 til tredje kvartal i 2010, og observasjonene er ikke sesongjusterte. Datasettet er henta fra Eurostat, EUs statistikksenter, sine heimesider<sup>20</sup>. I analysen har jeg valgt å utelate Tyskland på grunn av at det kun er rapportert én observasjon i året fram til 2004. Tyskland har dermed kun 28 observasjoner i forhold til de fleste andre land som har 43. Jeg har også valgt å utelate Kypros på grunn av 17 manglende observasjoner i tidsperioden. Grunnlaget for min analyse er på grunn av dette 25 EU-land.

Noen av tidsseriene mangler enkelte observasjoner, se tabell 2 for antall observasjoner i hver enkelt serie. Jeg velger å ignorere de manglende observasjonene fordi grunnen til at de mangler ikke har sammenheng med observasjonene som er tilgjengelige. I dette tilfellet kan vi se bort fra de manglende observasjonene og fremdeles få estimatorer med de rette egenskapene (Darnell, 1994, s. 256).

### 4.2 Deskriptiv statistikk

I dette delkapittelet ser jeg på utviklinga i europeisk arbeidsledighet over tid, og kommenterer land med utvikling som skiller seg ut fra mengden. Videre presenteres og kommenteres landspesifikke gjennomsnitt og standardavvik målt for perioden 2000 til 2010, altså samme tidsperiode som blir analysert seinere i oppgaven.

#### 4.2.1 Europeisk arbeidsledighet

I figur 1 vises gjennomsnittlig arbeidsledighetsrate gitt ved  $gjsnittEU$  og tilhørende standardavvik gitt ved  $std.avvikEU$  for heile utvalget i heile tidsperioden. Gjennomsnittlig arbeidsledighetsrate er opp mot ti prosent i starten av tidsperioden, i år 2000, før den gradvis reduseres til 6,5 prosent rundt årskiftet 2007/2008. Deretter ser vi effektene av

---

<sup>20</sup>Eurostats sider finnes på <http://epp.eurostat.ec.europa.eu>.

finanskrise, og gjennomsnittlig arbeidsledighet går igjen kraftig opp og når en foreløpig topp i midten av 2010 på nær 11 prosent. Når det gjelder standardavviket ser vi av figuren av avviket øker med økt arbeidsledighetsrate. Tall for gjennomsnittlig arbeidsledighet i hele EU i perioden viser et gjennomsnitt på 8,3 prosent med et standardavvik på 3,99, som vist i tabell 1.

Tabell 1: Arbeidsledighetsrate i EU

|             | Gjennomsnitt | Standardavvik |
|-------------|--------------|---------------|
| Hele EU     | 8,329        | 3,9873        |
| EU-15       | 7,005        | 2,8682        |
| Nye EU-land | 10,004       | 4,5410        |

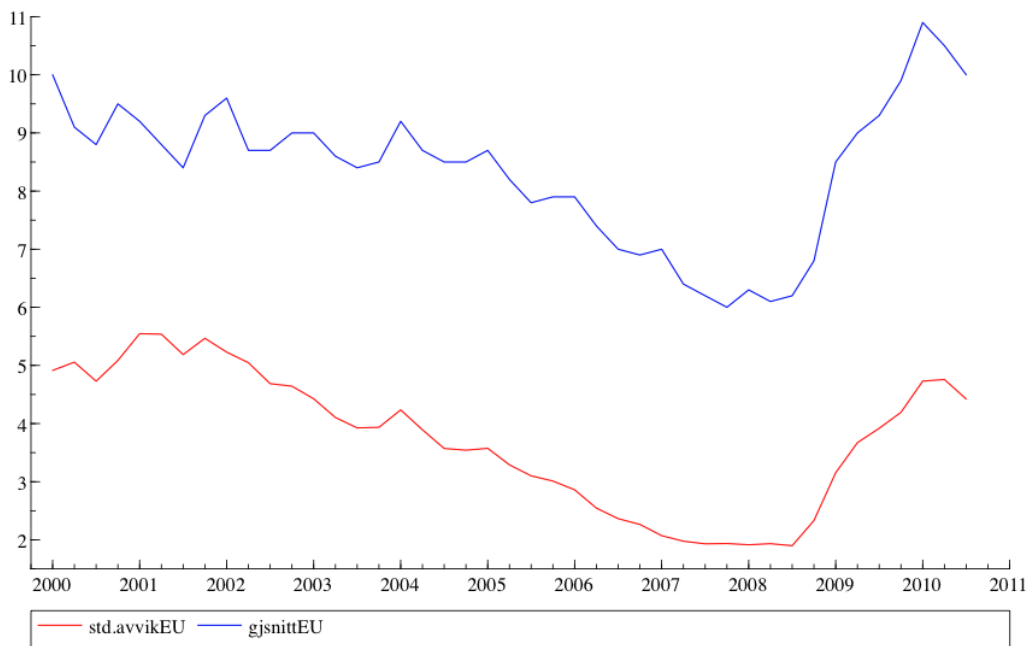
#### 4.2.2 Forskjeller mellom EU-15 og de nye medlemslanda

Dersom vi deler inn heile området i to deler gitt ved det opprinnelige EU-15 som en del og de nye EU-landa som den andre, vil vi av tabell 1 se at arbeidsledighetsraten (gjennomsnittlig) og standardavvik er betydelig lavere for de landa som har vært en del av EU lenge. For EU-15 er gjennomsnittlig arbeidsledighetsrate 7,0 prosent, mot 10,0 i de nye EU-landa. Standardavviket er også større i de nye EU-landa, her er standardavvik 4,54 mot 2,87 i det opprinnelige EU-15. Dersom vi sammenlikner figur 2 med figur 3, vil vi også se at arbeidsledighetsraten generelt ligger på en lavere og meir stabilt nivå i EU-15 enn i de nye EU-landa. Figur 3 viser også tydelig at arbeidsledighetsraten går nedover i tidsperioden 2003 til 2008, og det kan dermed virke som om medlemsskap i EU<sup>21</sup> har en effekt på nivået på arbeidsledighetsraten ved at raten blir lavere.

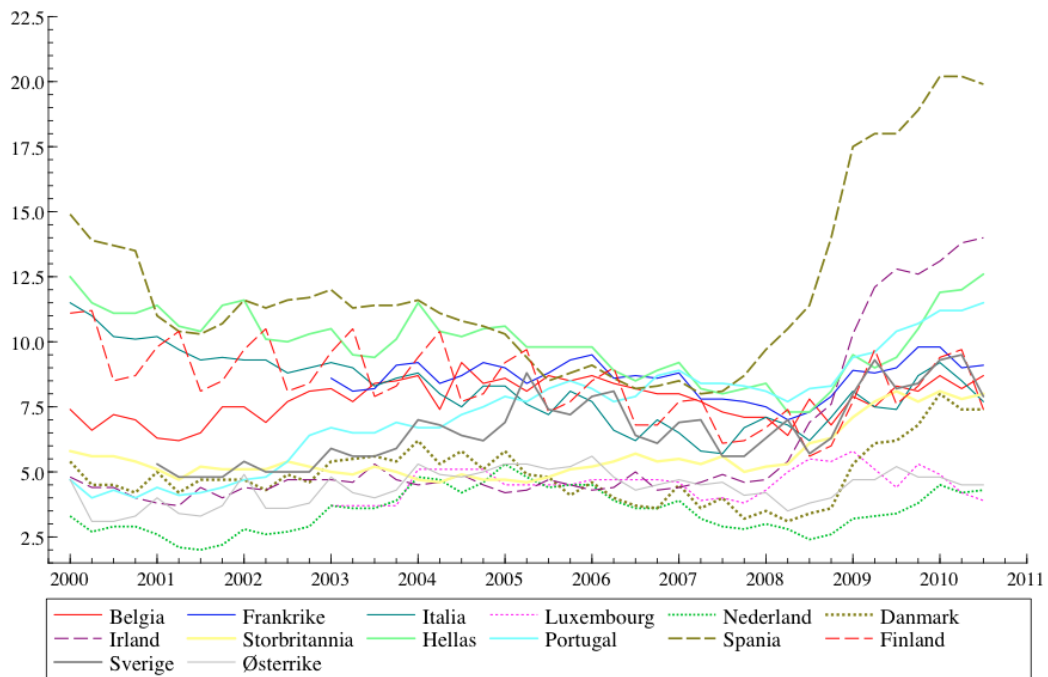
Ved å sammenlikne gjennomsnittsrate og standardavvik i EU-15 i forhold til de nye medlemslanda finner vi at EU-15s arbeidsledighetsrate har holdt seg stabil rundt 7 prosent fra 2000 og fram til finanskrisas virkninger som i arbeidsledigheten starta i 2008. Vi ser imidlertid også at standardavviket til EU-15 i samme periode reduseres, det kan tyde på at samarbeidet mellom landa i EU har ført til en mer samstemt arbeidsledighetsrate over tid. I figur 4 er det også tydelig at de nye medlemslandene sin arbeidsledighetsrate er betydelig høgere enn EU-15 i alle år fram mot 2008, sjøl om raten reduseres i perioden 2000 til 2008.

Ungarn skiller seg ut fra de andre nye medlemslanda ved at arbeidsledighetsraten har vært relativt stabil gjennom alle åra i utvalgsperioden. Dersom vi ser på Ungarns gjennomsnittsledighet og standardavvik i tabell 2, ser vi at til tross for at arbeidsledighetsraten

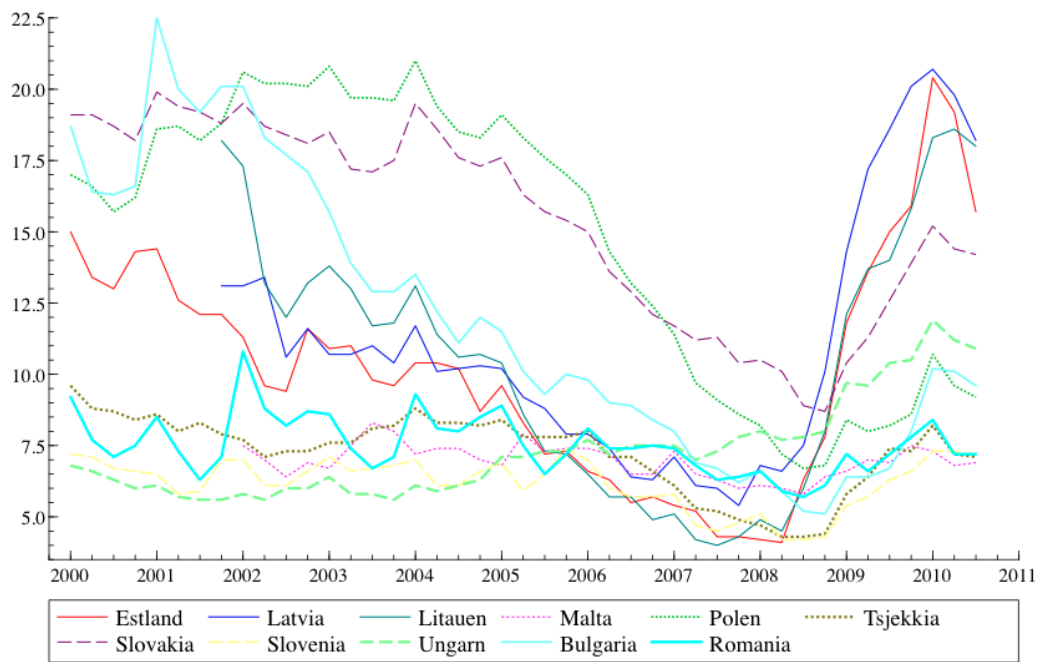
<sup>21</sup>Tsjekkia, Estland, Latvia, Litauen, Ungarn, Malta, Polen, Slovakia og Slovenia fikk medlemsskap i EU i 2004, mens Bulgaria og Romania ble medlemmer i 2007.



