

RAPPORTER

93/19

DEN SELVFORSTERKENDE ARBEIDSLEDIGHETEN

Om hystereseeffekter i arbeidsmarkedet



AV
KNUT RØED

STATISTISK SENTRALBYRÅ
CENTRAL BUREAU OF STATISTICS OF NORWAY

Til salgs hos:

**Akademika
- avdeling for offentlige publikasjoner
Møllergt. 17
Postboks 8134 Dep
0033 Oslo**

**Tlf.: 22 11 67 70
Telefax: 22 42 05 51**

RAPPORTER FRA STATISTISK SENTRALBYRÅ 93/19

DEN SELVFORSTERKENDE ARBEIDSLEDIGHETEN

OM HYSTERESEEFFEKTER I ARBEIDSMARKEDET

AV

KNUT RØED

STATISTISK SENTRALBYRÅ
OSLO-KONGSVINGER 1993

ISBN 82-537-3870-6
ISSN 0332-8422

EMNEGRUPPE
32 Arbeidskraft

EMNEORD
Arbeidsmarked
Makroøkonomi
Modeller

Omslaget er trykt ved Aasens Trykkerier A.S

Publikasjonen er trykt i Statistisk sentralbyrå

Forord

Vil en periode med høy konjunkturskapt arbeidsledighet lede til en økning i den ledigheten som er forenelig med konstant konkurransevne? Dette spørsmålet har vært gjenstand for mye diskusjon i den internasjonale økonomiske litteratur. Her i Norge har debatten for alvor skutt fart de siste årene, i kjølvannet av den sterkt økende arbeidsledigheten.

Dette er kort oppsummert temaet for denne rapporten, som tar for seg såkalte hystereseeffekter i arbeidsmarkedet. *Hysteres* er betegnelsen på et dynamisk system, hvis likevektsløsning avhenger av sin egen historie. For arbeidsmarkedet kan forekomsten av hysteres innebære at arbeidsledigheten får en selvforsterkende virkning. Dersom en høy arbeidsledighet først har fått fotfeste kan det bli svært vanskelig å få den ned igjen. Ledigheten går lettere opp enn ned.

Det er lansert ulike teorier for å forklare slike asymmetrier i arbeidsmarkedet. Denne rapporten presenterer de ulike teoriene, men legger hovedvekten på forklaringer som har sin rot i ledighetens virkning på de mennesker som gjennomlever lange ledighetsperioder. Hovedhypotesen er at lang tids ledighet forårsaker en svekkelse av de arbeidslediges motivasjon og produktivitet, og at dette bl.a. resulterer i svekket søkeintensitet blant arbeidsledige og økt uttrekning fra arbeidsstyrken.

Rapporten er først og fremst et *teoretisk* arbeid. Det presenteres en modell som kan benyttes til å studere virkningene på arbeidsmarkedet av at den gjennomsnittlige søkeintensitet avtar når ledigheten øker. Modellen benyttes bl.a. til en kritisk vurdering av den vanlige antagelse om at økt arbeidsledighet normalt ledsages av en reduksjon i antallet ledige stillinger.

Rapporten inneholder en oversikt over både norske og utenlandske empiriske studier av hysteresefenomener i arbeidsmarkedet. Forfatteren konkluderer med at "teorien om den *'naturlige ledighetsrate'* for alle praktiske formål må forkastes til fordel for arbeidsledighetsteorier basert på hystereseeffekter".

Rapporten er utarbeidet i Statistisk sentralbyrå og er innlevert som hovedoppgave for den sosialøkonomiske embetseksamen ved Universitetet i Oslo.

Statistisk sentralbyrå, Oslo, 20. april 1993

Svein Longva

Innholdsfortegnelse

1. Innledning.....	7
1.1. Problemstilling	7
1.2. Oversikt over rapportens innhold	8
1.3. Noen hovedkonklusjoner.....	8
2. Utviklingen på arbeidsmarkedet	10
2.1. Utviklingen i den registrerte arbeidsledigheten.....	10
2.2. Arbeidsstyrke og sysselsetting.....	11
2.3. Gjennomsnittlig varighet.....	11
2.4. Omfanget av arbeidsmarkedstiltak	12
2.5. Utviklingen i langtidsledigheten.....	13
2.6. Omfanget av uføretrygding	14
2.7. Forholdet mellom vakans- og ledighetsrater.....	15
2.8. Europeisering av ledighetsraten.....	15
2.9. Den langsiktige trenden i ledighetsraten.....	16
3. Unik likevekt eller hystereserose?	18
3.1. Den naturlige ledighetsraten.....	18
3.2. Hystereserose i den naturlige ledighetsraten.....	20
3.3. Forklaringer på hystereserosefenomener	21
3.4. Nærmere om hystereserosebegrepet.....	23
3.5. Grader av hystereserose	24
3.6. Hystereserosens plass i økonomisk teori	27
3.7. Renaissance for Keynesianismen?	29
4. Modell for sammenhengen mellom arbeidsledighet og vakanser, basert på depresiering av personkapitalen.....	31
4.1. Beveridgekurven.....	31
4.2. Tilbudet av vakanser	36
4.3. Likevektsledigheten	39
4.4. Nærmere om virkninger av eksogene sjokk	40
4.5. Endogenisering av arbeidsstyrken	43
5. Opplegg til økonometrisk testing av hystereserose-teorien	45
5.1. Alternativ til "tradisjonell" søketeori	45
5.2. Heterogenitet mellom arbeidssøkere	47
5.3. Opplegg til økonometrisk testing - analyse av overgangsintensiteter.....	49
6. Noen kjennsegner og holdepunkter	58
6.1. Oversikt over empiriske studier av hystereserosefenomenet.....	59
6.2. Forskning innen andre fagfelt.....	62
6.3. Analyse av Beveridgekurven.....	63
7. Politiske implikasjoner av hystereserose-teorien	69
7.1. Hystereserose - et argument for aktiv stabiliseringspolitikk?	69
7.2. Hystereserose - et argument for aktiv arbeidsmarkedspolitik?.....	71
7.3. "Solidaritetsalternativet"	76
8. Appendiks	78
8.1. Appendiks til kapittel 3.....	78
8.2. Appendiks til kapittel 4.....	80
8.3. Appendiks til kapittel 5.....	82
8.4. Appendiks til kapittel 6.....	83
9. Referanser	87
10. Tabellvedlegg	91

"Det paaligger Statens Myndigheder at lægge Forholdene til Rette
for at ethvert arbejdsdygtigt Menneske
kan skaffe sig Udkomme ved sit Arbejde."

Norges Riges Grundlov, § 110

1. Innledning

Arbeidsledigheten i Norge har økt sterkt de siste årene, til tross for at full sysselsetting har vært hovedmålet for den økonomiske politikken¹. I 1992 var den åpne arbeidsledighetsraten kommet opp i 5,9% (AKU). Arbeidsledigheten i Norge nærmer seg dermed et "europaisk" nivå.

I mange europeiske land har man fått erfare at arbeidsledigheten *går lettere opp enn ned*. Når arbeidsledigheten først har fått fotfeste viser det seg ofte at det trengs sterke virkemidler for å bringe den ned igjen. Dette kan tyde på at det finnes en grunnleggende asymmetri i arbeidsmarkedet. Bak økninger og reduksjoner i arbeidsledighetsraten befinner det seg kvalitativt sett forskjellige økonomiske mekanismer.

1.1. Problemstilling

Det finnes to fundamentalt forskjellige innfallsvinkler til teoretiske studier av arbeidsledighetsproblemet. Den ene har sitt utspring i at det finnes et bestemt likevektsnivå for ledighetsraten som ikke kan påvirkes ved å regulere det økonomiske aktivitetsnivået. Den unike likevekten bestemmes av strukturelle forhold ved arbeidsmarkedet, f.eks. av egenskaper ved lønnsdannelsen, av arbeidsledighetstrygdens størrelse og varighet, og av effektiviteten i selve søke- og matcheprosessen.

Den andre innfallsvinkelen har sitt utspring i at det ikke finnes noen slik unik likevekt. Riktignok vil det på ethvert gitt tidspunkt eksistere en likevektsledighet som er forenlig med stabil inflasjon. Men denne likevekten vil endres over tid, som en funksjon av den faktiske ledighetsutvikling. Steady-state-nivået på arbeidsledigheten kan ikke alene forklares ved hjelp av likevektsverdiene til en vektor av tilstandsvariable. Også variablenes historiske forløp har betydning.

De teorier som er utviklet for å forklare slike *hysteresefenomener* i arbeidsmarkedet kan grupperes i tre ulike retninger:

1. Depresiering av personkapital og svekket søkeintensitet som følge av langtidsledighet.
2. Insider-outsider-effekter i lønnsdannelsen.
3. Tilpasninger av det fysiske kapitalutstyr i kombinasjon med begrensede substitusjonsmuligheter.

Denne rapporten tar først og fremst sikte på å belyse den første av disse retningene. Hovedproblemstillingen blir følgende: *I hvilken grad kan varig høy arbeidsledighet tenkes å påvirke arbeidsstyrkens størrelse, produktivitet og søkeintensitet, og i hvilken grad kan disse forhold antas å være kilde til hysteresis- eller persistensproblemer i arbeidsmarkedet.*

¹Jfr. f.eks. Stortingsmelding nr. 4, 1988-89.

1.2. Oversikt over rapportens innhold

I **kapittel 2** er det gitt en kortfattet beskrivelse av de siste årenes utvikling på arbeidsmarkedet. Det framgår at den registrerte arbeidsledigheten nesten er blitt firedoblet siden 1987, og at det i løpet av de aller siste årene også har funnet sted en markert økning i langtidsledigheten.

Kapittel 3 inneholder en nærmere drøftelse av hysteresebegrepet, dets definisjon og opprinnelse. Ved hjelp av et enkelt modellapparat sammenlignes hystereseteorien med den mer kjente antagelse om at det eksisterer en naturlig ledighetsrate. De viktigste teorier som er utviklet for å forklare eksistensen av hysteresese, drøftes.

I **kapittel 4** presenteres en modell for sammenhengen mellom arbeidsledighet og vakanser, basert på en forutsetning om at den individuelle personkapitalen depresieres ved arbeidsledighet. Modellen benyttes til å studere mulige varige virkninger av midlertidige sjokk, f.eks. i form av en konjunkturedgang. Det konkluderes bl.a. med at midlertidige sjokk kan endre økonomiens *likevektsledighet* og at det dessuten kan oppstå varige effekter på arbeidsstyrkens størrelse. Modellen har forøvrig egenskaper som innebærer at den såkalte Beveridgekurven kan få stigende partier.

I **kapittel 5** presenteres et opplegg for økonometrisk testing av hystereseteorien ved hjelp av individuelle forløpsdata. Slike data har fram til i dag bare i begrenset utstrekning vært tilgjengelige for forskningsformål. Utvikling av nye databaser kan gjøre det lettere å foreta denne type analyser.

I **kapittel 6** gjennomgås eksisterende forskningsresultater på området. De fleste studier peker i retning av at det eksisterer hysteresese i arbeidsmarkedet. Kapittel 6 inneholder dessuten en økonometrisk studie av den norske Beveridgekurven. Resultatene indikerer at Beveridgekurven *kan* ha stigende partier.

I **kapittel 7** drøftes de politiske implikasjonene av hystereseteorien, bl.a. når det gjelder utformingen av stabiliseringspolitikk og arbeidsmarkedspolitikk. Det er et hovedpoeng at forekomsten av hysteresese *øker de samfunnsøkonomiske kostnadene* knyttet til arbeidsledighet og at dette forhold må inkluderes i en eventuell nytte-kostnads-analyse av tiltak for å bekjempe arbeidsledigheten..

1.3. Noen hovedkonklusjoner

1. Likevektsledigheten har de siste 20 årene vist en klart økende tendens i så godt som alle de industrialiserte land, herunder Norge. Dette kan ikke forklares med utgangspunkt i strukturelle utviklingstrekk alene. Mye tyder derfor på at hypotesen om den *'naturlige ledighetsrate'* for alle praktiske formål må forkastes til fordel for arbeidsledighetsteorier basert på hystereseseffekter. Det kan likevel ikke utelukkes at arbeidsledigheten er stasjonær på *svært lang sikt*.
2. Depresiering av personkapitalen er én kilde til hysteresese i arbeidsmarkedet. Hovedtyngden av internasjonal forskning peker i retning av at den individuelle jobbsannsynligheten avtar som en funksjon av ledighetens varighet, og at sannsynligheten for å forlate arbeidsstyrken øker som en funksjon av ledighetens varighet. Perioder med høy konjunkturskapt arbeidsledighet bidrar dermed til å redusere det effektive arbeidstilbudet i økonomien på varig basis.
3. Forekomsten av denne type hysteresese kan medføre skift både i den såkalte Beveridgekurven (også kalt UV-kurven) og i tilbudskurven for ledige stillinger. Som følge av dette kan

midlertidige sjokk resultere i varige endringer i økonomiens likevektsledighet. Det kan ikke utelukkes at Beveridgekurven blir stigende ved høy arbeidsledighet.

4. En nærmere studie av arbeidsledighetens virkninger på personkapitalen bør baseres på forløpsdata, der enkeltindividens bevegelser mellom ulike arbeidsmarkedstilstander følges over lang tid. Fram til i dag har slike data vært tilgjengelig bare i svært begrenset utstrekning. Opprettelse av nye databaser vil i tiden som kommer, åpne nye muligheter for forskning innen dette feltet.
5. Forekomsten av hysteresis innebærer at det er samfunnsøkonomiske kostnader knyttet til konjunkturskapt arbeidsledighet som strekker seg langt utover den tapte verdiskapning som er knyttet til selve lavkonjunkturen. Dette bør myndighetene ta hensyn til ved en eventuell nytte/kostnadsvurdering av tiltak for å bekjempe ledigheten.
6. Forekomsten av hysteresis gir samfunnsøkonomiske argumenter for en sterkere satsing på stabiliseringspolitikk og arbeidsmarkedspolitikk enn det som ville vært tilfelle i en situasjon med en gitt naturlig ledighetsrate.

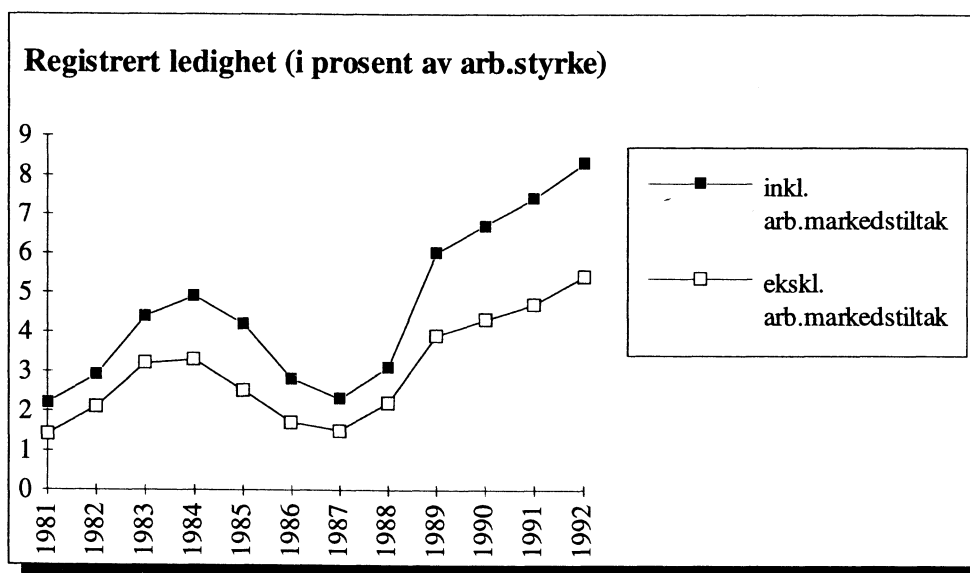
2. Utviklingen på arbeidsmarkedet²

Det norske arbeidsmarkedet har i løpet av de siste årene endret karakter. Norge er ikke lenger "en øy i et hav av arbeidsledighet". Norske arbeidsledighetsrater nærmer seg et "europeisk nivå". Også omfanget av *langtidsledighet* har økt betydelig de siste årene, på tross av en kraftig opptrapping av arbeidsmarkedstiltakene.

2.1. Utviklingen i den registrerte arbeidsledigheten

Den registrerte arbeidsledigheten i Norge har i store deler av etterkrigstiden ligget på et svært lavt nivå. Fram til slutten av 1970-årene lå arbeidsledighetsraten for de aller fleste årene under 1,5%. I perioden 1960-86 var arbeidsledigheten i Norge den laveste i OECD-området, med unntak av Sveits. Registrert langtidsledighet var så godt som ikke-eksisterende.

I løpet av 1980-årene endret dette bildet seg. De første problemene på arbeidsmarkedet meldte seg i perioden 1981-83, bl.a. som et resultat av det internasjonale økonomisk tilbakeslaget som utviklet seg i kjølvannet av den store oljeprisøkningen i 1979/80. Under den påfølgende høykonjunktur i perioden 1984-1987 ble arbeidsledigheten igjen redusert kraftig, selv om den aldri nådde helt ned på nivået fra 1970-årene. Den sterke økonomiske innstramningen som ble iverksatt våren 1986 ble innledningen på en ny lavkonjunktur. Fra 1987 til 1992 økte den registrerte åpne arbeidsledigheten fra ca. 1,5% til 5,4% av arbeidsstyrken. Inklusive deltagere på arbeidsmarkedstiltak var den registrerte ledigheten i 1992 kommet opp i 8,3%.

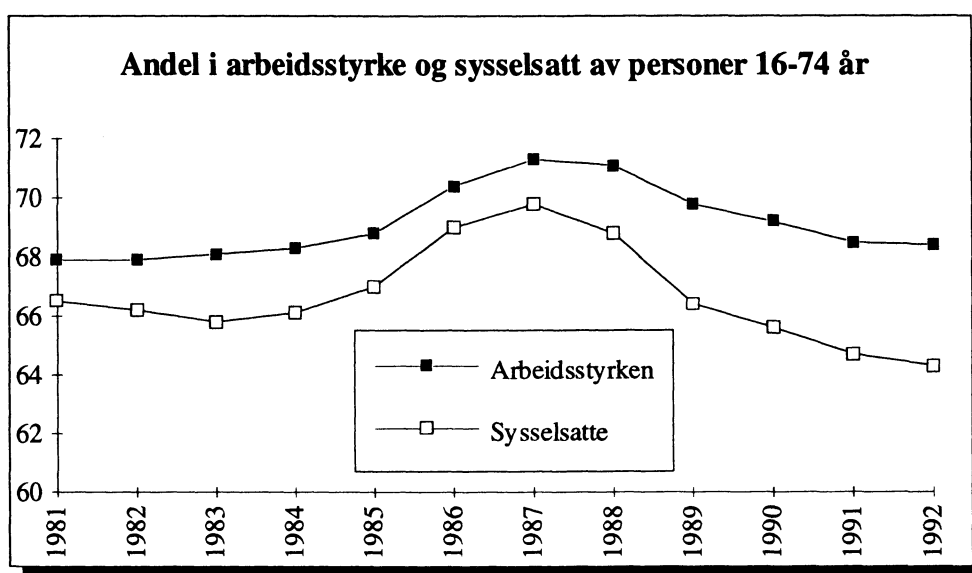


Kilde: Arbeidsdirektoratet

²Deler av det tallmaterialet som danner grunnlag for dette kapitlet er gjengitt i eget tabellvedlegg.

2.2. Arbeidsstyrke og sysselsetting

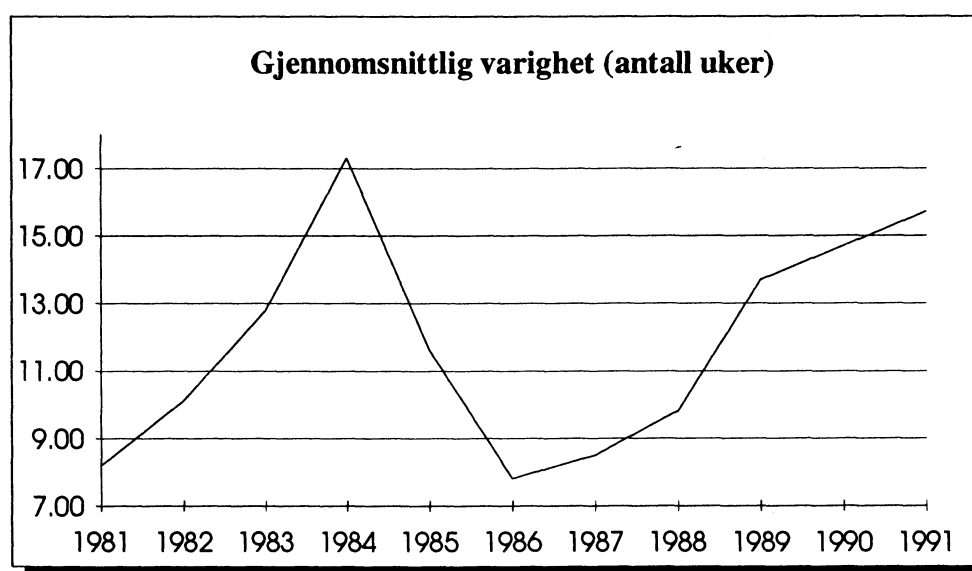
Parallelt med økningen i arbeidsledigheten har det funnet sted en markert reduksjon i størrelsen på arbeidsstyrken. Siden 1987 er arbeidsstyrken redusert med 2,9 prosentenheter (som andel av personer mellom 16 og 74 år). Sysselsettingen er i samme periode redusert med 5,5 prosentenheter, svarende til 122.000 arbeidsplasser. Det slakke arbeidsmarkedet synes dermed å ha forårsaket både en økning i den registrerte arbeidsledigheten og en reduksjon i arbeidsstyrken.



Kilde: AKU (SSB)

2.3. Gjennomsnittlig varighet

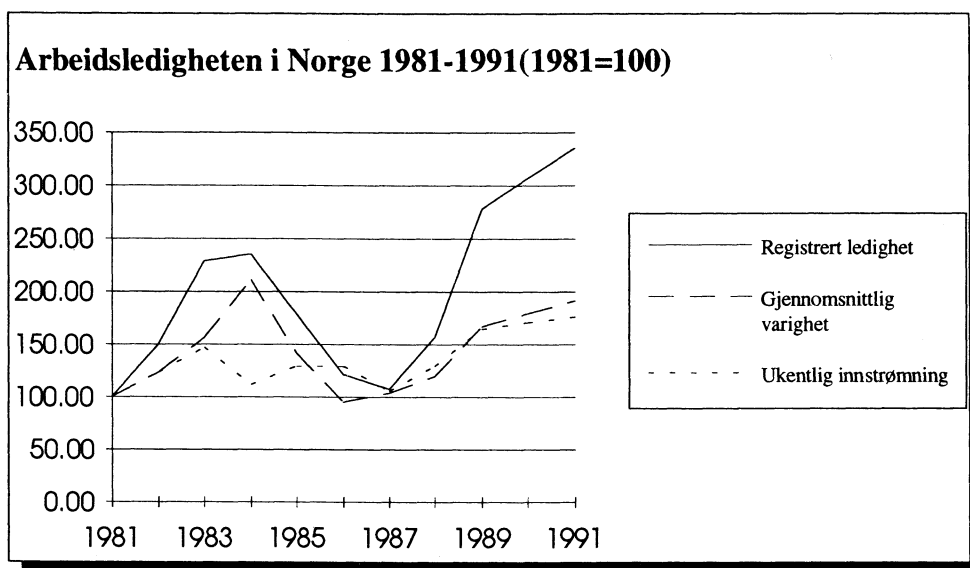
Også den gjennomsnittlige lengden på ledighetsperiodene ser ut til å ha økt betydelig³:



³ Tall for gjennomsnittlig varighet er hentet fra I. Giskegjerd, 1992, og er estimert på grunnlag av observerte ufullførte varigheter, etter et opplegg av R. Aaberge, 1988. Det foreligger ikke tall for 1992.

Det er verd å merke seg at gjennomsnittlig varighet var høyere under den første lavkonjunkturen (1981-83) enn under den andre (fra 1987), ihvertfall når vi studerer utviklingen fram t.o.m. 1991. Dette har sannsynligvis sammenheng med den sterke opptrappingen av arbeidsmarkedstiltakene som ble iverksatt mot slutten av 1980-årene.

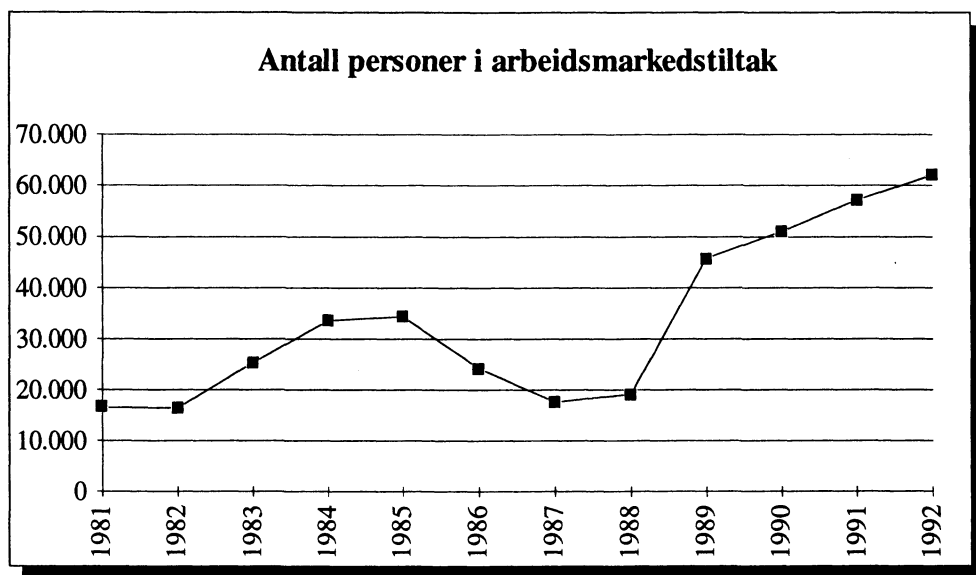
Det har vært en klar tendens i retning av at ledighetsperiodenes lengde endres i takt med selve ledighetsraten:



Kurvene for registrert ledighet og ledighetens gjennomsnittlige varighet følger hverandre tett fram til 1987. Deretter skiller de tilsynelatende lag. Dette må igjen antas å ha sammenheng med opptrappingen av arbeidsmarkedstiltakene, som i særlig grad er rettet inn mot de langtidsledige.

2.4. Omfanget av arbeidsmarkedstiltak

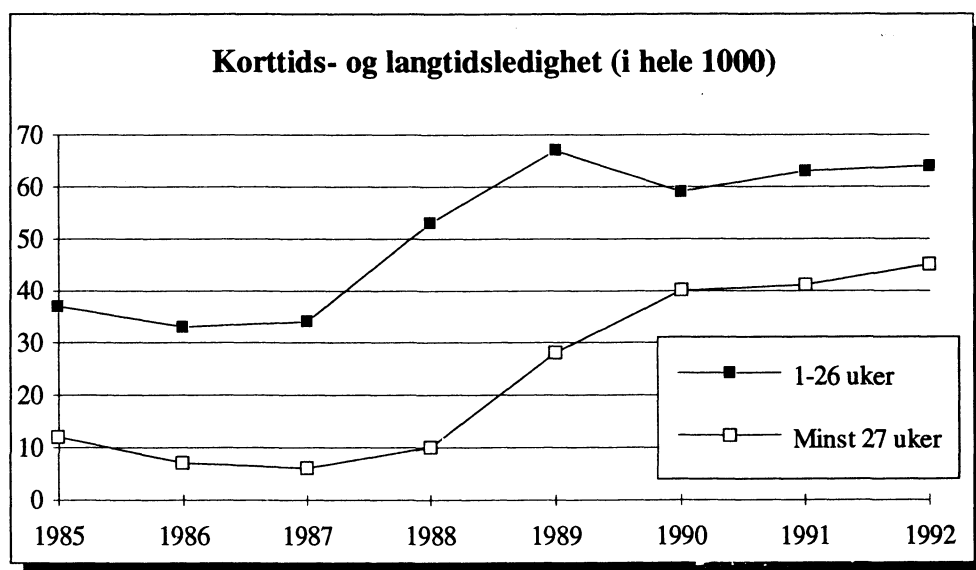
Antallet personer i arbeidsmarkedstiltak har økt parallelt med økningen i arbeidsledigheten. Det er imidlertid verd å merke seg at satsingen på arbeidsmarkedstiltak var noe svakere under den første lavkonjunkturperioden (1981-83) enn under den siste (fra 1987). Antallet personer i arbeidsmarkedstiltak har i løpet av de siste årene økt fra 17.598 i 1987 til 62.002 i 1992 (årsgjennomsnitt).



Kilde: Arbeidsdirektoratet

2.5. Utviklingen i langtidsledigheten

På tross av tiltagende *gjennomsnittlig* varighet var det norske arbeidsmarkedet lenge skjermet mot de svært lange ledighetsperiodene. Helt fram til 1989 var det bare en liten andel av de arbeidsledige som hadde opplevd ledighetsperioder på over et halvt år. Dette bildet har endret seg betraktelig i løpet av de siste tre årene.



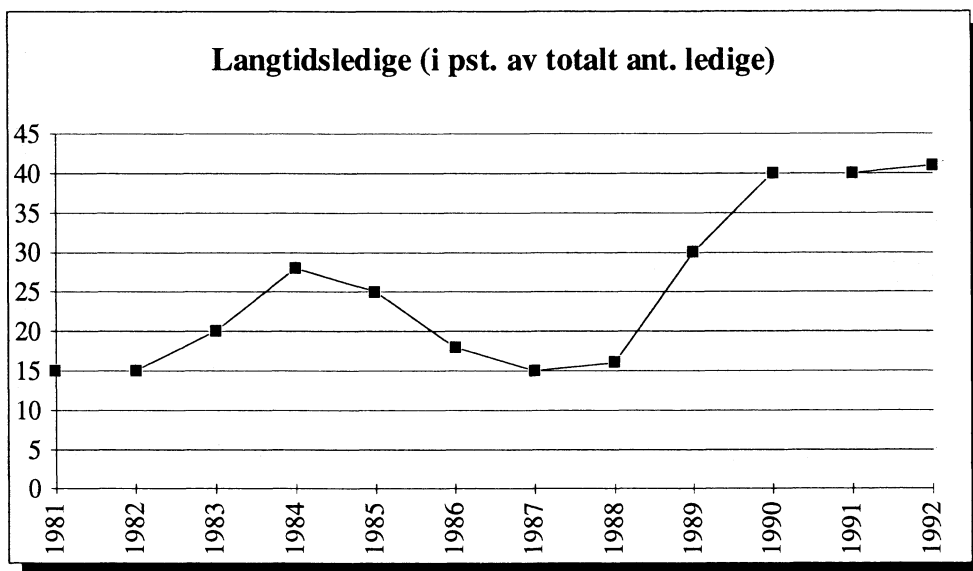
Kilde: AKU, SSB

I 1992 hadde omlag 41 % av de arbeidsledige vært arbeidsledige i mer enn et halvt år.⁴ Andelen langtidsledige⁵ ser ut til å følge konjunktursykelen. Under høykonjunkturen i perioden 1984-87

⁴ Den prosentvise andelen er basert på ledighetsperioder, hvor varigheten er oppgitt i AKU-undersøkelsen.

⁵ Begrepet 'langtidsledighet' vil i denne oppgaven bli benyttet for å beskrive sammenhengende arbeidsledighet i minst et halvt år (når ikke annet er eksplisitt nevnt).

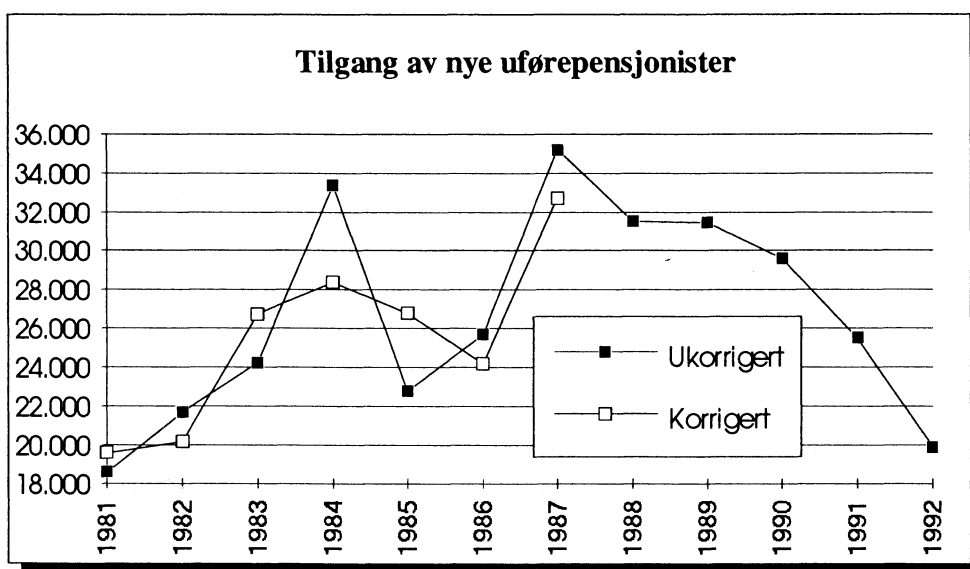
ble f.eks. andelen langtidsledige redusert fra ca. 28% til 15%. Under den påfølgende lavkonjunktur i årene etter 1987 ble andelen igjen økt til ca. 40%.



Kilde: AKU

2.6. Omfanget av uføretrygding

Det fant i løpet av 80-årene sted en markert økning i omfanget av uføretrygding. Tilgangen på nye uførepensjonister økte fra et nivå på i underkant av 20.000 pr. år i 1970-årene til ca 30.000 pr. år på slutten av 80-tallet⁶

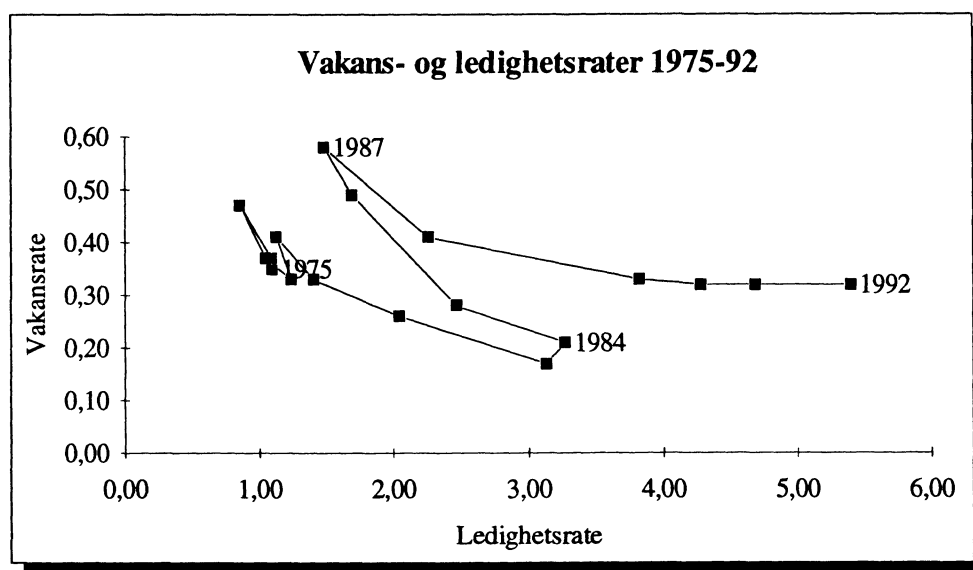


⁶ De ukorrigerede tilgangstallene er hentet fra Trygdestatistisk årbok, Rikstrygdeverket. Disse tallene er imidlertid påvirket av at behandlingstiden har variert sterkt fra år til år. De korrigerede tallene tar hensyn til dette. Korreksjonene er hentet fra E. Bowitz, 1992. For perioden 1988-92 er det ikke foretatt korreksjoner.

I begynnelsen av 1990-årene ble det foretatt innstramninger både i praksisen og i reglene for tilståelse av uføretrygd. Dette kan være noe av årsaken til den reduksjon i tilgangen som ble registrert i 1991 og 1992. Omfanget av nye uføretrygninger er nå tilbake på nivået fra rundt 1981.