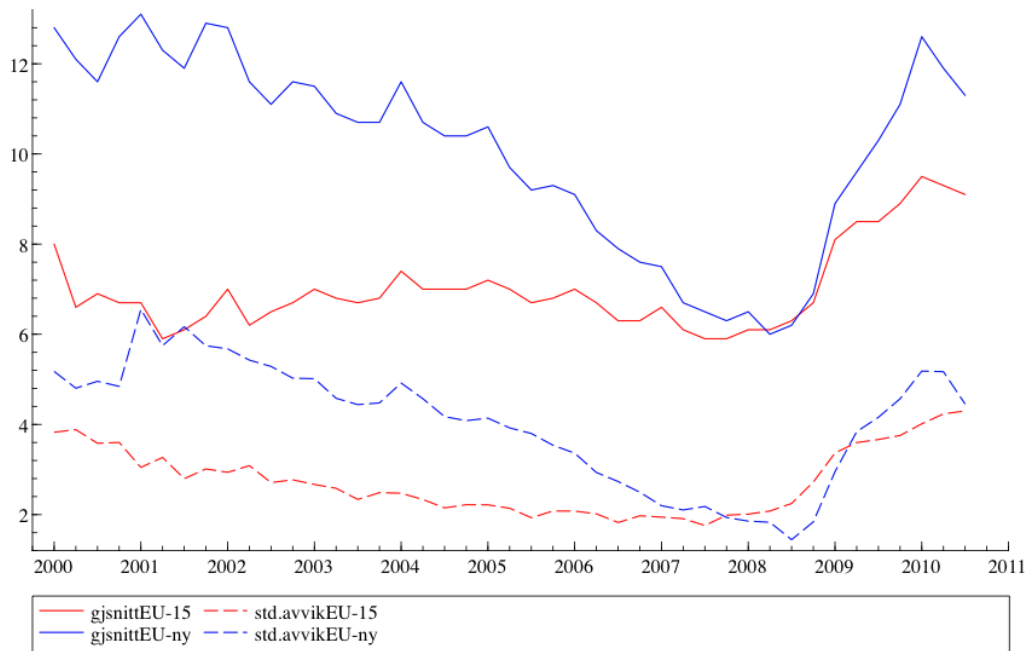
Figur 1: Arbeidsledighetsrate i EU, gjennomsnitt og standardavvik over tid



Figur 2: Arbeidsledighetsrate i EU-15



Figur 3: Arbeidsledighetsrate i de nye medlemslanda



Figur 4: EU-15 og de nye medlemslanda, gjennomsnittsrte og standardavvik

ser stabil ut i forhold til de andre nye medlemmene, har Ungarn et standardavvik på 1,66, som ikke er blant de laveste i utvalget. Også Malta, Slovenia, Tsjekkia og Romania har ut ifra figur 3 relativt stabile arbeidsledighetsrater, og standardavvikene i disse landa er relativt lave i forhold til de andre nye medlemslanda. I gruppa med nye medlemsland kan vi dermed skille mellom ei delgruppe med Ungarn, Malta, Slovenia, Tsjekkia og Romania som har stabil ledighetsrate, og ei delgruppe med resten gitt ved Estland, Latvia, Litauen, Bulgaria, Polen og Slovakia der arbeidsledigheten varierer mer.

### 4.2.3 Landspesifikke gjennomsnitt og standardavvik

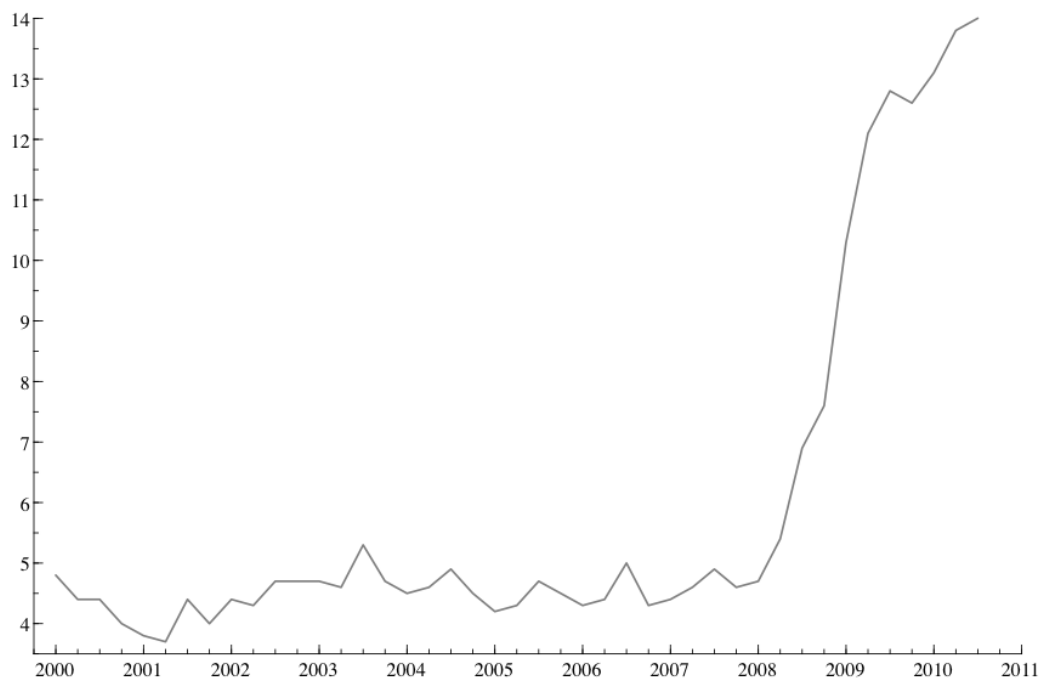
I tabell 2 presenteres gjennomsnitt og standardavvik for hvert enkelt land i datasettet, samt antall observasjoner for hvert av landene. Gjennomsnittlig arbeidsledighetsrate varierer fra 3,48 prosent i Nederland til 15,4 prosent i Slovakia, mens standardavvik varierer fra 0,5726 i Malta til 4,8675 i Polen. Som i figur 1 kan vi også i tabellen se at med høg gjennomsnittlig arbeidsledighetsrate følger høge standardavvik. Land som har lav og stabil arbeidsledighetsrate har også lave standardavvik, dette gjelder spesielt Malta, Frankrike, Østerrike og Benelux-landa<sup>22</sup>. Unntaket her er Irland. Med relativt stabilt lav ledighet fra 2000 til 2008, se figur 5, er allikevel standardavviket på høge 3,0607 på grunn av kraftig økning i arbeidsledighetsraten etter utbruddet av finanskrisa. Bulgaria i figur 6 har motsatt utvikling, med en arbeidsledighetsrate på over 22 prosent i 2001 som avtar i heile utvalgsperioden fra til slutten av 2008, da merkes finanskrisa også her. Oppsummert ser vi stor grad av variasjon i arbeidsledigheten mellom ulike EU-land.

---

<sup>22</sup>Belgia, Nederland og Luxembourg.

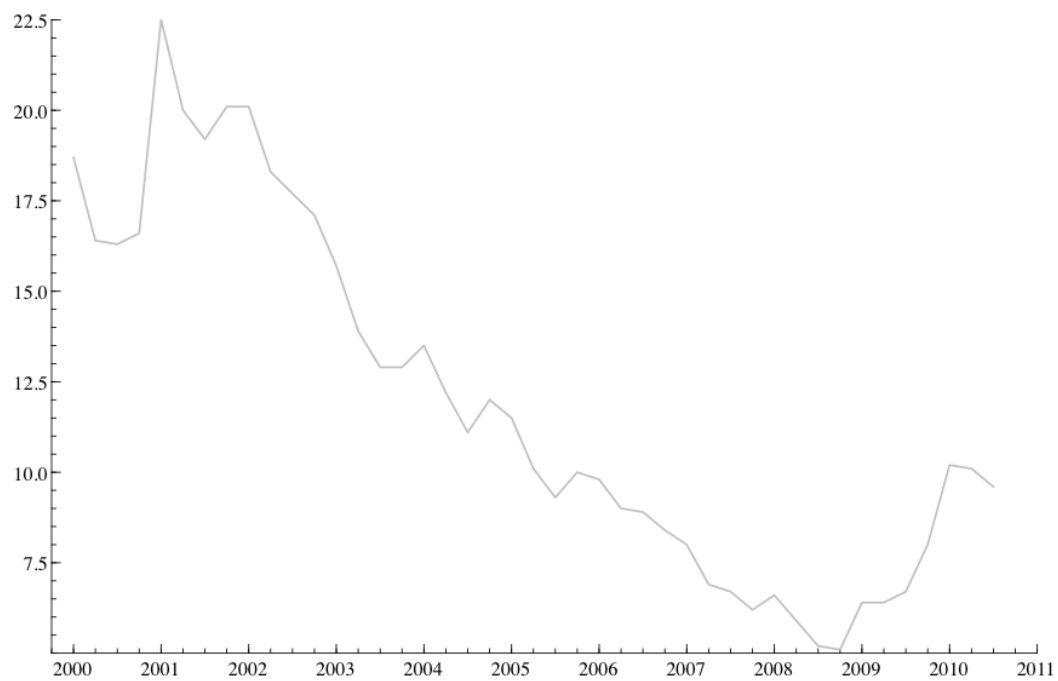
Tabell 2: Gjennomsnittlig arbeidsledighetsrate og standardavvik

| Land          | Ant. observasjoner | Gjennomsnitt | Standardavvik |
|---------------|--------------------|--------------|---------------|
| Belgia        | 43                 | 7,7721       | 0,7522        |
| Frankrike     | 34                 | 8,6529       | 0,7163        |
| Italia        | 43                 | 8,214        | 1,3576        |
| Luxembourg    | 34                 | 4,3794       | 0,8660        |
| Nederland     | 43                 | 3,4814       | 0,8295        |
| Danmark       | 43                 | 4,9209       | 1,1346        |
| Irland        | 43                 | 5,9744       | 3,607         |
| Storbritannia | 43                 | 5,6279       | 1,026         |
| Hellas        | 43                 | 9,9953       | 1,3196        |
| Portugal      | 43                 | 7,3302       | 2,0895        |
| Spania        | 43                 | 12,037       | 3,494         |
| Finland       | 43                 | 8,4442       | 1,3949        |
| Sverige       | 40                 | 6,62         | 1,3333        |
| Østerrike     | 43                 | 4,3837       | 0,6559        |
| Estland       | 43                 | 10,221       | 3,9923        |
| Latvia        | 39                 | 11,228       | 4,2043        |
| Litauen       | 39                 | 10,985       | 4,6975        |
| Malta         | 37                 | 6,9541       | 0,5726        |
| Polen         | 43                 | 14,802       | 4,8675        |
| Tsjekkia      | 43                 | 7,2558       | 1,3363        |
| Slovakia      | 43                 | 15,437       | 3,4133        |
| Slovenia      | 43                 | 6,1884       | 0,8927        |
| Ungarn        | 43                 | 7,3047       | 1,6573        |
| Bulgaria      | 43                 | 11,912       | 4,8609        |
| Romania       | 43                 | 7,5395       | 1,0146        |