2.7. Forholdet mellom vakans- og ledighetsrater

Det antas ofte at perioder med høy arbeidsledighet også preges av at antallet ledige stillinger er lavt. Dette følger av at stor arbeidsledighet normalt gjør det lettere for bedriftene å få fylt sine vakanser. Den såkalte UV-kurven⁷ antas derfor vanligvis å være fallende:



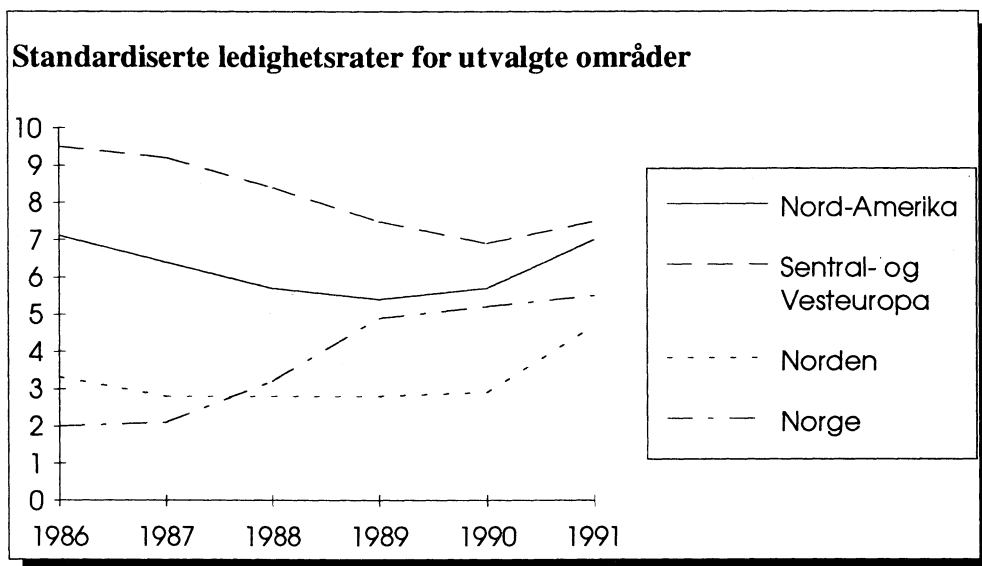
Kilde: Arbeidsdirektoratet

Det framgår av observasjonene over at vakansraten i dag er omlag den samme som i begynnelsen av 1970-årene, samtidig som arbeidsledigheten er mangedoblet. I en viss utstrekning kan dette sannsynligvis forklares med endringer i registreringshyppigheten. Men det kan også tenkes at den underliggende kurven reelt sett har skiftet utover, f.eks. som følge av økte strukturproblemer på arbeidsmarkedet eller på grunn av svekket søkeintensitet blant de arbeidsledige.

2.8. Europeisering av ledighetsraten

Arbeidsledighetsratene i de industrialiserte land ser ut til å konvergere. I 1986 hadde Norge en arbeidsledighetsrate som lå ca. 7,5 prosentpoeng under nivået i de øvrige sentral- og vesteuropeiske landene. I 1991 var forskjellen skrumpet inn til 2 prosentpoeng.

⁷ UV-kurven blir nærmere forklart og drøftet i kap. 4.



Kilde: OECD, Employment Outlook 1992, tabell T

Denne utviklingen kan forklares på flere måter: En mulig forklaring er at økt internasjonal integrering av nasjonale økonomier gjør det stadig mer krevende å føre en økonomisk politikk som på vesentlige punkter avviker fra den "internasjonale trend". En alternativ forklaring kan være at det ikke er *evnen*, men *viljen* til å føre en "avvikende" økonomisk politikk som er blitt svekket. Dette kan i såfall ha sin rot i en slags ideologisk internasjonalisering, dvs. en konvergens i nasjonale myndigheters tenkemåte innenfor økonomiske spørsmål.

2.9. Den langsiktige trenden i ledighetsraten

Sett over svært lang sikt er det vanskelig å spore noen entydig trend i utviklingen av den norske arbeidsledighetsraten⁸:

⁸ Det foreligger ikke allment aksepterte ledighetsdata for Norge før 1950, og det er svært stort sprik mellom de ulike kilder. For perioden 1921-39 viser f.eks. den offisielle statistikk en gjennomsnittlig ledighet på 20,5%. Nyere forskning indikerer at det korrekte gjennomsnitt lå under 8% (jfr. O.H. Grytten 1992). Den store forskjellen skyldes at de offisielle ledighetsdata er beregnet på grunnlag av arbeidsledigheten i ti store fagforeninger. Disse fagforeningene ble imidlertid rammet ekstra sterkt av arbeidsledigheten fordi de representerte de mest konjunkturfølsomme næringene.

Her er følgende kilder benyttet:

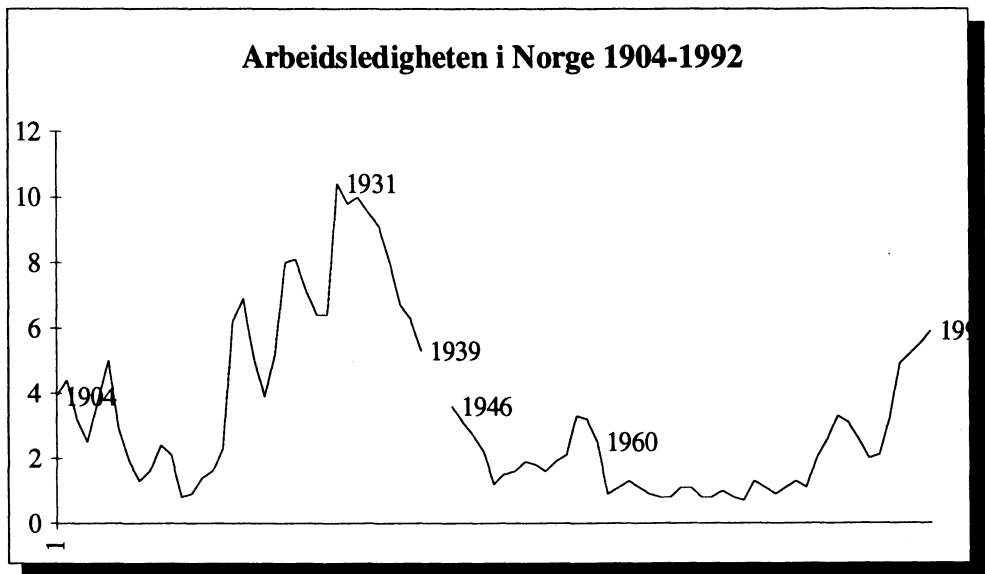
1904-1920: Arbeidsløse fagforeningsmedlemmer i prosent av medlemstall (NOS Historisk Statistikk 1978)

1921-1939: Beregnede ledighetstall (O.H. Grytten, 1992)

1946-1960: Beregnede ledighetstall (A Maddison, 1982)

1961-1979: Meldte arbeidsløse ved arbeidskontorene (Historisk Statistikk 1978 mv.)

1980-1992: Arbeidssøkere uten arbeidsinntekt (AKU)



Kilder: Se fotnote.

Dette bildet er av mange blitt tatt som en indikasjon på at ledighetsraten er stasjonær på svært lang sikt.

Man skal imidlertid være forsiktig med å trekke for sikre konklusjoner på grunnlag av tidsserien over. For det første er tallgrunlaget svært usikkert, og det foreligger ikke sammenhengende tids-serier basert på felles beregningsmetoder (jfr. fotnote). Det er dessuten svært mye som skiller det norske arbeidsmarkedet anno 1904 og 1931 fra dagens situasjon. Man kan dermed trekke i tvil om opplysninger om arbeidsmarkedets funksjonsmåte på denne tiden er relevant for en vurdering av arbeidsledighetsratens stasjonærhet i dag. Ser man på perioden etter 1960 synes f.eks. arbeidsledigheten ikke å være stasjonær.

"A natural rate that hops around from one triennium to another under the influence of unspecified forces, including past unemployment rates, is not "natural" at all."

R.M. Solow, 1986

3. Unik likevekt eller hysteresese?

Det finnes to fundamentalt forskjellige innfallsvinkler til teoretiske studier av arbeidsledighetsproblemet: Den ene har sitt utspring i at det finnes et bestemt likevektsnivå for ledighetsraten som ikke kan påvirkes ved å regulere det økonomiske aktivitetsnivået. Den unike likevekten bestemmes av strukturelle forhold ved arbeidsmarkedet, f.eks. av egenskaper ved lønnsdannelsen, av arbeidsledighetstrygdens størrelse og varighet og av effektiviteten ved selve søke- og matcheteknologien.

Den andre innfallsvinkelen har sitt utspring i at det ikke finnes noen slik unik likevekt. Riktignok vil det på ethvert gitt tidspunkt eksistere en likevektsledighet som er forenlig med stabil inflasjon. Men denne likevekten vil endres over tid, som en funksjon av den faktiske ledighetsutvikling.

Mange økonomer hevder at sannheten befinner seg et sted mellom disse to ytterpunktene: På svært lang sikt er arbeidsledigheten stasjonær. Det finnes krefter i økonomien som i det lange løp vil trekke arbeidsledigheten mot sitt unike likevektsnivå. Men på kort og mellomlang sikt kan det dannes midlertidige likevektsnivåer for arbeidsledigheten som avviker fra det langsiktige likevektsnivået.

3.1. Den naturlige ledighetsraten

Tanken om at det eksisterer et unikt likevektsnivå for arbeidsledighetsraten har preget svært mye av den makroøkonomiske tenkning, helt siden Milton Friedman og Edmund Phelps lanserte teorien om den **naturlige ledighetsraten** på slutten av 1960-tallet. Teorien blir ofte forbundet med forekomsten av en vertikal Phillipskurve, hvis plassering utelukkende blir bestemt av realøkonomiske faktorer. Den naturlige ledighet oppstår som et resultat av kostnader knyttet til reallokering av arbeidskraften ved endringer i relativ etterspørsel eller ved endringer i teknologibruken. Friedman formulerte det slik (1968):

"The 'natural rate of unemployment', in other words, is the level that would be ground out by the Walrasian system of general equilibrium equations, provided there is embedded in them the actual structural characteristics of the labor and commodity markets, including market imperfections, stochastic variability in demands and supplies, the cost of gathering information about job vacancies and labor availabilities, the cost of mobility, and so on."

En enkel modell

Hypotesen om en naturlig ledighetsrate kan illustreres ved en svært enkel modell:

$$\dot{p}_t = \alpha - \beta U_t + \dot{p}_t^e; \alpha, \beta > 0 \quad (1)$$

P er prisnivået og U er arbeidsledighetsraten. Prikk over variablene benyttes for å markere tidsderivert og toppskriften e markerer forventede størrelser. Inflasjonsraten i periode t blir altså lik

den forventede inflasjon, korrigert for graden av stramhet i arbeidsmarkedet. Forventningene antas å være adaptive. For ikke å gjøre det mer komplisert enn nødvendig antar vi at forventet inflasjon i periode t er lik den faktiske inflasjon i periode $t-1$ ⁹. Da har vi at (1) kan uttrykkes ved differensligningen:

$$\dot{p}_t - \dot{p}_{t-1} = \alpha - \beta U_t \quad (2)$$

Inflasjonen vil m.a.o. øke dersom $U_t < \alpha/\beta$. Den naturlige ledighetsraten¹⁰ blir å oppfatte som det nivå på arbeidsledigheten som sikrer at inflasjonen verken tiltar eller avtar:

$$U^* = \frac{\alpha}{\beta} \quad (3)$$

Tankegangen bak er vanligvis følgende: Dersom arbeidsledigheten er lavere enn U^* vil det kunne oppstå mangel på arbeidskraft innenfor enkelte delmarkeder. Dette vil medvirke til at lønnsnivået bys opp utover det som er nødvendig for å kompensere for forventet inflasjon, ettersom bedriftene forsøker å sikre seg den arbeidskraften de trenger. Arbeiderne på sin side vil kunne oppjustere sine lønnskrav, ettersom risikoen for arbeidsledighet er liten. Økte lønninger vil igjen bidra til å presse inflasjonen til et høyere nivå enn det som ble observert i siste periode. Dersom arbeidsledigheten er høyere enn U^* vil inflasjonen på tilsvarende måte bli presset nedover¹¹.

Politiske implikasjoner

Denne teorien har vist seg å få svært stor innflytelse på den økonomiske politikken som har vært ført i industrilandene de siste 20 årene. De politiske implikasjonene av teorien er betydelige: Det vil alltid være krefter i økonomien som trekker arbeidsledighetsraten mot sitt naturlige nivå. Dette nivået er uavhengig av inflasjonsraten. Dermed eksisterer det på lang sikt ikke noen politikkmeny der lav arbeidsledighet kan "kjøpes" for høy inflasjon. Forsøk på å holde ledigheten under sitt naturlige nivå vil resultere i **akselererende** inflasjon.

Da teorien om den naturlige ledighetsraten ble lansert, stemte den tilsynelatende dårlig med den faktiske utvikling i henholdsvis arbeidsledighetsraten og inflasjonsnivået. Helt fram til 1969 så det ut til at den amerikanske økonomien befant seg på en "pent" fallende Phillipskurve. Friedman og Phelps mente imidlertid at kurven ville skifte utover etter hvert som økonomiens aktører begynte å inkorporere inflasjonsøkningen i sine forventninger. På det punkt fikk de rett. Utviklingen i 1970-årene ble i så måte en overbevisende demonstrasjon på at teorien kunne ha noe for seg.

⁹ Denne enkle antagelse vedr. inflasjonsforventningene ser faktisk ut til å være nokså fornuftig og realistisk, på bakgrunn av de erfaringer man har hatt i industrialiserte land de siste 20 årene (jfr. Jackman, Nickel og Layard, 1991, s. 378).

¹⁰ Den naturlige ledighetsraten definert på denne måten blir også ofte betegnet med NAIRU (The Non Accelerating Inflation Rate of Unemployment). For en lukket økonomi kan disse begrepene betraktes som synonyme. I en liten åpen økonomi finnes det imidlertid et uendelig antall NAIRUer med ulike tilhørende resultater for handelsbalansen. Det vil da være naturlig å definere likevektsledigheten som det ledighetsnivå som er forenlig med uendret konkurransevne. I Norge er det vanlig å definere NAIRU med utgangspunkt i den såkalte hovedkursteorien (den skandinaviske inflasjonsmodellen), slik at NAIRU svarer til det ledighetsnivå som gir samme lønnsvekst i Norge som i utlandet, korrigert for forskjeller i produktivitetsvekst (og eventuelle endringer i valutakursen).

¹¹ I 1973 presenterte Robert E. Lucas en modell der han viste hvordan det kunne eksistere en fallende Phillipskurve i observerte data, men samtidig som ethvert forsøk på å utnytte denne sammenhengen til politikkformål var dømt til å mislykkes. Modellen snudde forholdet mellom årsak og virkning på hodet. Det var ikke lenger den lave arbeidssledigheten som forårsaket inflasjon. Det var inflasjonen som forårsaket den lave arbeidsledigheten. Forklaringen bygget på at deltagerne i desentraliserte markeder vil kunne misoppfatte prissignaler, som følge av imperfekt informasjon. Produsentene vil ha vanskeligheter med å skille mellom endringer i det generelle prisnivået og endringer egen relative pris. Dermed vil uventet inflasjon delvis bli oppfattet som økning i relativ pris, og produksjonen vil øke.

3.2. Hysterese i den naturlige ledighetsraten

Det er imidlertid viktige forskjeller på Friedmans og Phelps versjoner av den naturlige ledighetsraten. I 1972 presenterte Phelps en **hysteresemodell** som innebærer at nivået på den naturlige ledighetsraten vil avhenge av arbeidsledighetens faktiske tidsutvikling fra en steady state-verdi til en annen¹². Teorien munner ut i at det kan være mulig å redusere nivået på den naturlige ledighetsraten, dersom man godtar høyere inflasjon. En bevegelse mot et høyere inflasjonsnivå gir en positiv sysselsettingseffekt som i utgangspunktet er **midlertidig**, men som får **varige** virkninger på økonomiens **personkapital**. Arbeidsstyrken blir bedre trent og dermed mer produktiv. Virkningen på den naturlige ledighetsraten er dermed at (Phelps 1972):

"The transition from one equilibrium to the other tends to have long-lingering effects on the labour force, and these effects may be discernible in the equilibrium rate of unemployment for a long time. The natural rate of unemployment at any future date will depend upon the course of history in the interim. Such a property is sometimes called hysteresis."

Phelps antok at det kunne ta lang tid før lønnsfordelingen ville tilpasse seg slike endringer i produktivetsnivået. Høy konjunkturskapt arbeidsledighet vil dermed ha en selvforsterkende effekt, som også vil kunne øke den naturlige ledighetsraten ettersom personkapitalen depresieres.

En enkel hysteresemodell

Dette poenget ble rendyrket i en modell som ble presentert av Hargreaves Heap i 1980. Hargreaves Heap antok at det "naturlige" ledighetsnivået endres i takt med den faktiske ledighetsutvikling:

$$U_t^* = U_{t-1}^* + \gamma(U_{t-1} - U_{t-1}^*) + e_t; \gamma > 0 \quad (4)$$

Den naturlige ledighetsraten vil øke dersom ledighetsraten i forrige periode var høyere enn forrige periodes naturlige ledighetsrate (hvis vi setter det stokastiske restleddet $e_t=0$). Dersom myndighetene nå forsøker å føre en anti-inflasjonistisk politikk ved å holde arbeidsledigheten over sitt naturlige nivå, vil de samtidig sette igang prosess som gradvis vil øke den naturlige ledigheten. En eventuell overvurdering av nivået på den naturlige ledigheten vil med andre ord kunne representere en slags "selvoppyllende profeti".

Hvis vi nå kombinerer relasjonene (2), (3) og (4) får vi at:

$$\dot{p}_t - \dot{p}_{t-1} = \frac{\beta}{\gamma}(U_t^* - U_{t+1}^*) \quad (5)$$

Vi står overfor et "trade-off" mellom inflasjon på den ene siden og nivået på den naturlige ledighetsraten på den andre.

La oss f.eks. anta at myndighetene bestemmer seg for å holde arbeidsledigheten under sitt naturlige nivå. I henhold til relasjon (2) vil dette medføre økt inflasjon. Men samtidig vil det redusere det naturlige ledighetsnivået. Dersom myndighetene holder fast på sitt "lave" ledighetsnivå, vil gapet mellom dette nivået og den naturlige ledigheten bli midre og mindre for hver periode. Dermed vil også inflasjonsøkningen bli mindre og mindre. Denne prosessen vil fortsette inntil det valgte ledighetsnivået er blitt det naturlige. Da vil også inflasjonen bli stabilisert, men på et

¹² Betegnelsen 'naturlig ledighetsrate' framstår i denne sammenheng som nokså misvisende, ettersom det ikke finnes noe entydig nivå på arbeidsledigheten som økonomien vil bevege seg mot. Phelps valgte likevel å benytte denne betegnelsen.

høyere nivå enn dersom myndighetene hadde godtatt det opprinnelige nivået på den naturlige ledighetsraten.

Et hovedproblem ved valg av virkemidler i den økonomiske politikken er at myndighetene aldri kan vite med sikkerhet hvilket nivå den naturlige ledigheten til enhver tid befinner seg på. Men dersom forekomsten av hysteresis er reell, er det i henhold til denne modellen en betydelig fare for at myndighetene lett vil kunne overvurdere det ledighetsnivå som må til for å stabilisere inflasjonen på et ønsket nivå.

En nærliggende innvending mot resonnementene over kan være at høy ledighet i bare en periode neppe vil kunne påvirke den 'naturlige' ledigheten i særlig stor grad. Parameteren γ må med andre ord forventes å være liten. Det er i denne sammenheng verd å merke seg at størrelsen på γ ikke påvirker modellens kvalitative konklusjoner, så lenge $\gamma > 0$. Størrelsen på γ er imidlertid avgjørende for hvor store kostnader (i form av høyere inflasjonsnivå) som er forbundet med en gitt reduksjon i likevektsledigheten.

3.3. Forklaringer på hysteresisfenomener

Modellen over gir en illustrasjon på hvilke virkninger det får, dersom det er slik at den 'naturlige' ledighetsraten endrer seg i takt med den faktiske ledighetsutviklingen. Det sentrale spørsmål blir dermed følgende: Er det rimelig å anta at det er slik? Og i såfall: Hvilke krefter er det som forårsaker denne bevegelsen?

Både Phelps og Hargreaves Heap rettet søkelyset mot selve personkapitalen. Tankegangen er at perioder med arbeidsledighet som er høyere enn sitt naturlige nivå, bidrar til å forsterke økonomiens strukturelle arbeidsledighetsproblemer, fordi de arbeidsledige ikke makter å holde sine arbeidsevner ved like.

Men relasjon (4) kan gis flere ulike fortolkninger og begrunnelser. De teorier som er utviklet for å forklare slike hysteresisfenomener i arbeidsmarkedet kan grupperes i tre ulike retninger:

- Depresiering av personkapital og svekket søkeintensitet som følge av langtidsledighet.
- Insider-outsider-effekter i lønnsdannelsen.
- Tilpasninger av det fysiske kapitalutstyr i kombinasjon med begrensede substitusjonsmuligheter.

Det er en nær sammenheng mellom disse ulike teoriretningene. Strengt tatt vil det ikke være mulig å skille fullstendig mellom dem. F.eks. vil depresiering av personkapitalen øke sannsynligheten for hysteresis forårsaket av insider-outsider-effekter (og omvendt). Inndelingen i tre teoriretninger indikerer valg av tyngdepunkt og gjør det lettere å foreta en systematisk drøfting av hysteresisproblemet.

Depresiering av personkapitalen og svekket søkeintensitet

Den grunnleggende idéen bak denne teoriretningen er at langvarig ledighet reduserer arbeidsevnen, og at gjentatte avslag på jobbsøknader resulterer i demoralisering og svekket søkeintensitet.

Bedrifter som skal rekruttere ny arbeidskraft står vanligvis overfor søkere med til en viss grad ukjent produktivetsnivå. De vil dermed være interessert i å finne fram til kjennetegn ved arbeidssøkerne som kan fortelle noe om deres produktivitet, slik at bedriftens sorteringsoppgave

blir lettere. Dersom produktiviteten avtar som en funksjon av ledighetsperiodens varighet vil dette være et mulig seleksjonskriterium¹³.

Svekket produktivitet som følge av langtidsledighet kan skyldes særlig to forhold:

- Den *generelle* personkapitalen kan avta bl.a. fordi langtidsledige mister en del grunnleggende ferdigheter, som f.eks. evnen til å stå opp om morgenen til riktig tid, evnen til å forstå instruksjoner og evnen til å fungere i et jobbfellesskap. Langtidsledighet kan dessuten medføre større grad av sykелighet.
- Den *jobbspesifikke* personkapitalen kan svekkes som et resultat av den kontinuerlige omstillingsprosessen som pågår i bedriftene. Innlærte arbeidsrutiner foreldes, samtidig som man ved langvarig ledighet vil ha problemer med å holde seg ajour med nye rutiner.

Dette medfører imidlertid ikke nødvendigvis hysterese. I et perfekt arbeidsmarked vil personer med svekket produktivitet fortsatt kunne få jobb, dersom de nedjusterer sine lønnskrav tilsvarende den reduserte produktivitet. Hysterese oppstår fordi det antas at lønningene ikke fullt ut vil reflektere individuelle produktivetsforskjeller, f.eks. fordi lønningene fastsettes som et resultat av en forhandlingsprosess.

Svekket søkeintensitet kan ha sin rot i demoralisering som følge av stadige avvisninger og/eller svekket helsetilstand.

Det kan dessuten tenkes at langvarig ledighet i det ordinære arbeidsmarked øker sannsynligheten for deltagelse i et svart arbeidsmarked. Dette vil forsterke hystereseeffektene i *det ordinære arbeidsmarkedet*, ettersom deltagelse i et svart arbeidsmarked kan forventes å medføre redusert søkeintensitet i det ordinære arbeidsmarked. Dersom man ser bort fra skillet mellom det lovlige og ulovlige arbeidsmarkedet gjør det seg gjeldende to motstridende effekter: På den ene siden vil deltagelse i et svart arbeidsmarked bidra til å opprettholde den generelle personkapitalen. På den andre siden er det sannsynlig at tendensene til stigmatisering forsterkes, ettersom det ofte vil være vanskelig å dokumentere sin arbeidserfaring fra et svart arbeidsmarked.

Insider-outsider-effekter

En annen mekanisme som kan generere hysterese springer ut fra forholdet mellom insidere og outsiders i selve lønnsdannelsen¹⁴. Hovedpoenget er at det oppstår en fundamental asymmetri i lønnsdannelsen mellom insidere som allerede har jobb og outsiders som ønsker jobb. Man tenker seg at lønnen fastsettes gjennom en forhandlingsprosess der bare insidere kan delta. De arbeidsledige har ingen, eller ihvertfall svært liten innflytelse på lønnsdannelsen. Likevektslønnen bestemmes bl.a. med utgangspunkt i insidernes ønsker om høyest mulig lønn og jobbsikkerhet.

Sjokk som leder til redusert sysselsetting i én periode vil redusere antallet insidere i de påfølgende perioder. Dermed oppstår hysterese som følge av at de påfølgende perioders likevektslønn og sysselsetting endres. Når sjokket eventuelt er eliminert vil sysselsettingen ikke vende tilbake til sitt opprinnelige nivå, ettersom de gjenværende ansatte nå er i en bedre posisjon enn tidligere: Siden de er færre, men står overfor den samme fordeling av fremtidige sjokk, vil deres jobbsikkerhet

¹³ Denne effekten vil kunne gjøre seg gjeldende selv om det rent faktisk ikke er noen sammenheng mellom det enkelte individs ledighetserfaring og dets produktivetsnivå. Dette skyldes de seleksjonsmekanismer som må antas å gjøre seg gjeldende i arbeidsmarkedet. De "beste" arbeidssøkerne vil normalt skaffe seg jobb først, slik at gjennomsnittsprøduktiviteten til en gruppe arbeidsledige vil synke med gjennomsnittsvarigheten. I en situasjon med imperfekt informasjon kan det dermed være rasjonelt for arbeidsgivere å benytte ledighetsvarighet som et seleksjonskriterium, selv om det for hvert individ ikke gjør seg gjeldende noen varighetsavhengighet.

¹⁴ Den følgende framstilling bygger bl.a. på Blanchard og Summers, 1986.

være større enn før. Insiderne vil som følge av dette presse lønningene oppover, og bedriften vil velge lavere sysselsetting.¹⁵

Blanchard og Summers (1986) viser at arbeidsledighetens tidsutvikling vil avhenge kritisk av insidernes "medlemskaps"-regler. Dersom insider-statusen ene og alene er knyttet til det å være sysselsatt i øyeblikket oppstår det en betydelig grad av hysteresis. Dersom man på den annen side opprettholder insiderstatusen også i relativt lange ledighetsperioder, vil de arbeidslediges preferanser veie tyngre i lønnsdannelsen og hystereseproblemet vil være mindre. Det er her nærliggende å tenke på medlemskapsreglene i en fagforening. Dersom fagforeningsmedlemskap og/eller stemmerett opphører i det øyeblikk en person blir arbeidsledig har fagforeningen mindre insitament til å ta hensyn til de arbeidsledige enn om de arbeidsledige gis anledning til å opprettholde sitt medlemskap.

I praksis antas det ofte at insiderne består av de sysselsatte og de korttids arbeidsledige. Outsiderne er de langtids arbeidsledige.

Tilpasninger i det fysiske kapitalutstyret

Den tredje hystereseteorien har sitt utspring i kapitalmengdens rolle. Tankegangen er at perioder med høy konjunkturskapt arbeidsledighet vil lede til en reduksjon i investeringene. Kapitalmengden tilpasses gradvis den aktuelle sysselsetting. Ved et eventuelt økonomisk oppsving tenker man seg seg at kapitalen utgjør en limitasjonsfaktor i produksjonen.

Denne teorien synes mest relevant dersom det er små substitusjonsmuligheter mellom arbeid og kapital *ex post*, f.eks. ved produktfunksjoner av putty-clay-typen.

Det kan også tenkes at investeringenes **innretning** varierer med konjunktursykelene, slik at høykonjunkturer preges av kapasitetsutvidende investeringer mens lavkonjunkturer preges av kostnadsreduserende investeringer¹⁶. Et eventuelt negativt etterspørselssjokk vil i såfall lede til endringer i sammensetningen av faktorbruken på en måte som kan forårsake hysteresis.

3.4. Nærmere om hysteresibegrepet

Uttrykket 'hysteresis' er av gresk opprinnelse og betyr *ettervirkning*, dvs. en virkning som holder seg også etter at den påvirkende kraft er borte. Når det forekommer hysteresis vil det ikke være mulig å forklare én variabels tilstand utelukkende ved referanse til andre variabelers tilstand. Også variabelenes historiske utvikling vil være av betydning.

Definisjon

Hysteresis er en egenskap ved et dynamisk ligningssystem. Et hysteretisk system er et system hvis likevektsløsning avhenger av sin egen historiske bane.

Innenfor økonomisk teori er det vanlig å studere dynamiske ligningssystemer, der steady-state-løsningen for én variabel bestemmes av steady-state-verdiene til en eller flere eksogene variable. Innenfor et hysteretisk system vil det imidlertid ikke være tilstrekkelig å ha kjennskap til de eksogene variabelenes steady-state-verdier. For å få bestemt en likevektsløsning må man også kjenne deres initialverdi.

La oss f.eks. anta at variabelen X_t styres gjennom følgende lineære differensligning:

¹⁵ Jfr. Lindbeck og Snower, 1987.

¹⁶ Jfr. Leif Johansen, 1982b.

$$X_t = aX_{t-1} - Z_t \quad (6)$$

der Z er en eksogen variabel. Ved å løse (6) rekursivt får vi at $X_t = a^t X_0 - \sum a^{t-i} Z_i$.

For $a < 1$ finnes det imidlertid en steady-state-løsning, som kan uttrykkes:

$$\bar{X} = \frac{\bar{Z}}{a-1} \quad (7)$$

der strek over variablene markerer steady-state-verdier. I dette tilfellet har altså X en unik likevektsverdi som kun avhenger av likevektsverdien til Z , i tillegg til parameteren a . Eventuelle midlertidige sjokk i Z har ingen betydning for den langsiktige likevektsverdien til X .

La oss istedet anta at $a=1$. Da finnes det ikke lenger noen unik stasjonær likevekt for X . Ligning (7) har ingen løsning. På ethvert tidspunkt t har vi at:

$$X_t = X_0 - \sum_{i=1}^t Z_i \quad (8)$$

I dette tilfellet vil dermed enhver midlertidig endring i Z få permanent effekt på X .

Dette er et eksempel på hysteresis i ordets egentlige betydning. Hysteretiske systemer er systemer med "hukommelse". Et midlertidig sjokk "glemmes aldri".

I det flerdimensjonale tilfellet kan vi tenke oss at X_t er en vektor bestående av tilstandsvariabler, mens Z_t er en vektor med eksogene variable.

Da har vi at

$$X_{t+1} = AX_t - Z_t \quad (9)$$

Dette systemet vil være hysteretisk dersom minst én av egenverdiene til koeffisientmatrisen A er lik 1.

3.5. Grader av hysteresis

Det kan tenkes at det finnes egenverdier som er mindre enn, men likevel svært nær 1, eller tilsvarende at parameteren a ligger tett opp til verdien 1. I såfall gjelder fortsatt relasjon (7). Variablen X vil ha en entydig stasjonær verdi. Men bevegelsen mot den unike steady-state-verdien vil være langsom. Det kan f.eks. godt tenkes at prosessen strekker seg over mange tiår. Stasjonærverdien vil dermed ha begrenset betydning på kort og mellomlang sikt.

I praksis benyttes betegnelsen 'hysteresis' også om denne type fenomener, slik at man kan snakke om **grader av hysteresis**. Blanchard og Summers (1986) skriver f.eks. at de vil bruke 'hysteresis' *"more loosely to refer to the case where the degree of dependence on the past is very high, where the sum of coefficients is close but not necessarily equal to 1."*

I denne rapporten vil hysteresisbegrepet bli benyttet i tråd med dette. Hysteresis er dermed å betrakte som "stor" grad av persistens. Hysteresis kan forekomme i større eller mindre grad. Tilfeller

der tilstandsvariablen avhenger av sine tidligere verdier med koeffisienter som summerer seg til nøyaktig 1, vil bli betegnet 'ren hysteresse'.

Korttids- og langtidslikevekt

Selv om det skulle være slik at den naturlige ledighetsraten varierer fra den ene tidsperioden til den andre, kan det likevel tenkes at det finnes en unik langtidslikevekt som den naturlige ledigheten konvergerer mot. Sett over svært lang tid (f.eks. de siste 100 år) er det vanskelig å påvise noen klar trend i arbeidsledighetsraten¹⁷.

Jackman, Layard og Nickel (1991) illustrerer dette poenget i en enkel modell der det både finnes en korttids- og en langtids NAIRU. Grunnlaget for analysen er to relasjoner som fastlegger henholdsvis priser og lønninger¹⁸. For at inflasjonsraten skal være stabil må det være samsvar mellom prissetternes krav til realpris og lønnssetternes krav til reallønn. Hvis prissettere og lønnssettere samlet sett sikter mot en utbytteandel som er større enn hundre prosent vil inflasjonen øke, ettersom begge parter søker å øke sin andel ved å forhøye henholdsvis priser og lønninger. Arbeidsledigheten spiller en nøkkelrolle i denne modellen fordi det er nivået på, og eventuelt endringer i arbeidsledigheten, som avgjør de respektive parters ambisjonsnivå i pris- og lønnssettingen.

Vi tenker oss at prisene fastsettes relativt til forventede lønninger, av bedrifter som står overfor fallende etterspørselskurver (f.eks. monopolistisk konkurranse). Alle variable er gitt i logaritmer¹⁹:

$$p - w^e = \beta_0 - \beta_1 u - \beta_{11} \Delta u \quad (10)$$

Fortegnet på β_1 er mye drøftet i litteraturen. Dersom $\beta_1 > 0$ innebærer det at bedriftenes prispåslag avhenger positivt av økonomiens aktivitetsnivå. Dette kan bl.a. forklares med stigende marginale kostnader i produksjonen. Ofte antas det imidlertid at denne type effekter er sterkest på kort sikt, f.eks. fordi en ekspansjon av produksjonsvolumet innebærer at man må ta i bruk mindre trent arbeidskraft. I såfall vil en økning i aktivitetsnivået medføre en økning i prispåslaget. Dette innebærer at $\beta_{11} > 0$. Parameteren β_{11} reflekterer således graden av hysteresse i prissettingen.

Lønningene fastsettes relativt til forventede priser av monopolistiske fagforeninger. Lønnsfastsettelsen er gitt ved²⁰:

$$w - p^e = \gamma_0 - \gamma_1 u - \gamma_{11} \Delta u \quad (11)$$

Parameteren $\gamma_1 > 0$ dersom høy arbeidsledighet bidrar til å dempe lønnspresset. En slik sammenheng kan forklares med at høy ledighet medfører mindre sannsynlighet for det enkelte fagforeningsmedlem til å skaffe seg en ny jobb, dersom vedkommende blir arbeidsledig. Dermed vil en fagforening som søker å maksimere gjennomsnittsledighetsmedlemmets nytte legge større vekt på jobbsikkerhet og mindre vekt på lønnsvekst jo høyere arbeidsledigheten er.

Det kan også tenkes at *veksten* i arbeidsledigheten virker dempende på lønnspresset, dvs. at man for et gitt nivå på ledigheten vil ha et sterkere lønnspress i en situasjon med konstant eller fallende

¹⁷ Som vist i kap. 2.9. er det heller ikke så lett å påvise stasjonærhet i ledighetsraten på lang sikt. Store endringer i arbeidsmarkedets rammebetingelser og funksjonsmåte gjør det dessuten tvilsomt om en studie av arbeidsledighetsfenomenet i tju- og trettiårene kan fortelle oss så mye om en eventuell langtidslikevekt i dag.

¹⁸ Modellen er noe forenklet i forhold til den versjonen som benyttes av Jackman, Layard og Nickel. For nærmere drøfting, se kap. 8 i Jackman, Layard og Nickel, 1991.

¹⁹ Denne relasjonen er utledet i appendiks.