Figur 5: Arbejdsledighetsrate Irland

Figur 6: Arbejdsledighetsrate Bulgaria







## 5 Resultat

I denne oppgaven estimeres paneldatamodeller for å påvise eller avvise om arbeidsledighetsprosess har hysteresese. Begrepet hysteresese defineres som en tilstand der midlertidige sjokk har permanente effekter på nivået på arbeidsledighetsraten, her blir teorien testa med utgangspunkt i testene som omtales i kapittel 3. Testene sjekker for enhetsrøtter i prosessen. Tilstedeværelsen av enhetsrøtter gjør prosessen er en 'random walk'-prosess, som i motsetning til en prosess med 'mean reversion' aldri kommer tilbake til ei langsiktig likevekt. I dette tilfellet er den langsiktige likevekta lik likevektsledighet i arbeidsmarkedet. Denne oppgaven tester arbeidsledighetsratens prosess for hysteresese, og vi har støtte for hysteresese dersom vi finner en 'random walk'-prosess, en prosess som inneholder enhetsrøtter.

I dette kapitlet rapporteres resultat fra estimering av ulike modeller, og tester for enhetsrøtter blir gjennomført. Først gjennomføres en test ved hjelp av Levin og Lin (1992) sin metode, deretter brukes IPS-test og Fischertest på det samme utvalget. Resultatene av disse testene oppsummeres og sammenliknes, videre gjennomføres de samme testene for ulike grupperinger innad i EU. Jeg har også sett på justeringshastigheten tilbake til likevektsnivå i tilfeller med stasjonaritet, og graden av persistens i arbeidsledighetsraten.

### 5.1 Paneldatamodell

I dette delkapitlet estimeres en paneldatamodell for hele EU som LL-test blir brukt på, og det gjøres rede for hvorvidt det finnes støtte for teorien om hysteresese i arbeidsledighetsraten i EU<sup>23</sup> ut ifra resultatene.

Med utgangspunkt i Levin og Lin (1992) sin artikkel om testing av enhetsrøtter i paneldata, setter jeg i dette delkapitlet opp en paneldatamodell som forklart i kapittel 3.3 og estimerer denne ved hjelp av FE-estimering. Jeg vil inkludere kvartalsdummyer i estimeringa for å korrigere for eventuelle kvartalspesifikke effekter. I min generelle modell er seks lagga førstedifferenser inkludert. Ifølge Wooldridge (2009, s. 633) finnes det ingen klare regler for mange lag som skal inkluderes, men det foreslås at ett til to lag er tilstrekkelig for årsdata og at man bør inkludere 12 lag ved månedsdata. Ut ifra disse opplysningene er seks lag for denne analysens kvartalsdata et godt utgangspunkt.

Videre tester jeg for enhetsrøtter ved hjelp av metoden beskrevet i kapittel 3 som går ut på å sjekke om koeffisienten foran variabelen  $u_{it-1}$ ,  $\rho$ , er lik null under nullhypotesen,

---

<sup>23</sup>Tyskland og Kypros er ikke med i utvalget grunna for mange manglende observasjoner, se kapittel 4.1 for detaljer.

mot en alternativhypotese om at koeffisienten  $\rho$  er mindre enn null.

$$H_0 : \rho = 0$$

$$H_1 : \rho < 0$$

Kritiske verdier er henta fra Levin og Lin (1992, tabell 2) for en paneldatamodell med konstantledd og uten trend. Kritisk verdi med  $T = 50$  og  $N = 25$  er lik  $-2,58$  med én prosent signifikansnivå  $-1,91$  med fem prosent signifikansnivå<sup>24</sup>. Vi kan forkaste nullhypotesen om hysteresse når observert verdi er lavere enn kritisk verdi (eller høgere enn kritisk verdi i absoluttverdi).

Resultatene rapporteres i tabell 3, modellspesifikasjonene er forskjellige på følgende vis:

- \* Modell 1a inkluderer 6 lagga førstedifferenser og fullt sett med kvartalsdummyer
- \* Modell 1b inkluderer 6 lagga førstedifferenser og kvartalsdummyer for 1. og 2. kvartal
- \* Modell 1c inkluderer 6 lagga førstedifferenser og er uten kvartalsdummyer
- \* Modell 2a inkluderer 4 lagga førstedifferenser og fullt sett med kvartalsdummyer
- \* Modell 2b inkluderer 4 lagga førstedifferenser og kvartalsdummyer for 1. og 2. kvartal

Modell 1a er den generelle modellen og modell 1b, 1c, 2a og 2b er forenklinger av denne. I modell 1b og 2b er kvartalsdummy for tredje kvartal renska bort fordi estimeringa viser at den er ikke-signifikant<sup>25</sup>. Det er også estimert en modell, 1c, med 6 lagga førstedifferenser og uten kvartalsdummyer. Modellene 2a og 2b estimeres med 4 lagga førstedifferenser for å se om å utelukke to lag har stor effekt på resten av forklaringsvariablene, spesielt lagga arbeidsledighetsrate,  $u_{it}$ . I modell 2b er som nevnt dummy for tredje kvartal utelatt fordi den ikke er signifikant i modell 2a.

Jeg velger å teste hypotesen om hysteresse i arbeidsledigheten med utgangspunkt i modell 2b, fordi dette er den enkleste modellen som ikke gir store forskjeller i estimerte parametre sammenlikna med den generelle modellen gitt ved 1a. Enklest mulig modell gir minst tap av frihetsgrader og dermed mer presis inferens. Observert t-verdi er i modell 2b lik  $-5,45$ , og kritisk verdi er lik  $-2,58$  med én prosents signifikansnivå. Observert verdi er klart lavere enn kritisk verdi, og vi kan dermed forkaste nullhypotesen om hysteresse. Arbeidsledighetsraten i EU vil være en 'mean reversion'-prosess der ledighetsraten på sikt vil komme tilbake til likevektsnivå.

---

<sup>24</sup>Signifikansnivå er sannsynligheten for at vi forkaster nullhypotesen når den faktisk er sann (Wooldridge, 2009, s. 123). Det vanligste er å velge fem prosent signifikansnivå, resultatene er mer robuste desto mindre signifikansnivå vi har (i prosent).

<sup>25</sup>t-verdien til D3, kvartalsdummy for tredje kvartal, er henholdsvis  $-0,788$  i modell 1a og  $-1,46$  i modell 2a. Kritisk verdi er  $1,96$  (i absoluttverdi), og vi kan dermed si at variabelen er ikke signifikant forskjellig fra null i begge tilfeller.

Tabell 3: Resultat paneldataestimering for hele utvalget

| Variabler            | Modell 1a          | Modell 1b          | Modell 1c           | Modell 2a          | Modell 2b          |
|----------------------|--------------------|--------------------|---------------------|--------------------|--------------------|
| $u_{it-1}$           | -0,0845<br>(-4,23) | -0,0847<br>(-4,18) | -0,0885<br>(-4,25)  | -0,1079<br>(-5,34) | -0,1135<br>(-5,45) |
| $\Delta u_{it-1}$    | 0,2429<br>(4,11)   | 0,2210<br>(4,04)   | 0,2254<br>(4,45)    | 0,2011<br>(3,13)   | 0,1702<br>(2,82)   |
| $\Delta u_{it-2}$    | 0,1027<br>(2,39)   | 0,0910<br>(2,27)   | 0,0868<br>(1,77)    | 0,0705<br>(1,96)   | 0,0434<br>(1,19)   |
| $\Delta u_{it-3}$    | 0,1189<br>(2,14)   | 0,1441<br>(2,27)   | 0,0757<br>(1,81)    | 0,1086<br>(2,41)   | 0,1489<br>(2,90)   |
| $\Delta u_{it-4}$    | 0,4551<br>(4,57)   | 0,4771<br>(5,42)   | 0,5561<br>(8,09)    | 0,4641<br>(4,81)   | 0,4906<br>(6,09)   |
| $\Delta u_{it-5}$    | -0,1210<br>(-2,67) | -0,1370<br>(-3,09) | -0,1320<br>(-3,04)  |                    |                    |
| $\Delta u_{it-6}$    | -0,1239<br>(-2,21) | -0,1453<br>(-2,64) | -0,14896<br>(-2,70) |                    |                    |
| Antall observasjoner | 850                | 850                | 850                 | 900                | 900                |
| Antall parametre     | 35                 | 34                 | 32                  | 33                 | 32                 |
| $R^2$                | 0,4351             | 0,4277             | 0,3910              | 0,4158             | 0,4009             |

Avhengig variabel er  $\Delta u_{it}$ , t-verdier rapporteres i parantes. Estimeringene er gjort i OxMetrics 6.

Som kommentert i kapittel 4.2 økte arbeidsledighetsraten i Europa generelt etter finanskrisa som berørte arbeidsmarkedet fra 2008, og ledigheten er fortsatt veldig høy i mange EU-land. Det kan derfor være interessant å se på hvilke effekter dette sjokket har for prosessen til arbeidsledighetsraten, og videre se om effektene av finanskrisa har noen innvirkning på resultatene vi fant ovenfor. Vi kan inkludere en dummyvariabel for finanskrisa, definert som

$$Dfinkrise = \begin{cases} 1 & \text{for perioder 2008Q1 til 2010Q3} \\ 0 & \text{ellers} \end{cases} \quad (14)$$

Denne dummyen gir verdi 1 for alle perioder fra og med første periode i 2008. Når vi inkluderer denne dummyvariabelen vil vi fortsatt få grunnlag til forkasting av nullhypotesen med en observert t-verdi lik -3,25. Her er observert t-verdi høyere enn tilfellet uten dummyvariabelen, men vi har fortsatt klar forkasting av nullhypotesen på alle signifikansnivå.