²⁰ Denne relasjonen er utledet i appendiks.

ledighet enn i en situasjon med stigende ledighet. Dette innebærer at $\gamma_{11} > 0$ og kan forklares med at de som allerede er i jobb oppfatter egen jobbsikkerhet som større i en situasjon med konstant eller fallende ledighet enn i en situasjon med stigende ledighet. Når ledigheten er stigende, vil det dermed være større grunn til å vise lønnsmoderasjon for å sikre egen arbeidsplass. Denne sammenhengen kan også forklares med utgangspunkt i teorien om *depresiering av personkapitalen og svekket søkeintensitet*. Når ledigheten øker, vil det *på kort sikt* være en tendens til at gjennomsnittlig ledighetsvarighet går ned. Det kan igjen bety at gjennomsnittlig produktivitet og søkeintensitet blant de arbeidsledige går opp. Dermed vil det også bli større konkurranse om de ledige jobbene. Det vil gjøre det enda viktigere for dem som allerede har jobb å medvirke til å trygge den.

Vi antar at forventningene er adaptive i henhold til den enkle regelen: $p - p^e = \Delta \dot{p}$. Det betyr at forventet inflasjonsrate er lik den eksisterende inflasjonsrate, slik at enhver endring i inflasjonsnivået oppfattes som en overraskelse. Vi antar videre at eventuelle pris- og lønnsøvrakselser er av samme størrelsesorden, dvs. at $\Delta \dot{w} = \Delta \dot{p}$. Dermed har vi at pris- og lønnsrelasjonene i (10) og (11) med en liten ommøblering kan formuleres:

$$p - w = \beta_0 - \beta_1 u - \beta_{11} \Delta u - \Delta \dot{p} \quad (10')$$

$$w - p = \gamma_0 - \gamma_1 u - \gamma_{11} \Delta u - \Delta \dot{p} \quad (11')$$

Langtids likevekt må være karakterisert ved at arbeidsledigheten og inflasjonsraten er stabil. Vi setter $\Delta u = \Delta \dot{p} = 0$ og løser (10') og (11') m.h.p. u :

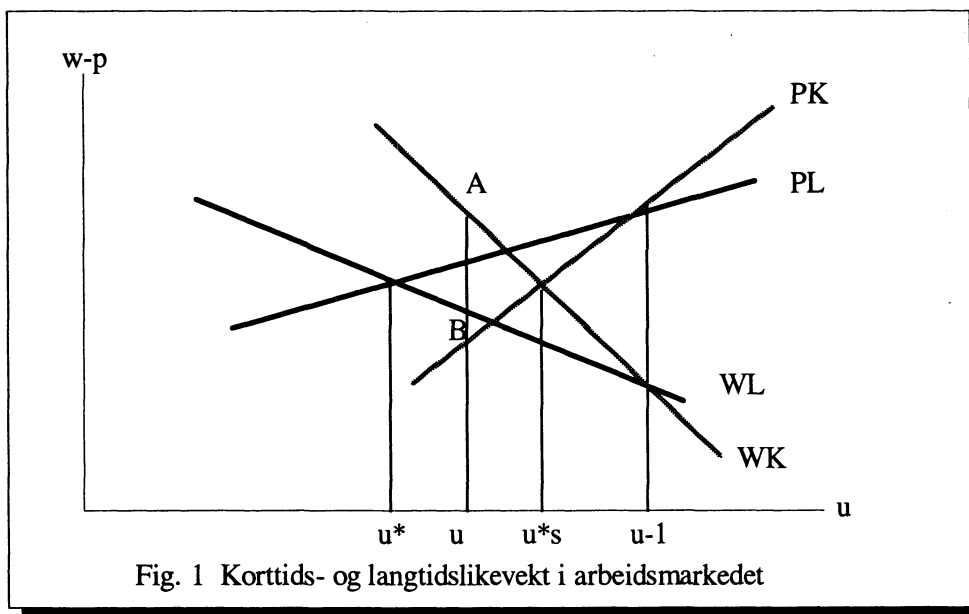
$$u^* = \frac{\beta_0 + \gamma_0}{\beta_1 + \gamma_1} \quad (12)$$

Den eksisterende periodes "NAIRU" får vi ved å sette $\Delta \dot{p} = 0$ i (10') og (11'), men uten å pålegge steady-state-restriksjonen $u = u_{-1}$:

$$u_s^* = \frac{(\beta_1 + \gamma_1)u^* + (\beta_{11} + \gamma_{11})u_{-1}}{\beta_1 + \gamma_1 + \beta_{11} + \gamma_{11}} \quad (13)$$

Dermed ser vi at korttidslikevekten er et veiet gjennomsnitt av langtidslikevekten og av forrige periodes arbeidsledighet. Dersom $(\beta_1 + \gamma_1) = 0$, har vi en situasjon med **ren hysteres**. Dersom $\beta_{11} + \gamma_{11} > \beta_1 + \gamma_1$, har vi en situasjon der hysteresseffektene i en viss forstand er dominerende. I tilfeller der denne dominansen er sterk, vil økonomien tilsynelatende oppføre seg *som om* forrige periodes arbeidsledighet tilsvarer likevektsledigheten.

Forholdet mellom korttids- og langtidslikevekten i arbeidsmarkedet kan illustreres i en figur, der vi tenker oss at forrige periodes arbeidsledighet ligger over langtidslikevekten. De sorte kurvene representerer en steady state-situasjon, dvs. $\Delta u = 0$. Helningen på prissettingskurven (PL) er i steady state lik β_1 , mens helningen på lønnssettingskurven (WL) er lik $-\gamma_1$. De grå kurvene representerer korttidslikevekten. Helningen på prissettingskurven (PK) er da gitt ved $(\beta_1 + \beta_{11})$, mens helningen på lønnssettingskurven (WK) er $-(\gamma_1 + \gamma_{11})$. De respektive korttids- og langtidskurver må krysse hverandre for $u = u_{-1}$.



Vi ser av figuren at det vil være problematisk å redusere ledigheten til et nivå under korttidslikevekten. La oss f.eks. anta at myndighetene forsøker å redusere ledigheten til nivået u . Ved dette ledighetsnivået vil det være et lønnspress som er større enn det som er forenlig med ønsket prissetting. Resultatet blir økende inflasjon, svarende til differansen mellom A og B i figuren. Denne inflasjonsøkningen finner sted til tross for at økonomien har en arbeidsledighetsrate som er høyere enn langtidslikevekten.

Økning i den naturlige ledighetsraten

Også i empiriske undersøkelser observeres det en klar tendens til at den naturlige ledighetsraten følger den faktiske ledigheten. Likevektsledigheten har i løpet av de siste 20 årene økt kraftig i de fleste industrialiserte land²¹. I mange av landene er likevektsledigheten²² fem-ti-doblet i løpet av denne tidsperioden. Det er neppe noen som har greid å identifisere **strukturelle** endringer i arbeidsmarkedet som skulle tilsi en økning i denne størrelsesorden²³.

I lys av dette kan det muligens synes noe misvisende å betegne likevektsledigheten for "naturlig". Det var også en av konklusjonene til Hargreaves Heap, 1980: "...if there is one lesson from the history of society, it is that very few things have the permanence to qualify for the adjective 'natural'."

3.6. Hysteresens plass i økonomisk teori

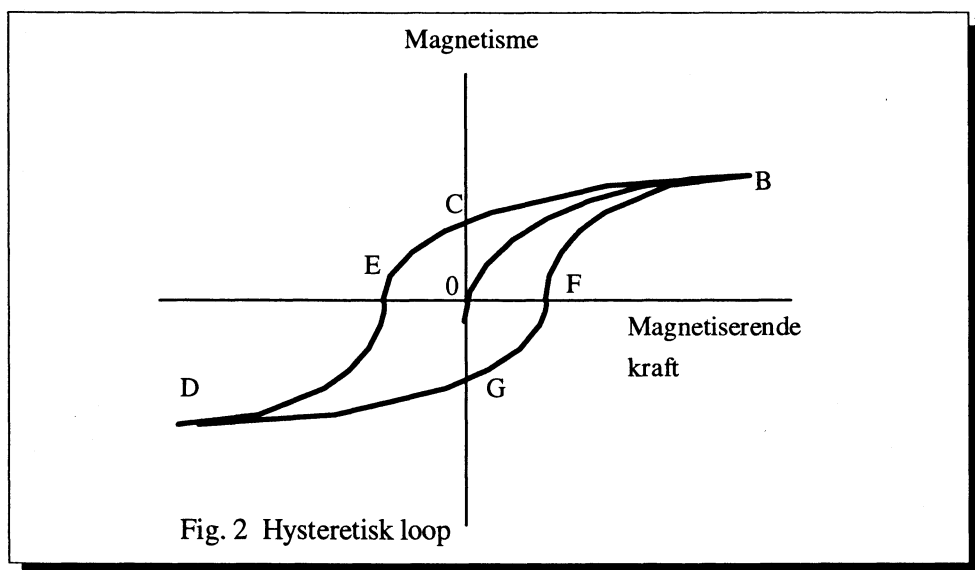
Hysteresebegrepet har sin opprinnelse innenfor naturvitenskapen, og ble første gang benyttet av J.A. Ewing (1881) for å beskrive elektromagnetiske effekter av koblinger mellom jern og stål. Ewing mente imidlertid å ha registrert et fenomen som kunne ha anvendelse langt ut over dette. Han følte derfor behov for et nytt ord: "...a word that should be sufficiently wide to include not only the phenomenon of magnetic retentiveness, but other manifestations of what seemed to be essentially the same thing" (Ewing, 1939).

²¹ Se f.eks. Jackman, Layard og Nickel, 1991 eller Juhn, Murphy og Topel, 1991.

²² Med 'likevektsledighet' menes her den til enhver tid rådende likevektsledighet. I denne modellen svarer dette til korttidslikevekten.

²³ Jfr. for eksempel Coe og Krüger, 1990.

Ewing illustrerte hysteresefenomenet gjennom en berømt figur som beskriver de elektromagnetiske egenskapene ved visse typer metaller når de utsettes for magnetisering og demagnetisering:



Med utgangspunkt i 0 tenker vi oss at en magnetiserende kraft endrer graden av magnetisme til punktet B, som her representerer et slags metningspunkt. Når den magnetiserende kraften opphører, vender ikke systemet tilbake til 0. Forekomsten av hysteresese besørger istedet en bane til punktet C. Dersom den magnetiserende kraft reverseres fullt ut, får vi en bevegelse mot D. Ved en ny positiv magnetiserende kraft får vi deretter en bevegelse langs DFB.

Innenfor økonomisk teori har begrepet en noe kortere historie²⁴. J. Schumpeter var sannsynligvis den første som (i begynnelsen av 30-årene) aktivt tok til orde for å introdusere hysteresese i økonomiske modeller, selv om han ikke benyttet selve ordet i sine skriftlige arbeider. Det viste seg imidlertid raskt at dette var et vanskelig felt å gi seg i kast med. Satt på spissen innebærer hysteresese at hele menneskehetens historie må introduseres i de økonomiske modellene. P. A. Samuelson har senere beskrevet hvordan man på denne tiden forsøkte å unngå hystereseseproblemet (Samuelson, 1968): "*Techniccially speaking, we theorists hoped not to introduce hysteresese phenomena into our model...*" Dette var åpenbart ikke helt tilfredsstillende: "*...In our more realistic moods, we tacitly used models involving hysteresese*".

Også i Norge ble man etterhvert opptatt av hysteresesefenomener. T. Haavelmo anvendte hysteresetiske resonnementer innenfor konsumentteorien og hevdet f.eks. (Haavelmo, 1944) at dagens nytte ikke utelukkende kan være en funksjon av dagens konsum, men også av konsumet i tidligere perioder. Dette innebærer at konsumentenes konsumpreferanser er en funksjon av konsumets egen historie²⁵

Hysteresesebegrepet står i dag særlig sentralt innenfor teorier om internasjonal handel. En av de viktigste retningene innenfor dette feltet fokuserer på mulige permanente virkninger av svingninger i valutakursene. Spesielt har det vært stor interesse knyttet til å studere de langsiktige effektene av at den amerikanske dollar var overevaluert på store deler av 80-tallet. Hysteresesebegrepet kommer her inn på følgende måte: Sett at et land opplever en kraftig midlertidig

²⁴ Det følgende er i hovedsak basert på A. Allan og R. Cross, 1988 og på W. Franz, 1990.

²⁵ J. Elster påpeker (Elster, 1976) at hysteresese dermed kan oppfattes som en eksternalitet: "To the extent that my own past consumption makes me into a different kind of person, by inducing a change in my preference structure, hysteresese literally is an externality, because my utility is then influenced by the consumption of other persons, viz. my own past selves."

appresiering av sin valuta. Innenlandske produsenter får umiddelbart svekket sin konkurransevne i forhold til utenlandske konkurrenter. Dette antas å kunne resultere i at en del bedrifter flytter sin produksjon til utlandet. Når valutakursen eventuelt vender tilbake til sitt opprinnelige nivå, er det ikke sikkert at disse bedriftene vender tilbake. De har imellomtiden foretatt investeringer i andre land som ikke uten videre kan reverseres. En midlertidig endring av valutakursen kan dermed medføre varige endringer i næringsstrukturen.

Hysteresese i arbeidsmarkedet

Innenfor arbeidsmarkedsteorien kom hysteresebegrepet først til anvendelse i slutten av 1960-årene, bl.a. gjennom bidrag fra Tobin, Phelps og Hargreaves Heap. I Norge fattet Leif Johansen interesse for hystereseteorier, men uten å benytte selve hysteresebegrepet. I sin artikkel "Some notes on Employment and Unemployment with Heterogeneous Labour" (L. Johansen, 1982a) viser han hvordan heterogenitet i seg selv kan skape betydelige persistensproblemer i arbeidsmarkedet p.g.a. de seleksjonsmekanismer som kan tenkes å gjøre seg gjeldende under en lavkonjunktur. I tillegg påpeker han muligheten av at arbeidssøkernes effektivitet kan bli negativt påvirket av arbeidsledighet og at arbeidsgivere kan benytte ledighetserfaring som et seleksjonskriterium.

Hysteresese i arbeidsmarkedet kan i en viss utstrekning beskrives ved den samme figur som Ewing benyttet for å beskrive magnetisme (fig.1), bare ved å endre navnet på aksene. Vi måler arbeidsledighetsnivået langs y-aksen og en eller annen form for negativt tilbuds- eller etterspørselssjokk langs x-aksen.

Anta at økonomien initialt befinner seg i punktet 0, med en stabil ledighetsrate. Et negativt tilbudssjokk medfører at arbeidsledigheten øker til punktet B. Et eventuelt opphør av sjokket vil ikke bevege økonomien tilbake til 0, men til punktet C, med høyere nivå på arbeidsledigheten. For å få ledigheten tilbake til utgangssituasjonen trengs et positivt tilbudssjokk.

3.7. Renaissance for Keynesianismen?

Den keynesianske økonomiske tenkemåten har siden begynnelsen av 70-tallet vært utsatt for hard kritikk fra den nyklassiske skolen. Argumentene for **aktivisme** er blitt satt på alvorlige prøver. Påstander om nominelle rigiditeter er blitt utfordret med krav om mikroøkonomisk begrunnelse som har sitt utgangspunkt i aktørers optimaliserende adferd.

Det keynesianske motsvar har tatt to ulike retninger:

- Den første retningen har sitt utgangspunkt i at det finnes en unik likevekt i krysningspunktet mellom aggregert tilbud og aggregert etterspørsel og at denne likevekten definerer en naturlig ledighetsrate. Men bevegelsen mot denne likevekten kan være langsom, f.eks. p.g.a. institusjonelle forhold ved lønnsdannelsen eller fordi prissettende bedrifter står overfor menykostnader. Treghetene i tilpasningen kan gjøre det riktig å føre en aktiv penge- og finanspolitikk.
- Den andre retningen har sitt utgangspunkt i hysteresese. Det finnes ingen unik likevekt. Likevektsledigheten bestemmes av arbeidsledighetens egen historie. Dermed blir det myndighetenes oppgave å føre en politikk som leder mot den "beste" likevekten og som motvirker negative sjokk.

Hystereseteorier har etter hvert fått en betydningsfull plass i internasjonal økonomisk debatt. Forekomsten av hysteresese ser ut til å kunne forklare tilsynelatende uforklarlige utviklingstrekk. Blanchard og Summers (1986) hevder f.eks. at perioder med persistent høy arbeidsledighet

"...can only be understood in terms of theories of hysteresis that make long-run equilibrium depend on history.". Samtidig er det åpenbart at hysteresis bringer med seg relativt fundamentale endringer i formuleringen av økonomiske modeller. L. Summers (1988) sier det slik: *"I believe that accounting for hysteresis effects will require revolutionary and not merely evolutionary changes in the way Keynesian (and Classical) macroeconomists view the world."*

"I believe that models allowing for hysteresis effects - models in which equilibria are fragile and history dependent - offer the best prospect for redeeming the promise of Keynesian macroeconomics".

L.H. Summers, 1988

4. Modell for sammenhengen mellom arbeidsledighet og vakanser, basert på depresiering av personkapitalen

Vi skal studere en modell²⁶ for søking i arbeidsmarkedet. Modellen er relevant for en situasjon med slakkehet i arbeidsmarkedet, der arbeidsledighet antas å være ufrivillig. Vi tenker oss at alle jobber gir de samme lønns- og arbeidsforhold. Arbeidskraften er heterogen, som følge av ulik grad av arbeidsledighetserfaring. Bedrifter og arbeidssøkere er imidlertid på individuell basis avskåret fra å avtale lavere lønn enn den som er forhandlet fram mellom arbeidsgiver- og arbeidstakerorganisasjonene.

De arbeidsledige søker over alle ledige jobber med like stor sannsynlighet for å søke hver enkelt jobb. Ettersom alle jobber er like gode sett fra arbeidssøkerens synspunkt, får vi en enkel stopp-regel: Tilbudt jobb blir alltid mottatt.

Sannsynligheten for å komme i arbeid avtar med ledighetsperiodens varighet. Dette skyldes redusert søkeintensitet som følge av demoralisering, samt redusert aksepterte som følge av depresiering av personkapitalen, i kombinasjon med at arbeidsgiverne har reservasjonskrav til produktiviteten. Også bedriftene er heterogene, i den forstand at arbeidskraftens produktivitet har ulik betydning fra bedrift til bedrift. Reservasjonskravene vil derfor variere.

4.1. Beveridgekurven

Økningen i arbeidsledighet fra periode t til periode $t+1$ er gitt ved:

$$U_{t+1} - U_t = I_t - O_t^e - O_t^l \quad (1)$$

der I_t reflekterer innstrømming av nye arbeidsledige, O_t^e er utstrømming fra arbeidsledighet til sysselsetting og O_t^l er utstrømming fra arbeidsledighet til ikke-deltagelse (ut av arbeidsstyrken).