T-verdiene til koeffisienten til  $u_{it-1}$  er klart lavere enn kritisk verdi for alle modellspesifikasjonene. Samtidig er koeffisienten relativt stabil for alle modellspesifikasjonene og vi kan forkaste hypotesen om hysteresis i EUs arbeidsledighetsrate for alle modellene. Stabile estimatører er et av kriteriene for modellutvelgelse og tyder på at riktig modellspesifikasjon

er valgt (Gujarati og Porter, 2009, s. 468).

## 5.2 Justeringshastighet og persistens i arbeidsmarkedet

Ovenfor blir hypotesen om hysteresis i arbeidsledighetsraten forkasta, dette gir støtte til teorien om likevektsledighet i prosessen til EUs arbeidsledighetsrate. Når arbeidsledighetsraten vil returnere til likevekt over tid er det interessant å se på justeringshastigheten, som gjort i blant anna Song og Wu (1997, 1998); León-Ledesma og McAdam (2004) og Papell et al. (2000). Verdien på koeffisienten foran den lagga arbeidsledighetsraten sier noe om hvor rask justeringa tilbake til likevektsrate vil foregå. Tidligere analyser viser høg grad av persistens i arbeidsledighetsraten og dermed svært lav justeringshastighet. I slike tilfeller vil det ta lang tid før arbeidsledighetsraten er tilbake til likevektsnivå<sup>26</sup>.

Grunner til grad av høg persistens i det europeiske arbeidsmarkedet relateres vanligvis til institusjonene som kan lede til lønnsrigiditet og treghet i ansettelse samt sjølve dynamikken i arbeidsmarkedet (Jimeno og Bentolila, 1998). I denne oppgaven regnes det på justeringshastighet med utgangspunkt i arbeidsledighetsraten, fordi det er denne som inngår i datasettet. Andersen (2010) argumenterer for at å bruke sysselsettingsraten er et enda bedre utgangspunkt for å måle grad av persistens. Dette fordi arbeidsledighetsraten ikke bare avhenger av sysselsettinga, men også endringer i arbeidstilbudet som ofte går mot syklusene i arbeidsmarkedet. Å se på sysselsettingsraten vil altså gi et mer presis mål på justeringshastigheten og persistens enn arbeidsledighetsraten som brukes i denne oppgaven.

En måte å illustrere justeringshastighet på er å se på halveringstida til sjokket. Lang halveringstid vil føre til et langvarig sjokk og dermed høg grad av persistens, mens kort halveringstid gir rask justeringshastighet og mindre persistens i arbeidsmarkedet.

Dersom vi bruker tidsseriedata og ser på en autoregressiv prosess uten konstantledd er denne lik

$$u_t = \phi u_{t-1} + e_t \quad (15)$$

Dersom prosessen er stasjonær vil koeffisienten  $\phi < 1$ , vi vil på sikt komme tilbake til likevektsnivå i arbeidsledighetsraten. I denne analysen korrigeres for seriekorrelasjon og i kapittel 3 blir  $\rho$ , som er koeffisienten som rapporteres i tabell 3, definert som  $\rho = (\phi - 1)$  for å kunne bruke ADF-tester for enhetsrøtter. Koeffisienten  $\rho$  beregnes både når vi tester for enhetsrøtter i rene tidsserier som likning (15) og når vi tester for enhetsrøtter i paneldata som i denne oppgaven.

I modell 2b er  $\rho = -0,1135$ , som fører til at  $\phi = 0,8865$ . For å kalkulere halveringstida

<sup>26</sup>Se blant andre Johansen (2002); Papell et al. (2000); Song og Wu (1997, 1998).

bruger Papell et al. (2000) formelen

$$t = \frac{\ln 0,5}{\ln \phi} \quad (16)$$

som gir hvor mange perioder  $t$  før effektene av sjokket er halvert i forhold til utgangspunktet. I denne analysen er det viktig å være klar over at en periode tilsier et kvartal, slik at fire perioder blir ett år. For  $\phi = 0,8865$  vil halveringstida være  $\frac{\ln 0,5}{\ln 0,8865} = 5,753$ , altså nær seks kvartal som tilsvarer ett og et halvt år. Dette tilsier at prosessen her framstår som klart mindre persistent enn tidligere analyser der det er brukt årsdata.

Det er imidlertid viktig å være klar over at sida vi har skeivhet i FE-estimatoren, som argumentert for i kapittel 3.3.3, vil alle parametrene i modellen være underestimerte. Dette fører igjen til at halveringstida blir overestimert. Altså vil halveringstida reelt være lengre enn resultatet fra likning (16), prosessen er mer persistent enn halveringstida tilsier. Dette forklarer ikke at resultatene i denne kvartalsdataanalysen gir mindre grad av persistens enn tidligere studier med årsdata, fordi også tidligere studier har benytta FE-estimering og har den samme skeivheten.

I Papell et al. (2000) varierer halveringstida fra 3,98 år i Sverige til 76,67 år i Spania. Disse resultatene viser en langt høyere grad av persistens for årsdata enn for kvartalsdata som brukes i denne oppgaven. I en sammenlikningsstudie av persistens i forholdet mellom lønnsdannelse og arbeidstilbud i USA kontra utvalgte europeiske land, finner Siebert (1997) at halveringstida av en en-prosentsendring i lønnskostnader er to år for land i Europa<sup>27</sup> mens kun ett år for USA. Disse talla gjelder ved kortsiktige avvik fra likevekt, mens i tilfellet med avvik på lang sikt er halveringstida enda høyere; med en halveringstid på 3 år for Tyskland og 3,5 år for Frankrike. Dette kan ifølge artikkelforfatteren skyldes hvordan arbeidsmarkedet fungerer i Europa versus i USA, og hva som karakteriserer de institusjonelle forholda. I Europa kreves ei større endring av reallønna dersom vi er utafor likevekt, fordi økt arbeidsledighet krever en større justering gitt de institusjonelle forholdene sammenlikna med USA (Siebert, 1997). Også her har vi klart høyere grad av persistens enn i analysen i denne oppgaven.

### 5.3 IPS-test

For å sjekke robustheten til resultatene fra LL-testen vil jeg videre teste hypotesen om hysteresis ved hjelp av IPS-test basert på rapporterte t-verdier for hver enkelt landspesifikk estimering. IPS-testen tillater heterogenitet mellom land, altså at justeringshastigheten er ulik mellom land, og er blant anna derfor ei forbedring av LL-testen (Maddala og Wu,

---

<sup>27</sup>I artikkelen er landa Tyskland og Frankrike utheva, for Storbritannia er halveringstida omtrent den samme som i USA og gitt ved ett år.

1999). Testen er gitt ved

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

der vi her har  $N = 25$  land.  $T = 43$  for de fleste landa, sjøl om noen land mangler enkelte observasjoner. Kritiske verdier for denne testen blir med utgangspunkt i  $N = 25$  og  $T = 40$  lik  $-1,81$  med fem prosent signifikansnivå og  $-1,93$  med én prosents signifikansnivå<sup>28</sup>. At noen av landa i utvalget har færre enn 40 observasjoner vil ikke påvirke testresultatet på grunn av svært små forskjeller i kritisk verdi, se Im et al. (2003, Tabell 2).

Landspesifikke estimeringer rapporteres i tabell 4 og alle landspesifikke estimeringer er gjort i statistikkprogrammet OxMetrics 6. For hvert land er alle relasjoner først estimert med seks lagga førstedifferenser, deretter er eventuelle ikke-signifikante førstedifferenser renska bort<sup>29</sup> for å spare frihetsgrader og gjøre modellen enklest mulig. Modellene er estimert med kvartalsdummyer, men også disse er renska bort dersom de ikke er signifikante. Modellforenklinger er testa som gyldige ved hjelp av F-test der nullhypotesen er at alle koeffisientene foran utelatte variable er lik null. Ei forenkling er gyldig når man ikke kan forkaste denne nullhypotesen.

Tabell 4 viser stor variasjon i justeringshastigheten gitt ved  $\rho$  mellom land. For tre land i utvalget, Storbritannia, Portugal og Malta, er koeffisienten positiv og svært nær null, noe som tyder på høy grad av persistens for disse landa. I den andre enden av skalaen finner vi Luxembourg<sup>30</sup>, Romania, Belgia og Malta som har høy justeringshastighet, estimert  $\rho$  er fra  $-0,5711$  til  $-0,3513$ . De tilhørende t-verdiene gir også et klart grunnlag for å si at koeffisientene er forskjellige fra null og at det finnes et likevektsnivå på arbeidsledighetsraten for disse landa. Tabellen viser klar heterogenitet i justeringshastigheten mellom land, noe LL-testen ikke tar hensyn til. IPS-testen og Fischertesten vil for dette utvalget gi mer troverdige resultat sida vi veit at det finnes heterogenitet mellom land.

Ved bruk av resultatene i tabell 4 får vi for hele utvalget

$$\bar{t}_{NT} = \frac{1}{25} \sum_{i=1}^{25} t_{iT_i} = -2,08$$

Observert  $\bar{t}$  er lik  $-2,08$  og klart lavere enn kritisk t-verdi og vi kan forkaste nullhypotesen om hysteresis i arbeidsledighetsraten mot alternativet om at landspesifikke serier er stasjonære. Dette betyr imidlertid ikke at alle lands serier er stasjonære, fordi alternativhypotesen her i motsetning til ved LL-testen åpner for heterogenitet mellom land.

<sup>28</sup>Kritiske verdier er henta fra Tabell 2 i Im et al. (2003).

<sup>29</sup>En førstedifferens regnes for å ha ikke signifikant effekt når t-verdien overstiger kritisk verdi.

<sup>30</sup>Luxembourg har den høyeste justeringshastigheten i utvalget med  $\rho = -0,5711$ , men har også færrest observasjoner i utvalget med 34 observasjoner. Dette kan føre til at justeringshastigheten er mindre presis estimert for dette landet enn de andre landa som har flere observasjoner.