Vi antar foreløpig at innstrømmingen av nye arbeidsledige er konstant $I_t=I$ og at utstrømmingen fra arbeidsledighet til ikke-deltagelse er gitt ved en konstant andel θ av ledigheten U_t . Videre antar vi at sannsynligheten for at en tilfeldig valgt arbeidsledig kommer i arbeid er gitt ved π_t .

Dvs.:

$$U_{t+1} - U_t = I - \theta U_t - \pi_t U_t \quad (2)$$

²⁶ Modellen er bl.a. basert på arbeider i Budd, Levine og Smith (1988), samt Jackman, Pissarides og Savouri (1990). En lignende modell er også beskrevet i Raaum, 1991.

Jobbsannsynlighet ved konstant søkeintensitet og akseptrate

Vi antar at de arbeidsledige søker over alle jobber, med samme sannsynlighet for å søke hver enkelt jobb. Sannsynligheten for at en bestemt jobb oppsøkes av en bestemt søker er gitt ved $1/V_t$ pr. aktive søking, der V_t er antallet vakanser.

Sannsynligheten for at ingen oppsøker en bestemt jobb i løpet av periode t er dermed gitt ved:

$$\left[1 - 1/V_t\right]^{c_t U_t} \approx e^{-c_t \frac{U_t}{V_t}} \quad (3)$$

der c_t er et uttrykk for gjennomsnittlig søkeintensitet, dvs. antallet aktive søkinger pr. arbeidsledig pr. periode.

Sannsynligheten for at en arbeidsledig skal finne en jobb i løpet av periode t må dermed være gitt ved:

$$\pi_t = \left[1 - e^{-c_t U_t/V_t}\right] \frac{V_t}{U_t} \delta_t \quad (4)$$

der δ_t er sannsynligheten for at en tilfeldig valgt søker skal få den jobben vedkommende søker på (aksepraten).

Ved å sette (4) inn i (2) får vi en differensligning i U_t :

$$U_{t+1} = I + \left[1 - \theta - \left(1 - e^{-c_t U_t/V_t}\right) \frac{V_t}{U_t} \delta_t\right] U_t \quad (2')$$

Vi har foreløpig forutsatt at $c_t = c$ og $\delta_t = \delta$, dvs at søkeintensiteten og akseptraten er konstanter. Differensligningen er da entydig stabil, ettersom

$$\frac{dU_{t+1}}{dU_t} = 1 - \theta - c\delta e^{-c \frac{U_t}{V_t}} < 1$$

Likevekt med konstant ledighet

Vi har likevekt i dette arbeidsmarkedet når det verken er tendenser til økning eller reduksjon av arbeidsledigheten, dvs. at $U_{t+1} = U_t$. Da må innstrømmingen av nye arbeidsledige nøyaktig motsvare den tilsvarende utstrømning fra ledighetskøen. For konstant c_t og δ_t har vi likevektssammenhengen:

$$I - \theta U = \left[1 - e^{-k}\right] \delta V \quad (5)$$

der $k = cU/V$.

Relasjon (5) betegnes i litteraturen ofte for Beveridgekurven (eller UV-kurven, ettersom den tegnes inn i et diagram med U og V på de to aksene).

Differensiering gir²⁷:

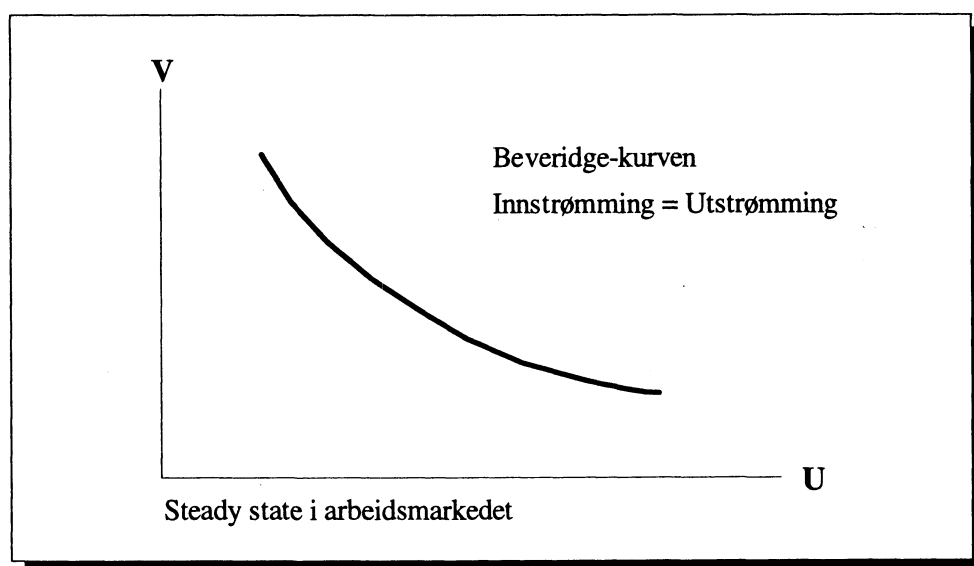
$$\frac{dV}{dU} = \frac{\theta + \delta ce^{-k}}{\delta(e^{-k} + ke^{-k} - 1)} < 0 \quad (6)$$

Beveridgekurven er fallende. Det skyldes at høy arbeidsledighet gjør det lettere for bedriftene å få fylt eventuelle ledige stillinger. Dermed vil antallet vakanser være lavere i en situasjon med høy arbeidsledighet enn i en situasjon med lav arbeidsledighet.

Videre har vi at at Beveridgekurven er konveks:

$$\frac{d^2V}{dU^2} = \frac{[-\delta ce^{-k} c/V][e^{-k}(1+k) - 1] - [\theta + \delta ce^{-k}][-e^{-k} c/V(1+k) + e^{-k} c/V]}{\delta[e^{-k}(1+k) - 1]^2} > 0 \quad (7)$$

Når det er lav ledighet og mange vakanser vil en økning i ledigheten medføre en relativt stor nedgang i antallet ledige stillinger. Men det er åpenbart at det må finnes en nedre grense for hvor lavt vakanstallet kan bli, ettersom det alltid vil bevege seg strømmer inn og ut av arbeidsmarkedet. Etter hvert som man nærmer seg denne nedre grensen vil en ytterligere økning i arbeidsledigheten få mindre og mindre betydning for antallet vakanser i stasjonær likevekt.



Langs Beveridgekurven er arbeidsledigheten konstant. Dersom man befinner seg over kurven vil det for et gitt antall ledige være flere ledige jobber enn det som skal til for å holde ledigheten konstant. Dermed vil ledigheten gå ned. Tilsvarende vil ledigheten gå opp dersom man befinner seg under kurven.

Når innstrømningsraten er konstant lik I har vi at $U_t = \bar{U}_t$, der \bar{u}_t er gjennomsnittlig varighet. En bevegelse mot høyre langs Beveridgekurven er dermed ensbetydende med en økning i den gjennomsnittlige varighet.

²⁷ Fortegnsresultatet i (6) følger av at $(e^{-k} + ke^{-k} - 1) < 0$ for alle $k > 0$. Dette kan sees på følgende måte:

$e^{-k} + ke^{-k} - 1 < 0 \Leftrightarrow f(k) = e^{-k} > g(k) = 1 + k$. For $k=0$ har vi at $f(k)=g(k)$. For alle $k > 0$ har vi at $f'(k) = -e^{-k} < g'(k) = 1$. Da må også $f(k) > g(k)$.

Tilstandsbetinget jobbsannsynlighet

Vi har hittil antatt at søkeintensiteten (c) og akseptraten (δ) er konstante, og dermed uavhengige av nivået på arbeidsledigheten.

Vi tenker oss nå at sannsynligheten for å komme i arbeid avtar med ledighetsperiodens varighet. Dette kan skyldes:

1. Heterogenitet (de "beste" og ivrigste søkerne får jobb først)
2. Søkeintensiteten avtar med ledighetsperiodens varighet pga. demoralisering og økt tilløp til svart arbeid²⁸.
3. Langtidsledige diskrimineres av potensielle arbeidsgivere pga. imperfekt informasjon, kombinert med en antagelse om at langtidsledige i gjennomsnitt har dårligere egenskaper enn andre.
4. Depresiering av personkapitalen, dvs. at langtidsledighet rent faktisk bidrar til å redusere arbeidskraftens kvalitet.

Vi skal konsentrere oppmerksomheten om punktene 2-4, og anta at både c_t og δ_t er fallende funksjoner av ledighetens varighet²⁹. Fallende δ_t kan skyldes at bedriftene har ulike reservasjonskrav til arbeidskraftens produktivitet. Jo lavere produktivitet arbeidssøkeren har, desto fler bedrifter vil finne søkeren ukvalifisert.

Når søkeintensitet og akseptrate er fallende funksjoner av ledighetens varighet blir de også fallende funksjoner av **nivået på arbeidsledigheten** i steady state. Dette følger direkte av forutsetningen om konstant innstrømningsrate³⁰.

Dersom økt ledighet forårsakes av et eksogent sjokk i innstrømningen vil det imidlertid gjøre seg gjeldende en komplisert dynamikk. På kort sikt vil det være en tendens til at gjennomsnittlig varighet går ned, ettersom de nye arbeidssøkerne gjør seg gjeldende. Dermed vil også en økning i ledigheten umiddelbart medføre økt søkeintensitet og akseptrate. Den økte konkurransen om jobbene vil imidlertid gjøre det vanskeligere for den enkelte å skaffe seg en jobb. Flere personer må forventes å gå ledige "lenge". På lang sikt vil det derfor være en tendens til at høyere ledighet ledsages av høyere gjennomsnittlig ledighetstid.

Vi har altså at

$$\begin{aligned} c &= c(U), c' < 0, \\ \delta &= \delta(U), \delta' < 0 \end{aligned} \tag{8}$$

der U reflekterer arbeidsledigheten i steady state. Beveridgekurven over er tegnet for et gitt nivå på den gjennomsnittlige ledighetsvarighet som assosieres med hvert enkelt ledighetsnivå. Eventuelle endringer i dette forholdet vil medføre skift i kurven.

Vi vil i det følgende se bort fra den dynamikk som på kort sikt gjør seg gjeldende, og anta at (8) også gjelder utenfor steady state. Søkeintensitet og akseptrate er dermed funksjoner av den

²⁸ En eventuell økning i svart arbeid vil medvirke til en økning i den *registrerte* arbeidsledigheten. Den *reelle* arbeidsledigheten kan imidlertid være upåvirket eller t.o.m. gå ned.

²⁹ Mange av de resonnementer som følger vil være relevante også dersom den fallende jobbsannsynligheten skyldes heterogenitet. Fra et samfunnsøkonomisk synspunkt kan det ha uheldige virkninger at arbeidsmarkedet genererer en "problemgruppe". Stor grad av heterogenitet vil dessuten bidra til at nivået på den til enhver tid gjeldende likevektsledighet blir høyt (jfr. L. Johansen, 1982a).

³⁰ Også når man opphever forutsetningen om konstant innstrømningsrate vil det vanligvis være slik at ledighetens gjennomsnittlige varighet øker med ledighetens nivå. En illustrasjon på dette er gitt i kap. 6.

faktiske ledighet på ethvert tidspunkt, hensyn tatt til ledighetens historie fram til dette tidspunktet. Det er da ikke lenger opplagt at differensligningen (2) er stabil. Vi har at

$$\frac{dU_{t+1}}{dU_t} = 1 - \theta - \delta_t e^{-k_t} (c'U_t + c_t) - (1 - e^{-k_t}) \delta' V_t \stackrel{>}{<} 1$$

Betingelsen for lokal stabilitet er at

$$\theta + \delta_t e^{-k_t} (c'U_t + c_t) + (1 - e^{-k_t}) \delta' V > 0$$

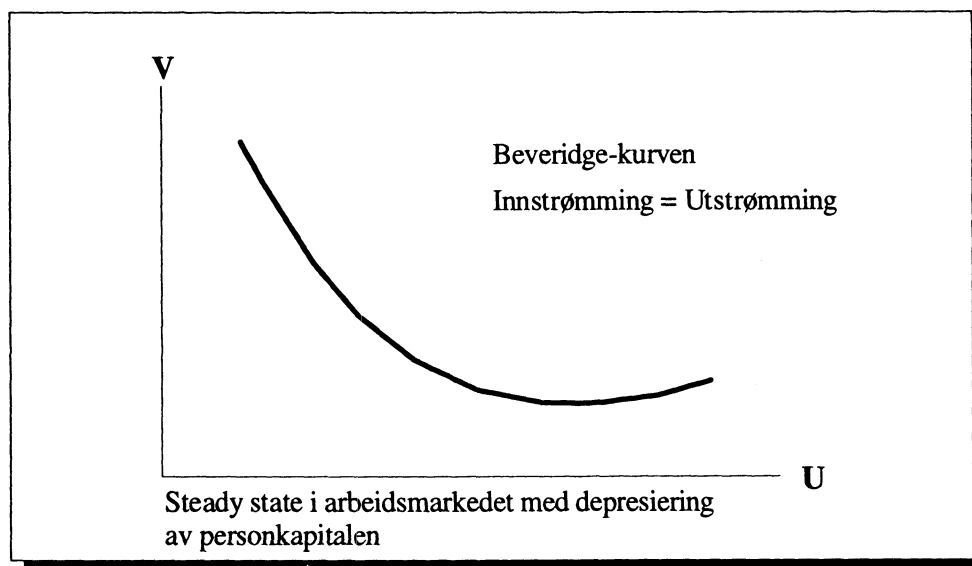
Vi observerer at stabilitetsbetingelsen neppe vil være oppfylt for et "høyt" nivå på arbeidsledigheten.

Likevekt i tilfellet med avtagende søkeintensitet og depresiering av personkapitalen

Differensiering av Beveridgekurven gir nå:

$$\frac{dV}{dU} = \frac{\theta + \delta e^{-k} (c'U + c_t) + (1 - e^{-k}) \delta' V}{\delta (e^{-k} + k e^{-k} - 1)} \stackrel{>}{<} 0 \quad (9)$$

For et "høyt" nivå på arbeidsledigheten kan det nå tenkes at Beveridgekurven vil flate helt ut, og t.o.m. bli stigende i V/U-diagrammet³¹. Vi observerer forøvrig at *stabilitetsbetingelsen er oppfylt når Beveridgekurven er fallende, mens den ikke er oppfylt når Beveridgekurven er stigende.*



I tilfellet med depresiering av personkapitalen er det altså ikke opplagt at en partiell økning i ledighetsnivået medfører lettere matching, i tråd med de "vanlige" forutsetningene. Det er to krefter som trekker i hver sin retning. Det økte antallet ledige bidrar isolert sett til å gjøre matcheprosessen enklere. Men reduksjonen i arbeidskraftens søkeintensitet og produktivitet bidrar til å gjøre matchingen vanskeligere.

³¹ Forekomsten av en delvis stigende Beveridgekurve er bl.a. drøftet i Möller (1990). Ved en studie av tyske data konkluderer han bl.a. med at depresieringsraten for personkapital er sterkt signifikant, og at en situasjon med stigende Beveridgekurve ikke kan utelukkes.

Dermed er det også klart at det kan oppstå en situasjon med flere likevekter i arbeidsmarkedet. To ulike ledighetsnivåer kan i steady state være forenlig med ett og samme nivå på antallet vakanser.

Vi har imidlertid ennå ikke etablert det verktøy som skal til for å fastsette et bestemt nivå for likevektsledigheten. Ut fra den modellen som er presentert til nå kan et hvilket som helst punkt på Beveridgekurven være et likevektspunkt. For eventuelt å få bestemt likevekten entydig trenger vi enda en relasjon som definerer sammenhengen mellom arbeidsledigheten og antallet vakanser. En slik sammenheng er *tilbudskurven for vakanser*.

4.2. Tilbudet av vakanser

Tilbudskurven for vakanser har sitt utspring i at arbeidsledigheten kan tenkes å påvirke antallet ledige stillinger på flere måter: For et gitt nivå på den ønskede sysselsetting vil økt ledighet umiddelbart medføre en tilsvarende økning i antallet ledige stillinger. Men den økte ledighet kan også tenkes å endre nivået på den ønskede sysselsetting, ettersom økt arbeidsledighet både påvirker arbeidskraftens produktivitet og lønnspresset i økonomien.

Ønsket sysselsetting

Vi antar at bedriftene er kvantumstilpassere i produktmarkedet og at de opptrer profittmaksimerende. Vi benytter en produktfunksjon av Cobb-Douglas type, slik at profitten Ψ i en "representativ"³² bedrift er gitt ved:

$$\Psi_t = \phi N_t^\alpha - w N_t - s(N_t - N_{t-1}(1 - \gamma)) \quad (10)$$

der ϕ er et produktivitetsparameter for arbeidskraften, $\alpha < 1$ er arbeidskraftens grenseelastisitet, γ er separasjonsraten (andelen av de sysselsatte som slutter i jobben sin hver periode), s er søkekostnader pr. nyrekruttering og w er reallønnen.

I steady-state må vi ha at $N_t = N_{t-1}$. Dermed får vi følgende nødvendige betingelse for profittmaksimum:

$$\frac{\partial \Psi}{\partial N} = \phi \alpha N^{\alpha-1} - w - s\gamma = 0 \quad (11)$$

Dermed har vi at ønsket sysselsetting må være gitt ved:

$$N^* = \left[\frac{w + s\gamma}{\alpha \phi} \right]^{\frac{1}{\alpha-1}} \quad (12)$$

Ettersom det ikke er bedriftenes adferd som er det primære siktemål for analysen, er bedriftene gitt en relativt passiv rolle i modellen. Vi tenker oss at søkekostnadene utgjør et konstant beløp pr. nyttilsetting. Dette representerer en ganske drastisk forenkling. Vi ser f.eks. bort fra at søkekostnadene normalt vil avhenge av U og V ³³, og av hvor raskt vakansene søkes fylt.

³² Vi ser her bort fra de aggregeringsproblemer som gjør seg gjeldende som følge av at bedriftene i denne økonomien ikke er identiske.

³³ Dersom vi i denne modellen skulle tatt hensyn til dette forholdet ville det gjort seg gjeldende to motstridende effekter. Høy U (relativt til V) vil på den ene side gjøre det lettere for bedriften å skaffe seg arbeidskraft ettersom det er flere søkere i markedet. På den annen side vil høy ledighet medføre redusert søkeintensitet.