Tabell 4: Landspesifikk estimering

| Land          | $\rho$  | Std.avvik | t-verdi | Signifikante lag     |
|---------------|---------|-----------|---------|----------------------|
| Belgia        | -0,3629 | 0,1056    | -3,44   | 1., 4. og 5. lag     |
| Frankrike     | -0,1483 | 0,0952    | -1,56   | 1. lag               |
| Italia        | -0,0743 | 0,0339    | -2,19   | 2., 3. og 4. lag     |
| Luxembourg    | -0,5711 | 0,1980    | -2,88   | 1. og 3. lag         |
| Nederland     | -0,1830 | 0,0390    | -4,69   | 3. og 4. lag         |
| Danmark       | -0,2191 | 0,0732    | -2,99   | 2. og 3. lag         |
| Irland        | -0,0465 | 0,0428    | -1,09   | 1. og 3. lag         |
| Storbritannia | 0,0270  | 0,0443    | 0,61    | ingen                |
| Hellas        | -0,1241 | 0,0486    | -2,55   | 1., 2. og 6. lag     |
| Portugal      | 0,0050  | 0,0256    | 0,20    | 2. lag               |
| Spania        | -0,0706 | 0,0375    | -1,87   | 1. og 3. lag         |
| Finland       | -0,0836 | 0,0527    | -1,59   | ingen                |
| Sverige       | -0,1570 | 0,0880    | -1,79   | 4. lag               |
| Østerrike     | -0,2073 | 0,0875    | -2,37   | ingen                |
| Estland       | -0,1989 | 0,0716    | -2,78   | 1. og 4. lag         |
| Latvia        | -0,0237 | 0,0562    | -4,22   | 1., 2. og 5. lag     |
| Litauen       | -0,1182 | 0,0433    | -2,73   | 1. og 3. lag         |
| Malta         | -0,3513 | 0,1249    | -2,81   | ingen                |
| Polen         | -0,0421 | 0,0193    | -2,18   | 1. og 4. lag         |
| Tsjekkia      | -0,0520 | 0,0454    | -1,14   | 1., 2. og 5. lag     |
| Slovakia      | -0,0480 | 0,0309    | -1,55   | 1., 2., 5. og 6. lag |
| Slovenia      | -0,1373 | 0,0699    | -1,96   | 1. lag               |
| Ungarn        | 0,0758  | 0,0400    | 1,89    | 6. lag               |
| Bulgaria      | -0,0598 | 0,0227    | -2,63   | 1. og 3. lag         |
| Romania       | -0,4001 | 0,1072    | -3,77   | 6. lag               |

Resultatene fra IPS-testen samsvarer med resultatene tidligere rapportert fra LL-testen. Vi kan forkaste hypotesen om hysteresis i arbeidsledighetsraten for hele EU, og finner dermed støtte for teorien om likevektsledighet og 'mean reversion' i prosessen til arbeidsledighetsraten.

## 5.4 Fichertest

Fischertesten baseres på p-verdien fra en test for enhetsrøtter i hver tverrsnittsenhet. I dette tilfellet må man altså finne p-verdien for hvert enkelt land for å deretter teste for hysteresis ved hjelp av testen gitt ved

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

som tilsvarende likning (9) i metodekapittelet. Testobservatoren  $\lambda$  er kjikvadratfordelt med  $2N$  frihetsgrader.  $N = 25$  her gir 50 frihetsgrader i denne analysen. Kritisk verdi med 50 frihetsgrader er 67,505 med fem prosent signifikansnivå og 76,154 med én prosent signifikansnivå.<sup>31</sup> Vi kan forkaste hypotesen om hysteresis i arbeidsledigheten dersom observert verdi på  $\lambda$  overstiger kritisk verdi.

For å finne p-verdiene,  $\pi_i$ , er det gjennomført ADF-tester for hvert enkelt land med maksimum seks lagga førstedifferenser, og optimalt antall lag er valgt ut ifra Akaikes informasjonskriterium<sup>32</sup>. P-verdiene for hvert enkelt land blir rapportert i appendiks A.1. Resultatene fra de landspesifikke estimeringene gir observert testverdi lik

$$\lambda = -2 \sum_{i=1}^{25} \ln \pi_i = 103,99$$

Dette gir grunnlag til forkasting av nullhypotesen sida observert verdi på  $\lambda$  er høyere enn kritisk verdi, som er 76,154 ved signifikansnivå på én prosent. Vi kan derfor klart forkaste teorien om hysteresis i arbeidsledigheten i EU-landene samla, og finner støtte for teorien om en likevektsledighet.

---

<sup>31</sup>Kritiske verdier for kjikvadratfordelinga er henta fra tabell D.4, appendix D i Gujarati og Porter (2009).

<sup>32</sup>Jeg har brukt programmet EViews til å gjennomføre dette gjennom 'panel unit root tests' sida OxMetrics ikke rapporterer p-verdier for Dickey Fuller-fordelinga. Akaikes informasjonskriterium er gitt ved  $AIC = \ln \hat{\sigma}^2 + \frac{2k}{T}$  der  $\hat{\sigma}^2$  er estimert varians,  $k$  er antall parametre i modellen og  $T$  er antall observasjoner i tidsdimensjonen (Brooks, 2008, s. 232-233).



## 5.5 Oppsummering

Så langt i denne analysen er hypotesen om hysteresis i arbeidsledigheten testa ved hjelp av tre ulike tester for enhetsrøtter gitt ved LL-testen, IPS-testen og Fischertesten. Alle testene viser klar forkasting av nullhypotesen om hysteresis og dermed at arbeidsledighetsraten i EU følger en 'mean reversion'-prosess. Vi har at Fischertesten gir et noe mer klart grunnlag for forkasting på grunn av lavere observert t-verdi, men siden alle testene forkaster nullhypotesen med meget klar margin er forskjellene i testene ikke viktige for konklusjonen. Fischertesten og IPS-testen gir derimot ikke grunnlag for å beregne tilpasningshastigheten til likevekt, og det er dermed ikke mulig å sammenlikne testene på dette feltet.

I kapittel 3.2 begrunner Maddala og Wu (1999) Fischertesten som det beste alternativet på grunn av at testen er ikke-parametrisk. I denne og andre analyser kunne andre land-spesifikke estimeringer vært gjort, og vi kunne fortsatt brukt Fischertesten på samme måte som i denne analysen. Dette er en absolutt fordel i forhold til LL- og IPS-testen som er parametriske tester. Her er kritiske verdier funnet ut fra Monte Carlo-simuleringer og testene er asymptotiske. I denne oppgaven regnes derfor Fischertesten som den mest stabile og relevante, med følge av IPS-testen som tillater heterogenitet mellom land.

## 5.6 Grupperinger

I dette delkapittelet vil jeg dele opp utvalget i mindre grupper, ut fra ulike kriterier beskrevet i kapittelet, for å teste for enhetsrøtter og hysteresis i gruppene. Jeg begynner med å dele EU i to, der jeg skiller mellom de første 15 medlemsland, EU-15, og de 'nye' medlemsland som er ei gruppe på 11 land<sup>33</sup>. Fra kapittel 4.2 ser vi store forskjeller i arbeidsledighetsratene mellom disse to gruppene, og det kan derfor være interessant å se på disse gruppene hver for seg for å se om arbeidsledighetsraten følger ulike prosesser. Deretter sammenliknes ei gruppe av land med spesielt høy gjennomsnittlig arbeidsledighetsrate mot ei gruppe med spesielt lav gjennomsnittlig arbeidsledighetsrate og lave standardavvik.

Alle paneldatamodeller som brukes i LL-testen i dette delkapittelet er estimert med seks lagga førstedifferenser og fullt sett kvartalsdummyer, deretter er insignifikante førstedifferenser og dummyvariabler renska bort. Fullstendige estimeringsresultat for alle gruppene finnes i appendiks A.2. Alle IPS-tester henter t-verdier fra tabell 4 og alle Fischertester henter p-verdier fra appendiks A.1.

---

<sup>33</sup>Forutsatt at Kypros holdes utafør analysen som argumentert for i kapittel 4.1.

### 5.6.1 EU-15

I dette delkapittelet testes det for hysteresis i arbeidsledighetsraten i et panel bestående av EUs første medlemsland, EU-15. Denne gruppa består av Belgia, Frankrike, Italia, Luxembourg, Nederland, Tyskland (utelatt fra analysen, jfr. kap. 4.1), Danmark, Irland, Storbritannia, Hellas, Portugal, Spania, Finland, Sverige og Østerrike. Jeg tester hypotesen om hysteresis ved hjelp av de samme testene som tidligere, og starter med LL-test. Kritiske verdier for LL-testen med  $N = 15$  land,  $T = 50$  og konstantledd uten trend er gitt ved  $-1,99$  med fem prosent signifikansnivå og  $-2,68$  med én prosent signifikansnivå. Modellen er estimert med seks lagga førstedifferenser, der alle er signifikante. Observerte  $t$ -verdi er her  $-2,51$ , som gir grunnlag til å forkaste hypotesen om hysteresis på fem prosents signifikansnivå, men ikke på én prosent signifikansnivå.

Dersom vi inkluderer en dummyvariabel for finanskrisa, definert som likning (14), får vi en observerte  $t$ -verdi på  $-2,83$ . Observerte verdi er også her lavere enn kritisk verdi og vi kan dermed forkaste nullhypotesen om hysteresis for alle signifikansnivå. Dette viser at den kraftige oppgangen i arbeidsledighetsraten i 2008 har innvirkning på prosessen til ledighetsraten, og at en korrigerende for finanskrisa gir sterkere støtte for teorien om likevektsledighet i EU-15.

Med grunnlag i teorien skal de andre testene, IPS- og Fischertesten, være mer presise enn LL-testen. Jeg tester videre den samme hypotesen ved bruk av disse testene, og sammenlikner med LL-testen. IPS-testen vil i dette tilfellet for EU-15 ha følgende observerte  $\bar{t}_{NT}$ -verdi

$$\bar{t}_{NT} = \frac{1}{14} \sum_{i=1}^{14} t_{iT_i} = -2,014$$

Kritiske verdier for  $N = 15$  og  $T = 40$  er  $-1,90$  med fem prosent signifikansnivå og  $-2,04$  med én prosent signifikansnivå. Med IPS-testen kan vi dermed forkaste nullhypotesen om hysteresis med fem prosent signifikansnivå, men ikke forkaste nullhypotesen med en prosent signifikansnivå. LL-testen og IPS-testen vil dermed for dette utvalget gi det samme resultatet uten inkludering av *Dfinnkrisa*.

Fischertesten gir for EU-15

$$\lambda = -2 \sum_{i=1}^{14} \ln \pi_i = 61,4489$$

som vil være kjikvadratfordelt med  $2N = 28$  frihetsgrader. Kritiske verdier med 28 frihetsgrader er  $41,34$  med fem prosent signifikansnivå og  $48,28$  med én prosents signifikansnivå. Her kan vi klart forkaste hypotesen om hysteresis både med fem og en prosent signifikansnivå fordi observerte verdi  $61,45$  er langt over kritisk verdi for begge signifikansnivå.

Oppsummert finnes det en viss grad av variasjon i resultatene for tester av enhetsrøtter og hystereser i gruppa EU-15. Mens Fischertesten klart forkaster nullhypotesen om hystereser, ligger observert verdi for både LL-testen og IPS-testen svært nær kritisk verdi for forkasting av nullhypotesen. LL-testen gir klar forkasting dersom vi inkluderer en dummyvariabel for tidsrommet finanskrisa, noe som viser at finanskrisa har en effekt på prosessen til arbeidsledighetsraten for gruppa EU-15.

Når vi har observerte verdier for testene som ligger svært nær kritisk verdi for tilsvarende test, er det vanskelig å skille mellom nullhypotesen om hystereser og ikke-stasjonaritet og alternativet likevektsledighet og stasjonaritet i prosessen. Det er umulig å diskriminere perfekt mellom ikke-stasjonære og stasjonære serier når vi bruker endelige data dersom vi ikke veit om det finnes strukturelle skift i serien (Røed, 1997). I dette tilfellet kan det tyde på at vi har et strukturelt skift da finanskrisa inntraff, fordi LL-testen endrer utfall og gir grunnlag for forkasting av nullhypotesen når finanskrisa blir tatt hensyn til. For denne gruppa viser Fischertesten klar forkasting av nullhypotesen om hystereser uavhengig av strukturelle skift, det støtter hypotesen om en likevektsledighet i prosessen til arbeidsledighetsraten. Vi har støtte for at EU-15s arbeidsledighetsrate følger en 'mean reversion'-prosess, som samsvarer med resultat fra Song og Wu (1998). Deres resultat forkaster hypotesen om hystereser i et panel med 15 OECD-land<sup>34</sup>.

### 5.6.2 De nye medlemslanda

De nye medlemslanda i EU defineres, som tidligere nevnt, som de landa som ble medlemmer av EU i 2004 og 2007. Disse er Estland, Latvia, Litauen, Malta, Polen, Tsjekkia, Slovakia, Slovenia, Ungarn, Bulgaria, Romania og Kypros som holdes utafør analysen grunna for få observasjoner (jfr. kapittel 4.1). I dette delkapitlet testes nullhypotesen om hystereser i arbeidsledighetsraten i gruppa først med LL-test, deretter med IPS-test og Fischertest.

Fullstendige estimeringsresultat av paneldataestimering for LL-testen rapporteres i appendiks A.2, og t-verdien for koeffisienten foran  $\rho$  er lik -3,56. Kritiske verdier for  $N = 10$  land og  $T = 50$  er -2,08 med fem prosent signifikansnivå og -2,78 med én prosent signifikansnivå. Vi kan dermed for LL-testen klart forkaste nullhypotesen om hystereser i arbeidsledighetsraten for gruppa nye medlemsland i EU. Dersom vi inkluderer dummyvariabelen for finanskrisa definert ved (14) i modellen, får vi en observert t-verdi på -2,84. Dette fører til forkasting av nullhypotesen om hystereser også her, om dog ikke like klar forkasting som når modellen ikke inkluderer dummyvariabelen. Dette tyder på at oppgangen

---

<sup>34</sup>15 OECD-land inkluderer 10 av de 15 landa i gruppa EU-15 i denne oppgaven og i tillegg Tyskland, Australia, Canada, Norge og USA.

i arbeidsledigheten etter finanskrisa har mindre betydning for prosessen til arbeidsledighetsraten i denne gruppa enn i gruppa EU-15.

Videre får vi følgende observert verdi med IPS-testen

$$\bar{t}_{NT} = \frac{1}{11} \sum_{i=1}^{11} t_{iT_i} = -2,179$$

for  $N = 11$  land med i gruppa. Kritiske verdier for  $N = 10$  og  $T = 40$  er lik -1,98 med fem prosent signifikansnivå og -2,16 med én prosent signifikansnivå. Her kan vi dermed forkaste nullhypotesen om hysteresis med fem prosent signifikansnivå og testobservatoren ligger nær kritisk verdi med én prosent signifikansnivå. Med Fischertesten får vi for gruppa de nye medlemslanda

$$\lambda = -2 \sum_{i=1}^{11} \ln \pi_i = 42,5416$$

For 11 land får vi  $2N = 22$  frihetsgrader, og kritiske kjikvadratfordelte verdier er 33,92 med fem prosent signifikansnivå og 40,29 med én prosent signifikansnivå. Med Fischertesten kan vi forkaste nullhypotesen ved én og fem prosent signifikansnivå og har også her støtte for teorien om likevektsledighet.

Alle de tre testene gir støtte for teorien om likevektsledighet, sjøl om observert verdi for IPS-testen ligger i grenseland med et signifikansnivå på én prosent. Fischertesten ansees, som tidligere argumentert for, som den mest eksakte og denne gir klar forkasting av nullhypotesen om hysteresis også for de nye medlemslanda i EU. Landas samla arbeidsledighetsrate følger en 'mean reversion'-prosess.

### 5.6.3 Sammenlikning av EU-15 og de nye medlemslanda

Vi kan forkaste nullhypotesen om hysteresis for begge gruppene, altså har vi støtte for en likevektsledighet både i EU-15 og i de nye medlemslanda. Når begge gruppene har støtte for teorien om en likevektsledighet og 'mean reversion' gir det mening å se på om justeringshastigheten er lik for de to gruppene eller om den ene gruppa har høyere grad av persistens enn den andre. Ved å formelt teste om justeringshastigheten er lik for de to gruppene finner vi at det ikke er signifikant forskjell i justeringshastigheten mellom gruppa EU-15 og gruppa nye medlemsland<sup>35</sup>.

<sup>35</sup>Her estimeres en modell for hele utvalget der det inkluderes enn dummyvariabel for nytt medlemsland lik

$$Dny = \begin{cases} 1 & \text{for nytt medlemsland} \\ 0 & \text{ellers} \end{cases}$$

Deretter lages det et interaksjonsledd mellom dummyen  $Dny$  og lagga ledighet,  $u_{it}$ . Dersom parameteren foran interaksjonsleddet  $u_{it}Dny$  ikke er signifikant forskjellig fra null, indikerer det at justeringshastig-

I kapittel 5.1 forkastes hypotesen om hysteresis klart uansett testobservator og vi fant støtte for teorien om likevektsledighet for hele EU som et panel. Når utvalget blir delt i to bli derimot ikke nullhypotesen forkasta med like klar margin for noen av utvalgene, sjøl om vi kan forkaste nullhypotesen for begge utvalgene. Dette kan være et utslag på hvor mange observasjoner som brukes når modellene blir estimert. Som nevnt i metodetokapittelet vil styrken på testene øke med antall observasjoner, alle tester får større styrke når  $N$  øker (Choi, 2001). I tillegg viser Levin og Lin (1992) at deres kritiske verdier blir mindre restriktive med økende antall observasjoner, og når  $N$  går mot uendelig vil Levin-Lin-fordeling gå mot ei normalfordeling. Med et større antall observasjoner vil altså konklusjonen bli klarere, og det er naturlig at nullhypotesen forkastes på et klarere grunnlag når vi tester for enhetsrøtter i hele utvalget sammenlikna med utvalget delt i to.

Det er også verdt å merke seg at beregna grad av persistens målt ved halveringstida av sjokket øker for både EU-15 og de nye medlemslanda sammenlikna med resultatene som er basert på data fra alle landa i EU. Ved hjelp av likning (16) får vi ei halveringstid på 9,3 kvartal for EU-15 og 8,4 kvartal for de nye medlemslanda, noe som tilsier en mye sterkere persistens i arbeidsledighetsraten for de to utvalgene enn for panelet samla. For hele EU er halveringstida 5,75 kvartal, over et halvt år kortere sammenlikna med halveringstida for EU-15 og de nye medlemslanda. Dette kan igjen skyldes forskjellene i størrelsa på panelet som blir testa, et større antall observasjoner gir mer presise estimat.

At vi finner støtte for en likevektsledighet hos begge gruppene stemmer overens med León-Ledesma og McAdam (2004) sine resultat. De forkaster hypotesen om hysteresis både for EU-15 og ei gruppe de kaller overgangsøkonomier<sup>36</sup>. Justeringshastigheten er imidlertid raskere hos overgangsøkonomiene enn hos EU-15 i nevnte artikkel, mens vi i denne analysen ikke har signifikant forskjell i justeringshastigheten mellom de to gruppene.

#### 5.6.4 Land med høg eller lav gjennomsnittlig arbeidsledighetsrate

I dette delkapittelet lages det to grupper bestående av noen land fra utvalget som blir valgt ut ifra nivået på gjennomsnittlig arbeidsledighetsrate. Målet er å teste om spesielt høg eller lav gjennomsnittlig ledighet gir mer eller mindre grunnlag for teorien om hysteresis samt mer eller mindre grad av persistens. I den første gruppa er de landa i EU med høgest gjennomsnittlig arbeidsledighetsrate valgt ut. Med utgangspunkt i tabell 2 består denne

---

heten er lik for begge gruppene. T-verdien for den aktuell parameteren er i dette tilfellet lik -0,14, som ikke gir grunnlag for å forkaste nullhypotesen om at parameteren er lik null. Dette gir støtte for at justeringshastigheten for de to gruppene er like.

<sup>36</sup>Gruppa med overgangsøkonomier består av Polen, Romania, Slovenia, Slovakia, Kroatia, Ungarn, Bulgaria, Estland, Latvia, Litauen og Russland. Denne gruppa er stort sett lik gruppa ”de nye medlemslanda” i denne oppgaven.

gruppa av Slovakia, Polen, Spania og Bulgaria.

Her rapporteres først resultatene for LL-testen, fullstendige estimeringsresultat finnes i appendiks A.2. Estimert t-verdi for koeffisienten  $\rho$  er lik -8,74 med seks signifikante lagga førstedifferenser inkludert. Kritiske verdier for  $N = 5$  og  $T = 50$  er -2,30 med fem prosents signifikansnivå og -3,00 med én prosents signifikansnivå. Dette fører til en svært klar forkasting av nullhypotesen om hystereose med både én og fem prosent signifikansnivå.

Testobservatoren for IPS-testen blir for denne gruppa

$$\bar{t}_{NT} = \frac{1}{4} \sum_{i=1}^4 t_{iT_i} = -2,058$$

og kritiske verdier for  $N = 5$  og  $T = 40$  er -2,16 ved fem prosents signifikansnivå. Her kan vi ikke forkaste nullhypotesen om hystereose i arbeidsledighetsraten. Fischertesten gir

$$\lambda = -2 \sum_{i=1}^4 \ln \pi_i = 15,6286$$

der kjikvadratfordelte kritiske verdier er gitt ved 15,5073 med fem prosent signifikansnivå og 20,0902 med én prosent signifikansnivå. Her kan vi ikke forkaste nullhypotesen om hystereose med én prosent signifikansnivå, mens observert verdi er veldig nær kritisk verdi med fem prosent signifikansnivå. Vi finner altså støtte for hypotesen om hystereose både når vi bruker IPS-testen og Fischertesten, mens LL-testen forkaster nullhypotesen om hystereose med svært klar margin. Dette kan skyldes at LL-testen antar homogenitet mellom landa, mens IPS- og Fischertesten åpner for heterogenitet i alternativhypotesen. I gruppa med høg gjennomsnittlig arbeidsledighetsrate har vi dermed støtte for hypotesen om hystereose. Jimeno og Bentolila (1998) tester for hystereose i spanske regioner, og finner svært høg persistens i arbeidsledighetsraten. Dette stemmer med at vi finner støtte for hystereose i gruppa med høg gjennomsnittlig ledighetsrate som inkluderer Spania.