Arbeidskraftens produktivitet er uttrykt ved ϕ . Det synes rimelig å anta at ϕ er en fallende funksjon av arbeidsledigheten i steady state, ettersom ledigheten medfører en depresiering av personkapitalen³⁴:

$$\phi = \phi(U), \phi' < 0$$

Begrepet "ønsket sysselsetting" er her å oppfatte som summen av alle besatte og ledige stillinger. Ønsket sysselsetting kan aldri bli mindre enn faktisk sysselsetting, ettersom vi tenker oss at separasjon kan skje momentant, mens nytilsetninger alltid vil ta noe tid, som følge av heterogeniteten i arbeidsmarkedet.

Vi har at den faktiske sysselsettingen er gitt ved $N=L-U$, der L betegner den gitte størrelsen på arbeidsstyrken. Da kan antallet vakanser i steady state formuleres som:

$$V = N^* - (L - U) \quad (13)$$

Lønnsdannelsen

Vi antar at lønnsdannelsen finner sted gjennom forhandlinger mellom bedrift og fagforening. Fagforeningen tar hensyn til arbeidsledighetsrisikoen for sine medlemmer. Høy arbeidsledighet virker derfor dempende på lønnskravene, mens et stort antall ledige stillinger bidrar til å presse lønningene oppover. Bedriften på sin side vil være villig til å betale høyere lønn når det er et stramt arbeidsmarked, ettersom det da kan være viktig å holde på erfaren arbeidskraft (f.eks. på grunn av gjennomstrømningskostnader).

Vi antar at reallønnen er gitt ved³⁵:

$$w = g\left(\frac{cU}{V}, B\right), g'_1 < 0, g'_2 > 0 \quad (14)$$

der B er nivået på arbeidsledighetstrygden. En eventuell økning av arbeidsledighetstrygden vil virke lønnsdrivende, ettersom arbeidsledighet oppfattes som et mer gunstig alternativ, og fagforeningen dermed vil tillegge arbeidsledighetsrisikoen mindre vekt i utformingen av sine lønnskrav.

Sammenhengen mellom arbeidsledighet og vakanser

Ved innsetting av (12) og (14) i (13) har vi nå etablert en sammenheng mellom arbeidsledighet og antallet tilbudte vakanser i steady state. Differensiering gir:

$$\frac{dV}{dU} = \frac{-\beta N^{*2-\alpha} \left[\frac{c}{v} g'_1 - (w + s\gamma) \frac{\phi'}{\phi} \right] + 1}{1 - \frac{cU}{V^2} \beta N^{*2-\alpha} g'_1} \stackrel{>}{<} 0, \quad (15)$$

$$\beta = \frac{1}{\alpha\phi(1-\alpha)} > 0$$

³⁴ Den enkelte bedrift vil ikke ta hensyn til de samfunnsøkonomiske kostnader ved arbeidsledighet (dvs. en generell nedgang i produktivitetsnivået). Denne eksternaliteten spiller ikke noen sentral rolle i vår modell, men er nærmere drøftet i S. Price, 1988. Det kan forøvrig ikke utelukkes at det finnes effekter som virker i motsatt retning. I henhold til effektivitetslønnsteorien vil f.eks. økt ledighet medføre økt arbeidsinnsats blant dem som fortsatt har jobb, ettersom konsekvensene av å miste jobben blir mer alvorlige.

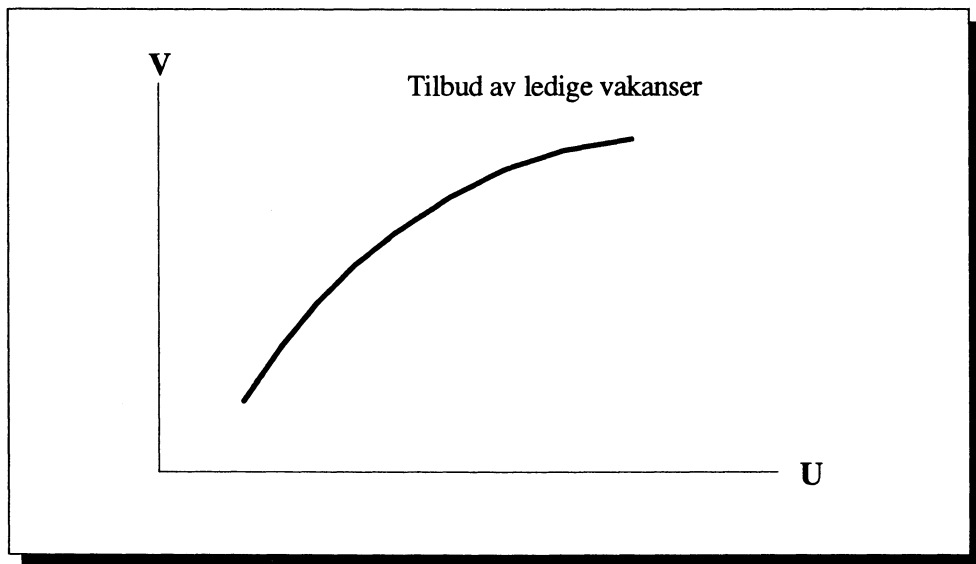
³⁵ Utledning av denne relasjonen er vist i appendiks.

Antallet vakanser er normalt en stigende funksjon av arbeidsledigheten. Det er her flere faktorer som gjør seg gjeldende.

For gitt nivå på både ønsket sysselsetting og størrelsen på arbeidsstyrken vil en økning i ledigheten medføre en tilsvarende økning i gapet mellom ønsket og realisert sysselsetting. Dette vil umiddelbart medføre en like stor økning i antallet tilbudte vakanser. *På kort sikt er dermed tilbudskurven for vakanser lineær, med stigningstallet 1.*

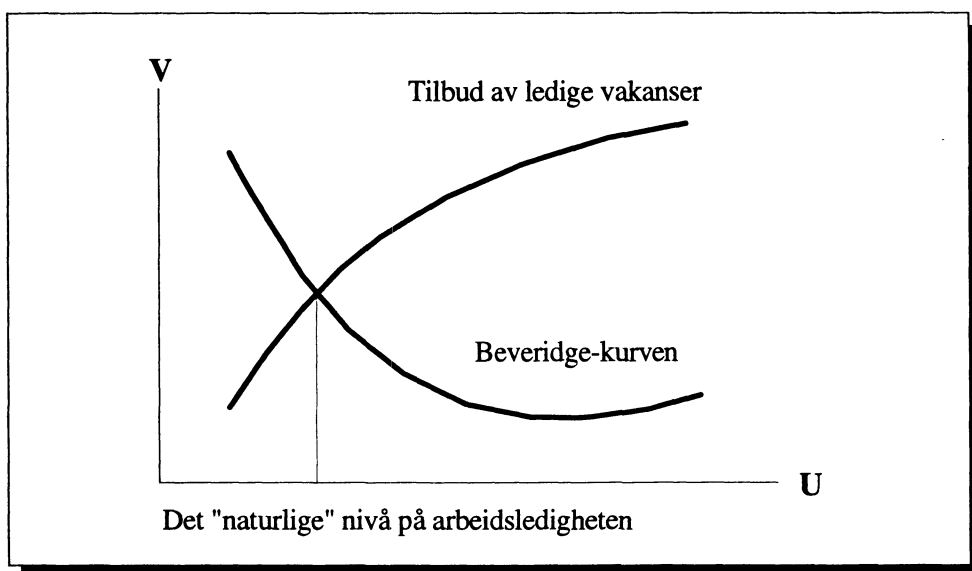
Det er imidlertid ikke opplagt at ønsket sysselsetting vil være upåvirket av en økning i *steady-state ledigheten*. Her er det to effekter som trekker i hver sin retning. Høyere ledighet vil på den ene siden medføre redusert lønnspress ettersom $g'_u < 0$. På den annen side vil høyere ledighet medføre en reduksjon i arbeidskraftens produktivitet ettersom også $\phi'_u < 0$. Nettovirkningen av disse to effektene er ubestemt.

I den følgende drøfting vil vi for det meste anta at tilbudskurven for vakanser er stigende og konkav. Den konkave formen kan intuitivt begrunnes med at depresieringen av personkapitalen tiltar når ledigheten blir svært høy, samtidig som vi kan tenke oss at de langtidsledige tillegges liten vekt i lønnsdannelsen (jfr. insider-outsider-hypotesen).



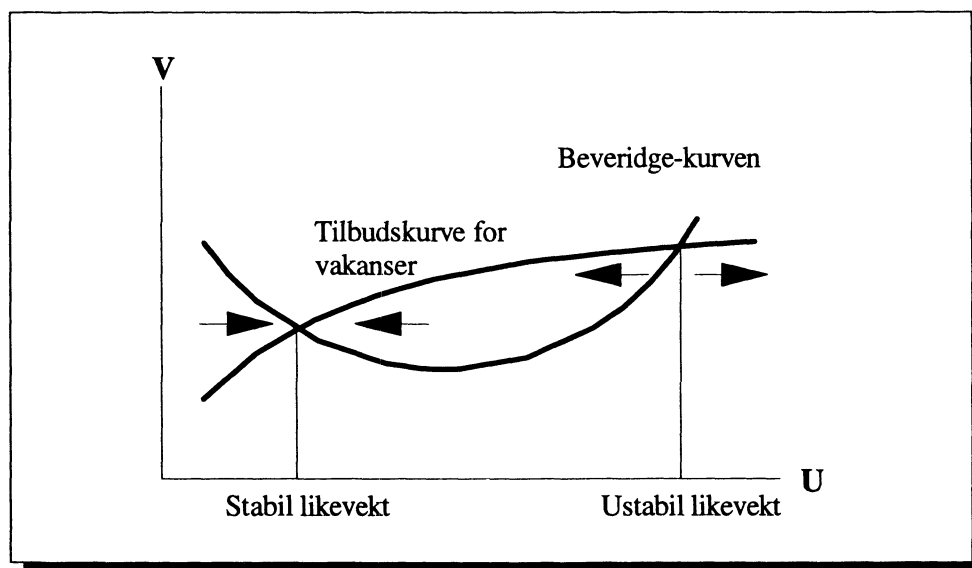
4.3. Likevektsledigheten

Ved å kombinere Beveridgekurven med kurven for tilbud av ledige vakanser kan vi nå finne fram til denne modellens likevektsledighet.



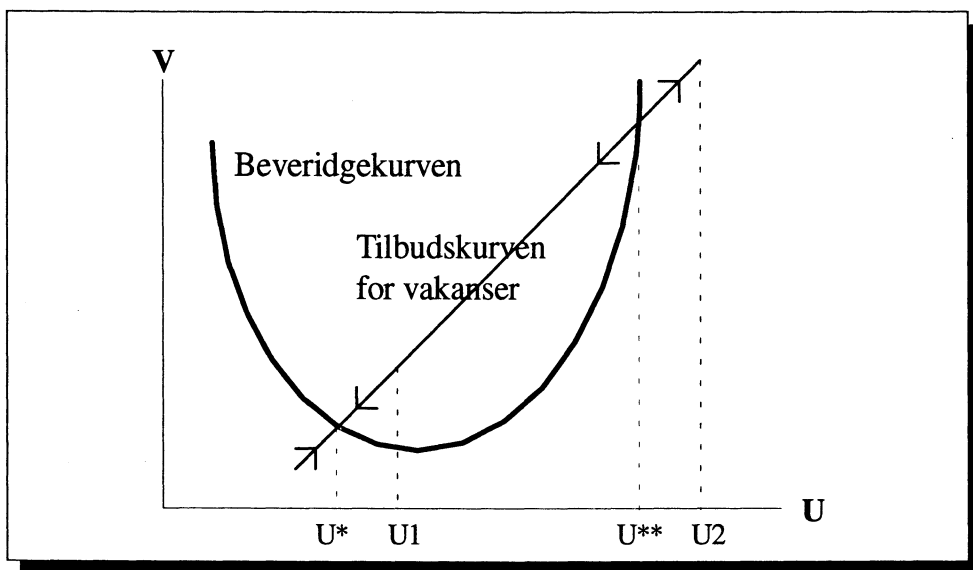
Dersom likevektsledigheten ligger fast over tid kan likevektsledigheten betegnes for den '*naturlige arbeidsledighet*'³⁶. Som vi skal se i avsnitt 4.4, er det imidlertid liten grunn til å tro at likevektsledigheten i denne modellen vil være konstant over tid.

Begrepet '*naturlig arbeidsledighet*' blir enda mindre meningsfylt dersom det oppstår en situasjon med to mulige likevekter på samme tid. Dette kan man ikke se bort fra i denne modellen. Den ene av likevektene vil i såfall være lokalt stabil, i den forstand at den faktiske ledigheten trekkes mot likevektsledigheten. Den andre likevekten vil være ustabil. Ingen av likevektene vil være fullt ut stabile, i den forstand at et forstyrrende sjokk ledsages av en prosess som bringer økonomien tilbake til initialsituasjonen. Også i det stabile tilfelle vil likevektsledigheten endres som en funksjon av den faktiske ledigheten. Men dersom sjokket er "lite" vil også endringen i likevektsledigheten være "lite". Økonomien vil konvergere mot en ny likevekt "i nærheten" av den gamle.



³⁶ Den naturlige arbeidsledighet er her definert som den ledighetsrate som til enhver tid besørger konstant ledighet. Som det er redegjort for i kap. 3 finnes det også andre mulige definisjoner og metoder for utledning av den naturlige ledighetsraten.

Modellens virkemåte blir muligens klarere dersom vi et øyeblikk forutsetter at arbeidsledigheten ikke påvirker nivået på ønsket sysselsetting. Dette kan tolkes som om arbeidsledighetens innvirkning på arbeidskraftens produktivitet akkurat blir motsvart av arbeidsledighetens innvirkning på lønnspresset i økonomien. I så fall vil tilbudskurven for vakanser være lineær, og den vil ikke foreta skift som følge av sjokk i ledigheten. Økonomien vil alltid befinne seg på tilbudskurven for vakanser, ettersom tilpasninger i vakanstilbudet finner sted momentant.



Vi studerer foreløpig stabilitetsegenskaper rundt et *gitt likevektspunkt*, dvs. at vi ser bort fra mulige skift i Beveridgekurven. La oss anta at økonomien initialt befinner seg i U^* og at det finner sted et eksogent sjokk i arbeidsmarkedet som øker ledigheten til U_1 . Umiddelbart finner det sted en tilsvarende økning i antallet ledige stillinger. Ettersom Beveridgekurven er fallende i U^* vet vi at differensligningen (2') er stabil i et område rundt U^* . Den økte ledigheten medfører at matchingen i arbeidsmarkedet blir mer effektiv, og økonomien beveger seg gradvis tilbake mot U^* .

La oss istedet anta at økonomien på en eller annen måte er havnet i punktet U_2 . Herfra vil det ikke finne sted noen konvergens mot likevektspunktet U^{**} . Tvert imot vil både ledigheten og antallet ledige stillinger vokse uten grenser. Det skyldes at den høye ledighet medfører en så sterk svekkelse av personkapitalen og søkeintensiteten at matchingen i arbeidsmarkedet avtar. Det medfører en ytterligere økning i arbeidsledigheten, som i sin tur resulterer i en enda sterkere svekkelse av personkapital og søkeintensitet osv.

En parallell økning i ledighet og vakanser uten grenser synes klart urimelig. Resultatet følger av modellens implisitte forutsetning om at søkeintensitet og produktivitet kan avta uten grenser. En mer realistisk forutsetning vil være at søkeintensitet og produktivitet ikke kan svekkes utover et visst minstenivå. Dersom dette bakes inn i modellen vil økningen i ledighet og vakanser stoppe opp når hele arbeidsstyrken har nådd dette minimumsnivået.

4.4. Nærmere om virkninger av eksogene sjokk

I det følgende skal vi anta at det på ethvert tidspunkt bare eksisterer én likevekt. Denne likevekten er stabil i den forstand at den faktiske ledighet trekkes mot den til enhver tid rådende likevekt. Vi kan tenke oss flere typer sjokk:

Sjokk som initierer midlertidige eller permanente skift i tilbudskurven for vakanser:

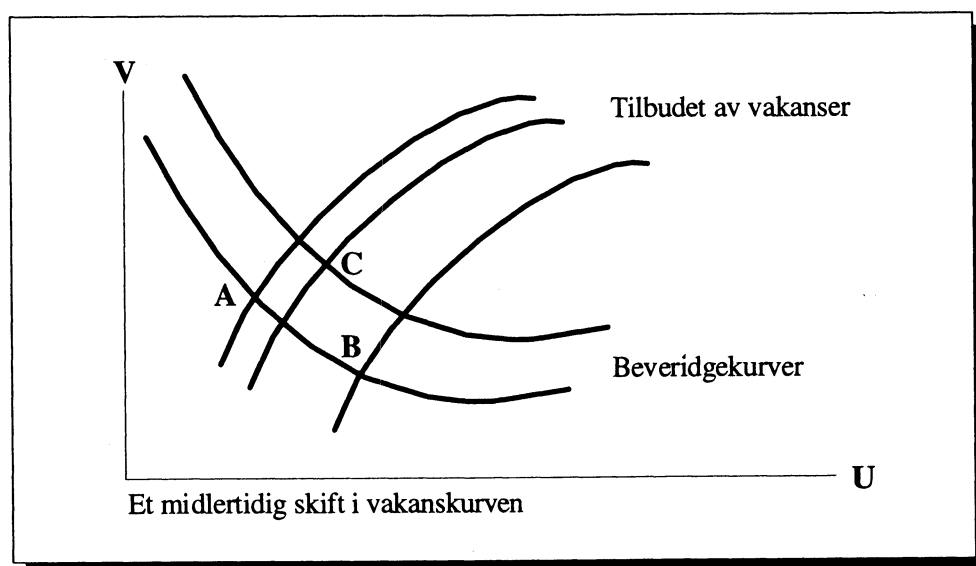
- Aggregerte etterspørselssjokk.
- Endringer i lønnspresset, f.eks. som følge av endringer i arbeidsledighetstrygden.
- Endringer i bedriftenes søkekostnader.
- Produktivitetssjokk.
- Endringer i separasjonsraten

Sjokk som initierer midlertidige eller permanente skift i Beveridgekurven:

- Økt mismatch, f.eks. som følge av strukturelle etterspørselssjokk.
- Eksogene endringer i søkeintensiteten.