Den andre gruppa jeg vil se på består av de landa i EU med lavest gjennomsnittlig arbeidsledighetsrate og samtidig lave standardavvik. Disse landene har derfor stabilt lav arbeidsledighet og er alle del av gruppa EU-15. Jeg har valgt å inkludere Storbritannia, Nederland, Luxembourg, Østerrike og Danmark i denne gruppa. Kritiske verdier for fem land for LL-testen vil være de samme som ovenfor, -2,30 med fem prosent signifikansnivå og -3,00 med én prosent signifikansnivå. Modellen er estimert med fire lagga førstedifferenser og observert t-verdi til estimert  $\rho$  er lik -5,49. Vi kan dermed forkaste nullhypotesen om hystereose med svært klar margin på alle signifikansnivå.

For IPS-testen vil testobservatoren være

$$\bar{t}_{NT} = \frac{1}{5} \sum_{i=1}^5 t_{iT_i} = -2,464$$

med kritiske verdier for  $N = 5$  og  $T = 40$  som er lik -2,16 med fem prosent signifikansnivå og -2,43 med én prosent signifikansnivå. Med IPS-testen kan vi dermed forkaste hypotesen om hysteresis på én og fem prosent signifikansnivå. Fischertesten gir også samme konklusjon, med observert  $\bar{t}_{NT}$  lik

$$\lambda = -2 \sum_{i=1}^5 \ln \pi_i = 28,5868$$

som er langt over kritisk verdi gitt ved 18,31 med fem prosent signifikansnivå og 23,21 med én prosent signifikansnivå.

Alle testene gjennomført i gruppa med lav arbeidsledighetsrate viser klar forkasting av nullhypotesen om hysteresis, og dermed støtte for teorien om likevektsledighet og en 'mean reversion'-prosess. Dette betyr at i denne gruppa vil arbeidsledighetsraten justeres tilbake til likevektsledighet etter et sjokk. Justeringshastigheten for gruppa måles ved halveringstida som er 3,16 kvartal<sup>37</sup>. Vi ser at halveringstida for gruppa med lav ledighet er lavere enn for heile utvalget, noe som er naturlig når vi finner at deler av utvalget har støtte for teorien om hysteresis. Med noen land som har svært høg persistens i arbeidsledighetsraten finnes, vil graden av persistens øke for heile utvalget. For denne gruppa med lav ledighet er sjokk lite persistente.

Det er mulig å teste formelt om justeringshastigheten gitt ved parameteren  $\rho$  er lik for begge gruppene ved å estimere en modell der gruppa med lav ledighetsrate og høg ledighetsrate er slått sammen til ei gruppe. Jeg definerer en dummyvariabel som er lik

$$D_{lav} = \begin{cases} 1 & \text{for land i gruppa } EU_{lav} \\ 0 & \text{ellers} \end{cases}$$

der  $EU_{lav}$  er gruppa med lav gjennomsnittlig arbeidsledighetsrate. På denne måten kan vi estimere modellen der vi inkluderer et interaksjonsledd mellom  $u_{it-1}$  og dummyen  $D_{lav}$ . Jeg inkluderer også interaksjonsledd mellom lagga førstedifferenser og  $D_{lav}$ , for å tillate at eventuell seriekorrelasjonen kan være forskjellig mellom de to gruppene. Dette gir følgende modell

$$\Delta u_{it} = \rho u_{it-1} + \gamma u_{it-1} D_{lav} + \text{lagga førstedifferenser} + \varepsilon_{it} \quad (17)$$

Likevektshastigheten er den samme for begge gruppene dersom vi kan si at parameteren  $\gamma$

---

<sup>37</sup>Her brukes formelen (16)  $t = \frac{\ln 0,5}{\ln \rho}$  for å regne halveringstida til sjokket.

foran variabelen  $u_{it-1}D_{lav}$  ikke er signifikant forskjellig fra null. Modellen er først estimert med seks lag og fullt sett kvartalsdummyer. Deretter er sjetten lag og dummyvariabel for tredje periode utelatt fordi de ikke er signifikant forskjellige fra null. Fullstendige resultat blir rapportert i appendiks A.3.

T-verdi for parameteren  $\gamma$  er lik -2,42, som gir grunnlag for å forkaste nullhypotesen gitt ved  $H_0 : \gamma = 0$ <sup>38</sup>. Vi har dermed støtte for at justeringshastigheten for de to gruppene er ulik og at prosessen i gruppa med høy gjennomsnittlig arbeidsledighetsrate er langt mer persistent enn prosessen i gruppa med lav ledighetsrate. Dette stemmer overens med resultatene fra testene for enhetsrøtter i de samme gruppene som blir presentert ovenfor.

Oppsummert har vi funnet at for gruppa med lav gjennomsnittlig arbeidsledighetsrate kan nullhypotesen om hysteresis klart forkastes, mens for gruppa med høy gjennomsnittlig arbeidsledighetsrate kan vi ikke forkaste nullhypotesen om hysteresis. Dermed har vi støtte for teorien om en likevektsledighet for gruppa med lav ledighet og støtte for at gruppa med høy ledighet følger en prosess med 'random walk', en tilfeldig prosess som aldri vil nå likevekt. Ved å teste for parameterlikhet har vi funnet at justeringshastigheten er langt lavere for gruppa med høy ledighet, og at prosessen til denne gruppa har langt større grad av persistens enn gruppa med lav ledighetsrate.

Gruppa med lav gjennomsnittlig arbeidsledighetsrate har, som tidligere nevnt, også lave standardavvik og dermed stabilt lav ledighet. Gruppa med høy ledighetsrate har høyere standardavvik og mye mer variasjon i arbeidsledighetsraten. Når vi kan forkaste hypotesen om hysteresis klart hos lavledighetslandene, men ikke hos landa med høy ledighet, kan dette tyde på at landa med lav ledighet har et mer velfungerende arbeidsmarked der effekta av sjokk elimineres mye raskere enn hos høyledighetslanda. Denne egenskapen kan i seg sjøl bidra til lavere permanent ledighetsnivå. Dette argumentet blir ytterligere styrka når, som nevnt tidligere, alle landa som inkluderes i gruppa med lav ledighet også er en del av EU-15. EU-15 har en lavere arbeidsledighetsrate og lavere standardavvik enn hele EU samla, som også tyder på et mer stabilt og velfungerende arbeidsmarked.

---

<sup>38</sup>Som tidligere er kritisk t-verdi 1,96 i absoluttverdi, og vi har grunnlag for å forkaste nullhypotesen når observert t-verdi overstiger kritisk verdi.



## 6 Oppsummering og avslutning

Hovedproblemstillinga i denne oppgaven var å teste for hysteresese, ved hjelp av tester for enhetsrøtter, i et paneldatasett bestående av medlemsland i EU. I tillegg har jeg også sett på justeringshastighet i tilfeller der hypotesen om hysteresese kan forkastes og gjort analyser med ulike grupperinger innafor EU-panelet.

Nullhypotesen om hysteresese kan forkastes uansett testobservator for EU. Dermed finnes støtte for teorien om likevektsledighet, og justeringshastigheten er på snaue 1,5 år. Dette er mindre grad av persistens enn andre studier gjort med årsdata, blant andre Papell et al. (2000). Datasettet og deskriptiv statistikk viser klare forskjeller mellom ledighetsratene i EU-15 versus de nye medlemslanda. Testing for teorien om hysteresese gjort på disse gruppene separat viser at begge for begge gruppene kan nullhypotesen forkastes, og vi har også her støtte for teorien om en likvektsledighet for både EU-15 og de nye medlemslanda. Det er verdt å merke seg at med to mindre utvalg blir forkastinga av hypotesen om hysteresese ikke like klar som med hele EU som ett panel. Justeringshastigheten for de to gruppene er høgere enn for hele EU samla, vi har altså større grad av persistens for EU-15 og for de nye medlemslanda enn for EU-panelet.

Når det skilles mellom land med høg gjennomsnittlig arbeidsledighetsrate og lav gjennomsnittlig arbeidsledighetsrate, kan nullhypotesen om hysteresese forkastes for gruppa med lav ledighet. Halveringstida av sjokket for gruppa er på 3,16 kvartal, en relativt rask og mindre persistent justering tilbake mot likevektsnivå, noe som kan skyldes et mer velfungerende arbeidsmarked innad i disse landa. For gruppa med høg gjennomsnittlig ledighetsrate kan nullhypotesen ikke forkastes med én prosent signifikansnivå. For fem prosent signifikansnivå er observert testverdi svært nær kritisk verdi, og vi har dermed støtte for teorien om hysteresese og høg grad av persistens i landa med høg gjennomsnittlig arbeidsledighetsrate. Justeringshastigheten for disse gruppene er testa formelt til å være forskjellige, der justeringshastigheten er høgere for gruppa med lav ledighet. Stor grad av heterogenitet i de enkelte landas arbeidsledighetsrate og justeringshastighet fører til at ulike grupperinger naturlig har ulike grad av persistens.

Resultat i denne oppgaven samsvarer i stor grad med tidligere empiri. For EU-15 er resultatene like som for paneldatanaanayser gjort på OECD-land (Song og Wu, 1998) der hypotesen om hysteresese forkastes. For de nye medlemslanda kan resultatene sammenliknes med León-Ledesma og McAdam (2004), som forkaster hypotesen om hysteresese for ei gruppe kalt overgangsøkonomier som består av de fleste landa i gruppa 'de nye medlemslanda'.

Utgangspunktet for denne oppgaven er et EU som er midt i en kraftig lavkonjunktur og som dermed har svært høge arbeidsledighetsrater. At tidsserien som brukes i oppgaven

ender når arbeidsledigheten omtrent er på sitt toppunkt gir et dårligere utgangspunkt enn dersom denne oppgaven hadde vært skrevet ti år fram i tid. Det kan derfor være interessant å gjenoppta denne problemstillinga når en lengre tidsserie er tilgjengelig. Det hadde også vært interessant å videre se mer på hvilke strukturelle skift som gjelder for dette paneldatasettet som blant andre er gjort av Johansen (2002), Camarero et al. (2006) og Papell et al. (2000). Utvidelser med analyser av strukturelle skift er av interesse både for hele panelet og for de ulike grupperingene i denne oppgaven.

## Referanser

- Andersen, T. M. (2010). Unemployment Persistence. *CESifo Forum 1/2010*, 23–28.
- Arellano, M. (2003). *Panel Data Econometrics*. Oxford: Oxford University Press.
- Arulampalam, W., A. L. Booth og M. P. Taylor (2000). Unemployment persistence. *Oxford Economic Papers 52*, 24–50.
- Ball, L. M. (2009). *Hysteresis in Unemployment: Old and New Evidence*. NBER Working Paper Series No. 14818. National Bureau of Economic Research.
- Banerjee, A. (1999). Panel Data Unit Roots and Cointegration: An Overview. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics 61*(1), 607–629.
- Bårdsen, G. og R. Nymoen (2011). *Innføring i økonometri*. Bergen: Fagbokforlaget Vigmostad og Bjørke AS.
- Blanchard, O. J. og L. H. Summers (1986). Hysteresis and the European Unemployment Problem. *NBER Macroeconomics Annual 1*(1986), 88.
- Brooks, C. (2008). *Introductory Econometrics for Finance* (2. utgave). New York: Cambridge University Press.
- Camarero, M., J. L. Carrion-i Silvestre og C. Tamarit (2006). Testing for Hysteresis in Unemployment in OECD Countries: New Evidence using Stationarity Panel Tests with Breaks. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics 68*(2), 167–182.
- Choi, I. (2001). Unit root tests for panel data. *Journal of International Money and Finance 20*(2), 249–272.
- Darnell, A. C. (1994). *A Dictionary of Econometrics*. Lyne: Edwar Elgar Publishing.
- Gujarati, D. N. og D. C. Porter (2009). *Basic Econometrics*. New York: McGraw-Hill.
- Im, K. S., M. H. Pesaran og Y. Shin (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics 115*(1), 53–74.
- Jimeno, J. F. og S. Bentolila (1998). Regional unemployment persistence (Spain, 1976-1994). *Labour Economics 5*(1), 25–51.
- Johansen, K. (2002). *Hysteresis in Unemployment: Evidence from Norwegian Counties*. Working Paper Series No. 6/2002. Department of Economics, Norwegian University of Science and Technology.
- León-Ledesma, M. (2002). Unemployment Hysteresis in the US States and the EU: A Panel Approach. *Bulletin of Economic Research 54*(2), 95–103.

- León-Ledesma, M. og P. McAdam (2004). Unemployment, hysteresis and transition. *Scottish Journal of Political Economy* 51(3), 377–401.
- Levin, A. og C.-F. Lin (1992). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Discussion Paper No. 92-93*, University of California, San Diego.
- Liew, V. K.-S., R. C.-J. Chia og C.-H. Pua (2009). Does Hysteresis in Unemployment Occur in OECD Countries? Evidence from Parametric and Non-Parametric Panel Unit Roots Tests. *Munich Personal RePEc Archive (MPRA) Paper* (9915), 1–16.
- Maddala, G. S. og S. Wu (1999, november). 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, 1489–1501.
- Nickell, S. (1981). Biases in Dynamic Models with Fixed Effects. *Econometrica* 49(6), 1417–1426.
- Nickell, S. (2010). The Unemployment Challenge in Europe. *CESifo Forum* 1/2010, 3–6.
- Nickell, S., L. Nunziata og W. Ochel (2005). Unemployment in the OECD Since the 1960s. What Do We Know? *The Economic Journal* 115(500), 1–27.
- OECD (2011). Persistence of high unemployment: What risks? What policies? *OECD Economic Outlook* 2011/1, 253–285.
- Papell, D. H., C. J. Murray og H. Ghiblawi (2000). The Structure of Unemployment. *The Review of Economics and Statistics* 82(2), 309–315.
- 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.
- Siebert, H. (1997). Labor market rigidities: At the root of unemployment in Europe. *The Journal of Economic Perspectives* 11(3), 37–54.
- Song, F. M. og Y. Wu (1997). Hysteresis in Unemployment: Evidence From 48 U.S. States. *Economic Inquiry* 35(2), 235–243.
- Song, F. M. og Y. Wu (1998). Hysteresis in Unemployment: Evidence from OECD Countries. *The Quarterly Review of Economics and Finance* 38(2), 181–192.

Wooldridge, J. M. (2009). *Introductory Econometrics* (4. utgave). South-Western, Cengage Learning.



## A Fullstendige resultat

### A.1 P-verdier for Dickey Fuller-fordeling

Tabell 5: Landspesifikke p-verdier av ADF-test<sup>a</sup>

| Land          | $\pi_i$ | Lag | Observasjoner |
|---------------|---------|-----|---------------|
| Belgia        | 0,0026  | 6   | 36            |
| Frankrike     | 0,0064  | 4   | 26            |
| Italia        | 0,4566  | 4   | 38            |
| Luxembourg    | 0,1265  | 0   | 34            |
| Nederland     | 0,0042  | 4   | 38            |
| Danmark       | 0,0127  | 4   | 38            |
| Irland        | 0,9894  | 5   | 37            |
| Storbritannia | 0,9979  | 6   | 36            |
| Hellas        | 0,3549  | 4   | 38            |
| Portugal      | 0,8939  | 6   | 36            |
| Spania        | 0,4990  | 4   | 38            |
| Finland       | 0,3164  | 4   | 38            |
| Sverige       | 0,1904  | 4   | 34            |
| Østerrike     | 0,0921  | 4   | 38            |
| Estland       | 0,0303  | 4   | 38            |
| Latvia        | 0,1193  | 2   | 33            |
| Litauen       | 0,2570  | 4   | 31            |
| Malta         | 0,0904  | 0   | 34            |
| Polen         | 0,5648  | 5   | 37            |
| Tsjekkia      | 0,6080  | 5   | 37            |
| Slovakia      | 0,4623  | 6   | 36            |
| Slovenia      | 0,0853  | 4   | 38            |
| Ungarn        | 0,9903  | 6   | 36            |
| Bulgaria      | 0,0031  | 4   | 38            |
| Romania       | 0,1681  | 4   | 38            |

<sup>a</sup>Estimert ved hjelp av statistikkprogrammet EViews 7.

## A.2 Gruppeestimeringer

Tabell 6: EU-15

| Variabel             | EU-15 <sub>A</sub> | EU-15 <sub>B</sub> |
|----------------------|--------------------|--------------------|
| $u_{it-1}$           | -0,0718<br>(-2,51) | -0,0650<br>(-2,85) |
| $\Delta u_{it-1}$    | 0,1588<br>(1,75)   | 0,1069<br>(1,27)   |
| $\Delta u_{it-2}$    | 0,0810<br>(1,83)   | 0,0279<br>(0,61)   |
| $\Delta u_{it-3}$    | 0,0083<br>(0,61)   | -0,0381<br>(-0,70) |
| $\Delta u_{it-4}$    | 0,6375<br>(8,97)   | 0,5951<br>(9,38)   |
| $\Delta u_{it-5}$    | -0,1621<br>(-2,16) | -0,1753<br>(-2,31) |
| $\Delta u_{it-6}$    | -0,0718<br>(-3,13) | -0,1665<br>(-3,85) |
| <i>Dfinkrise</i>     |                    | 0,2766<br>(4,69)   |
| Antall observasjoner | 476                | 476                |
| Antall parametre     | 22                 | 23                 |
| $R^2$                | 0,5220             | 0,5495             |

Avhengig variabel:  $\Delta u_{it}$ , t-verdier rapporteres i parentes.



Tabell 7: De nye medlemslanda

| Variabel             | EU-ny <sub>A</sub> | EU-ny <sub>B</sub> |
|----------------------|--------------------|--------------------|
| $u_{it-1}$           | -0,0789<br>(-3,56) | -0,0587<br>(-2,84) |
| $\Delta u_{it-1}$    | 0,3391<br>(5,17)   | 0,3071<br>(4,83)   |
| $\Delta u_{it-2}$    | 0,0860<br>(1,42)   | 0,0512<br>(0,91)   |
| $\Delta u_{it-3}$    | 0,2343<br>(5,68)   | 0,2020<br>(5,32)   |
| $\Delta u_{it-4}$    | 0,2142<br>(2,71)   | 0,1883<br>(2,26)   |
| $\Delta u_{it-5}$    | -0,0659<br>(-1,23) | -0,0841<br>(-1,54) |
| $\Delta u_{it-6}$    | -0,0790<br>(-1,70) | -0,1215<br>(-1,81) |
| <i>Dfinkrise</i>     |                    | 0,2355<br>(3,13)   |
| Antall observasjoner | 374                | 374                |
| Antall parametre     | 20                 | 21                 |
| $R^2$                | 0,4608             | 0,4678             |

Avhengig variabel:  $\Delta u_{it}$ , t-verdier rapporteres i parantes.

Tabell 8: Land med høg og land med lav gjennomsnittlig arbeidsledighetsrate.

| Variabel             | EU <sub>høg</sub>  | EU <sub>lav</sub>  |
|----------------------|--------------------|--------------------|
| $u_{it-1}$           | -0,0444<br>(-8,74) | -0,1971<br>(-5,49) |
| $\Delta u_{it-1}$    | 0,4972<br>(4,84)   | 0,1419<br>(5,81)   |
| $\Delta u_{it-2}$    | -0,006<br>(-0,08)  | 0,1639<br>(1,50)   |
| $\Delta u_{it-3}$    | 0,1930<br>(3,03)   | 0,1333<br>(1,65)   |
| $\Delta u_{it-4}$    | 0,1126<br>(1,92)   | 0,3854<br>(3,37)   |
| $\Delta u_{it-5}$    | -0,1221<br>(-5,28) |                    |
| $\Delta u_{it-6}$    | 0,1022<br>(2,39)   |                    |
| Antall observasjoner | 144                | 178                |
| Antall parametre     | 14                 | 12                 |
| $R^2$                | 0,6129             | 0,4161             |

Avhengig variabel:  $\Delta u_{it}$ , t-verdier rapporteres i parantes.

### A.3 Parameterstabilitet

Tabell 9: Estimering av modell for test av parameterstabilitet.

| Variabel              | EU-lav/høg          |
|-----------------------|---------------------|
| $u_{it-1}$            | -0,0473<br>(-7,36)  |
| $u_{it-1}Dlav$        | -0,1136<br>(-2,42)  |
| $\Delta u_{it-1}$     | 0,3621<br>(3,41)    |
| $\Delta u_{it-2}$     | -0,0177<br>(-0,681) |
| $\Delta u_{it-3}$     | 0,2242<br>(4,06)    |
| $\Delta u_{it-4}$     | 0,2613<br>(2,50)    |
| $\Delta u_{it-5}$     | -0,1043<br>(-3,65)  |
| $\Delta u_{it-1}Dlav$ | -0,1622<br>(-1,58)  |
| $\Delta u_{it-2}Dlav$ | 0,1597<br>(1,39)    |
| $\Delta u_{it-3}Dlav$ | -0,0937<br>(-1,46)  |
| $\Delta u_{it-4}Dlav$ | -0,0338<br>(-0,24)  |
| $\Delta u_{it-5}Dlav$ | 0,1036<br>(1,14)    |
| Antall observasjoner  | 321                 |
| Antall parametre      | 23                  |
| $R^2$                 | 0,5102              |

Avhengig variabel:  $\Delta u_{it}$ , t-verdier rapporteres i parentes.