Skift i vakanstilbudet

La oss f.eks. anta at bedriftene opplever et negativt etterspørselssjokk i form av at det oppstår midlertidige avsetningsproblemer på produktmarkedet som resulterer i redusert ønsket sysselsetting for gitt arbeidsledighet. Dette medfører en midlertidig økning i innstrømningen til ledighetskøen. Vakanstilbudet vil skifte nedover og vi får dermed et nytt "naturlig" ledighetsnivå (punkt B i figuren nedenfor). I den påfølgende perioden antar vi at sjokket har dødd ut, slik at kurven skifter tilbake mot sin opprinnelige plassering.



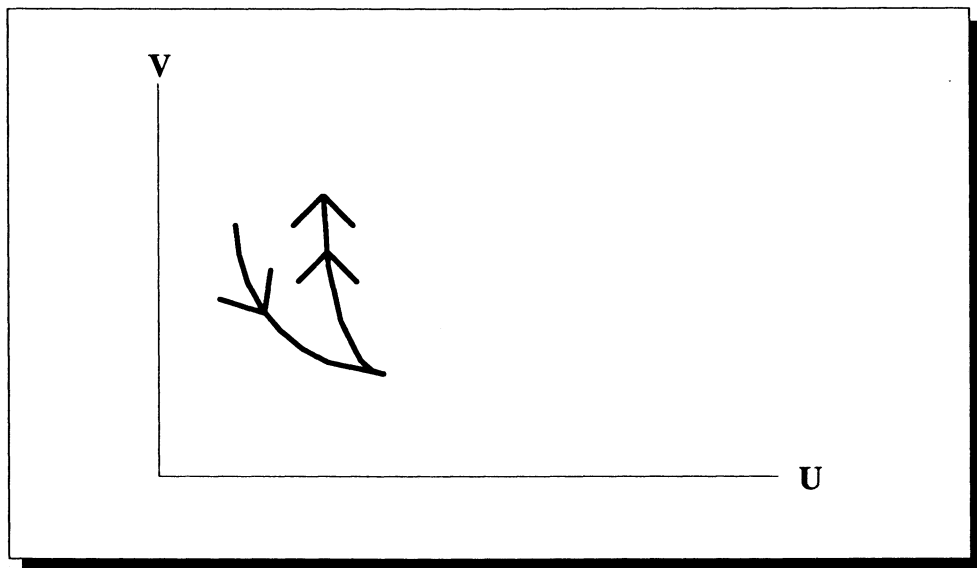
I løpet av denne prosessen vil imidlertid Beveridgekurven skifte utover, ettersom den gjennomsnittlige ledighetsvarighet øker (for gitt ledighetsnivå). En del av arbeidsstyrken har fått svekket sin søkeintensitet og produktivitet i løpet av den perioden etterspørselssjokket hadde effekt.

Vi antar at tilbudskurven for vakanser skifter nedover i forhold til sin opprinnelige plassering, men at dette skiftet er "lite" relativt til skiftet i Beveridgekurven, ettersom vi her står overfor to ulike effekter som trekker i hver sin retning. Svekket produktivitet bidrar til å "trekke" tilbudskurven nedover, mens redusert lønnspress bidrar til å "trekke" den oppover. Vi har forutsatt at den første effekten er sterkest for "høye" nivåer på arbeidsledigheten. Vi antar at dette er det relevante tilfellet for den situasjonen vi studerer. For enkelthets skyld tenker vi oss at sjokket medvirker til en "liten" negativ parallelforskyvning av tilbudskurven for vakanser.

På tross av at sjokket kun hadde midlertidig karakter konstaterer vi at økonomiens "naturlige" ledighetsrate blir høyere enn før. Slik kurvene er tegnet faller arbeidsmarkedet til ro i punkt C, der

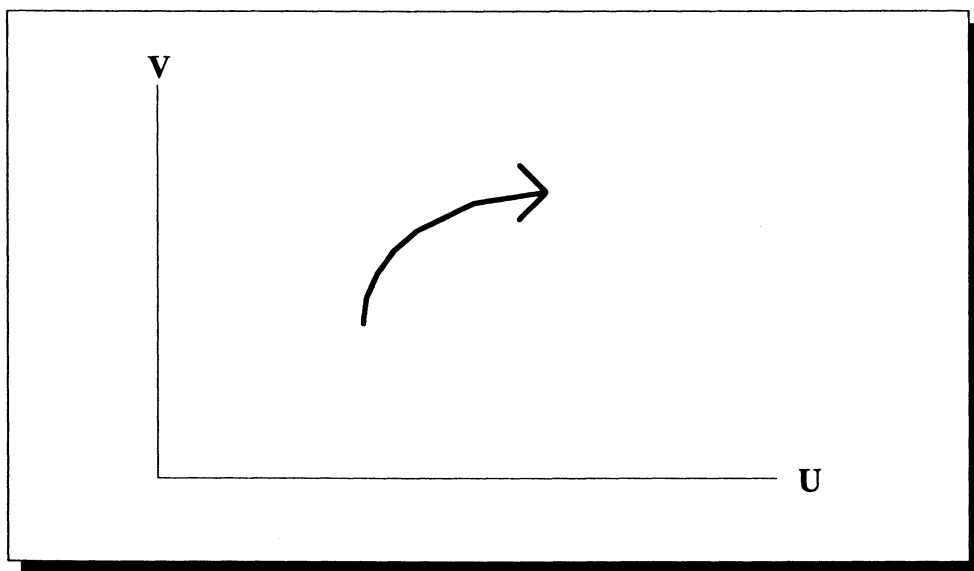
den naturlige ledigheten har økt i forhold til utgangssituasjonen (A), men der ledigheten likevel er lavere enn det den var mens det negative etterspørselssjokket hadde effekt (B).

Vi får med andre ord en utvikling der den underliggende Beveridgekurve synes å være brattere når ledigheten går nedover enn når ledigheten går oppover.



Skift i Beveridgekurven

Vi tenker oss nå at det er Beveridgekurven som utsettes for et eksogent sjokk, f.eks. som følge av økte strukturproblemer i arbeidsmarkedet (økt mismatch). Både Beveridgekurven og tilbudskurven for vakanser vil skifte utover, og vi får en økning i nivået på den naturlige ledigheten som er større enn det den isolerte virkning av det initiale skiftet i Beveridgekurven skulle tilsi.



Vi kan dermed konstatere at skift i henholdsvis Beveridgekurven og i tilbudskurven for vakanser gir opphav til ulike utviklingstrekk når det gjelder den observerte samvariasjon mellom ledighet og vakanser. Dette gjør det lettere å identifisere årsakene til skift i den observerte UV-kurven.

4.5. Endogenisering av arbeidsstyrken

Vi har hittil resonnet som om overgangen fra arbeidsledighet til ikke-deltagelse er gitt ved en konstant andel θ av de arbeidsledige.

Dette er en tvilsom forutsetning. Tvert imot virker det rimelig å anta at ledighetsperiodens varighet ikke bare vil ha virkning på jobbsannsynligheten, men også på sannsynligheten for å trekke seg ut av arbeidsstyrken. En nærliggende hypotese vil være at svekket søkeintensitet og aksepterte øker sannsynligheten for at et individ trekker seg ut av arbeidsstyrken. I praksis observerer man ofte at lange ledighetsperioder får sin avslutning ved at den ledige førtidspensjoneres, uføretrygdes, eller på annen måte trekker seg ut av arbeidslivet. Dette kan skyldes demoralisering, eller at arbeidsevnen er svekket så sterkt at det blir umulig å tilfredsstille selv de laveste produktivetskravene i arbeidslivet.

Vi antar med andre ord at arbeidsstyrken er endogen og at

$$\theta = \theta(c, \delta), \quad \theta'_1 < 0, \quad \theta'_2 < 0 \quad (16)$$

Ettersom de som trekker seg ut av arbeidsstyrken ikke lenger er å oppfatte som arbeidsledige, vil denne effekten bidra til å nøytralisere virkningen på Beveridgekurven og tilbudskurven for vakanter av svekket søkeintensitet og redusert aksepterte. En økning i andelen langtidsledige vil nå lede til en økning i graden av uttrekning fra arbeidsstyrken. Dette vil isolert sett medfører en reduksjon i arbeidsledigheten og en økning i den gjennomsnittlige produktiviteten blant de ledige.

Differensiering av Beveridgekurven i dette tilfellet:

$$\frac{dV}{dU} = \frac{\theta + (\theta'_c c'_u + \theta'_\delta \delta'_u)U + \delta e^{-k}(c'_u + c) + (1 - e^{-k})\delta'_u V}{\delta(e^{-k} + ke^{-k} - 1)} \quad (17)$$

Ved å sammenligne med relasjon (9) observerer vi at muligheten for en stigende Beveridgekurve er mindre enn i tilfellet med konstant θ (det andre leddet i telleren er nytt).

Undervurdering av varighetseffektene

Når arbeidsstyrken er endogen på den måten vi her har beskrevet, er det stor fare for at studier av samvariasjonen mellom antallet vakanter og antallet ledige kan lede til en undervurdering av de varighetseffekter som gjør seg gjeldende i arbeidsmarkedet.

Anta f.eks. at det oppstår en situasjon med midlertidige avsetningsproblemer i produktmarkedet som leder til en økning i arbeidsledigheten. Etter at sjokket er dødd ut vil en større del av arbeidsstyrken ha opplevd lange ledighetsperioder og dermed fått svekket sin arbeidsevne og søkeintensitet. Dette trekker som før i retning av at Beveridgekurven skifter utover. Men samtidig vil den økte langtidsledighet også ha medført økt uttrekning fra arbeidsstyrken. Og ettersom uttrekningssannsynligheten er størst for dem med lav søkeintensitet og aksepterte, vil dette isolert sett bidra til at Beveridgekurven skifter innover.

Som et spesialtilfelle kunne vi derfor tenke oss at Beveridgekurven lå fast gjennom hele det økonomiske tilbakeslaget, og at arbeidsmarkedet tilsynelatende vendte tilbake til mot sin opprinnelige likevekt. Den "naturlige" ledighetsraten ville dermed ikke være endret som følge av den midlertidige økningen i den faktiske ledigheten. Det ville med andre ord ikke synes å være noe tegn til hysteresis i arbeidsmarkedet.

Langsiktige virkninger av redusert arbeidsstyrke

Det som skjer er at det økonomiske tilbakeslaget istedet medvirker til å redusere størrelsen på arbeidsstyrken. Det vil ha langsiktige virkninger for økonomiens velstandsnivå som kanskje er større enn om det var likevektsledigheten som hadde økt. Den situasjon som ved første øyekast så ut til å være fri for hystereser er dermed i bunn og grunn preget av en form for hystereser som er enda mer grunnleggende enn den vi til nå har drøftet.

I de tilfeller der hystereser forårsaker at et negativt sjokk leder til en økning av likevektsledigheten vil det vanligvis være mulig å bringe likevektsledigheten tilbake til sitt opprinnelige nivå gjennom et positivt sjokk. Dermed vil man også kunne vende tilbake til økonomiens opprinnelige velstandsnivå. Dette kan være adskillig mer komplisert i en situasjon der det er selve arbeidsstyrken som er redusert. Uttrekning fra arbeidsstyrken i form av f.eks. uføretrygding eller førtidspensjonering er svært ofte tilnærmet irreversible handlinger. En periode med høy konjunkturskapt arbeidsledighet kan dermed få store samfunnsøkonomiske kostnader, ved at produktive ressurser settes ut av spill på permanent basis.

"We believe that duration dependence holds one of the keys to an understanding of changes in labor markets during episodes of sustained unemployment".

O.J. Blanchard og P. Diamond, 1992

5. Opplegg til økonometrisk testing av hystereseteorien

Er depresiering av personkapitalen en kilde til hysteresese i det norske arbeidsmarkedet?

Modellen i kapittel 4 var basert på to grunnleggende forutsetninger:

- Den individuelle sannsynligheten for å skaffe seg en jobb π_t faller som en funksjon av ledighetsperiodens lengde.
- Den individuelle sannsynlighet for å trekke seg ut av arbeidsstyrken θ_t stiger som en funksjon av ledighetsperiodens lengde.

Dersom minst én av disse forutsetningene er oppfylt vil det være tendenser til hysteresese i arbeidsmarkedet. Likevektsledigheten vil da avhenge av arbeidsledighetens egen historie, i tillegg til en rekke tilstandsvariable som karakteriserer den aktuelle situasjon.

En økonometrisk testing av hvorvidt den hystereseteori som ble presentert i kapittel 4 har relevans for det norske arbeidsmarkedet kan dermed begrenses til å teste modellens to grunnleggende forutsetninger.

5.1. Alternativ til "tradisjonell" søketeori

En slik test vil være spesielt egnet til å vurdere hystereseteorien presentert foran opp mot den mer "tradisjonelle" søketeorien for arbeidsmarkedet, ettersom denne teorien ofte munner ut i en *positiv varighetsavhengighet*.

Den "tradisjonelle" søketeorien forklarer arbeidsledighet som et selvvalgt fenomen. Arbeiderne velger arbeidsledighet i en kortere eller lengre periode fordi man som arbeidsledig antas å kunne søke mer effektivt etter passende jobbtilbud. Når man har mottatt et jobbtilbud, kan man enten akseptere dette tilbudet og dermed innstille videre søking³⁷, eller man kan avslå tilbudet og fortsette søkeprosessen.

I de enkleste versjonene av søketeorien antas det vanligvis at arbeidssøkerne står overfor en gitt og dessuten kjent fordeling av lønninger i markedet. Det foretas så trekninger fra denne fordelingen, til en gitt kostnad pr. trekning. Sett fra arbeidssøkerens synspunkt kan de ulike jobbenes nytteverdi rangeres utelukkende med utgangspunkt i lønnsnivået. Søkernes optimeringsproblem består i fastlegge en optimal *stoppregel* for søkeaktiviteten.

Vi kan illustrere dette poenget i en enkel modell for ensidig søking, der vi ser bort fra diskontering.

³⁷ Eventuelt kan man fortsette å søke etter enda bedre jobbtilbud, men søkingen vil da være mindre effektiv enn om man fortsetter som arbeidsledig.

Fordelingen av lønninger er gitt ved:

$$F(w_i) = P(w \leq w_i) = \int_0^{w_i} f(w)dw \quad (1)$$

der $f(w)$ er sannsynlighetstettheten i markedets lønnsfordeling. Vi forutsetter som en forenkling at fritid ikke gir noen nytte i seg selv, men at det bare er mulig å søke jobber mens man er arbeidsledig³⁸. Vi antar at kostnadene ved å søke er gitt ved μ pr. søking. Arbeidssøkerne kan til enhver tid velge lønnstilbud blant alle de trekninger de har foretatt.

Dersom vi forutsetter at arbeidssøkerne er *risikonøytrale* vil det være optimalt å søke nye jobber så lenge forventet avkastning av å søke én gang til er større enn kostnaden. Da må det finnes et lønnstilbud w_R , som er slik at forventet avkastning av ytterligere en søking nøyaktig er lik søkekostnaden. Dvs.:

$$E[\max(w_R, w_{ny}) - w_R] = \mu \Leftrightarrow \int_{w_R}^{\infty} (w - w_R) f(w)dw = \mu \quad (2)$$

w_R kalles for *reservasjonslønnen*. Vi observerer at reservasjonslønnen her blir en funksjon av søkekostnaden i tillegg til selve lønnsfordelingen. Høyere søkekostnad medfører redusert reservasjonslønn, mens *økning i det generelle lønnsnivå medfører økt reservasjonslønn*.

I denne versjonen av søketeorien ser vi altså at hver aktør vil fastlegge en bestemt reservasjonslønn, som ikke vil endres over tid så lenge lønnsfordelingen og søkekostnaden ligger fast. Denne konklusjonen kan imidlertid bli dramatisk forandret dersom vi antar at arbeidssøkerne *ikke kjenner den gitte lønnsfordeling*.

Når lønnsfordelingen er ukjent, vil trekningen av lønnstilbud få en viktig tilleggsfunksjon: Trekningen bærer med seg informasjon om den ukjente lønnsfordeling. For hver trekning endres søkerens informasjonsgrunnlag. På ethvert tidspunkt vil *reservasjonslønnen* være en funksjon av den informasjon aktøren har på dette tidspunkt. Dersom søkeren mottar et lønnstilbud som er vesentlig høyere enn forventet, vil det være sannsynlig at dette leder til en oppjustering av lønnsforventningene og dermed av reservasjonslønnen. Dersom søkeren mottar et lønnstilbud som er vesentlig lavere enn forventet, vil det på tilsvarende måte være rimelig å anta at lønnsforventninger og reservasjonslønn nedjusteres. Her oppstår det imidlertid en viktig asymmetri: Et høyt lønnstilbud innebærer større risiko for å bli sysselsatt enn et lavt lønnstilbud. Blant dem som fortsatt er arbeidssøkere vil det dermed være en overrepresentasjon av dem som har måttet justere sine lønnsforventninger nedover. Dermed skapes det en seleksjonsprosess som gjør at lønnsforventninger og reservasjonslønn i gjennomsnitt vil avta som en funksjon av ledighetsperiodens lengde³⁹. Dermed vil *jobsannsynligheten øke som en funksjon av ledighetsperiodens lengde*. Denne søketeorien munner dermed ut i en konklusjon som står i direkte motstrid til den hypotesen vi ønsker å teste.

Det kan oppstå en situasjon med fallende reservasjonslønn, selv når lønnsfordelingen er kjent. Dette kan f.eks. skyldes at arbeidssøkerne står overfor et imperfekt kredittmarked og dermed

³⁸ Dette representerer naturligvis en sterk forenkling. Forutsetningen om at det er umulig å søke jobb når man allerede er i jobb er ikke avgjørende for teoriens konklusjoner. Det er imidlertid avgjørende for konklusjonene at det er enklere å søke jobb når man er arbeidsledig enn når man er i jobb. Hvis ikke forsvinner aktørenes begrunnelse for å velge arbeidsledighet, og modellen vil ikke kunne forklare arbeidsledighet overhodet.

³⁹ Dette er formelt bevist i Burdett og Vishwanath, 1988.

opplever likviditetsbegrensninger, eller det kan skyldes at arbeidsledighetstrygden har begrenset varighet.

Det kan reises åpenbare innvendinger mot den søketeorien som er presentert over. Først og fremst kan det synes urimelig å forutsette at man er en mer effektiv arbeidssøker som arbeidsledig enn som sysselsatt. Mange undersøkelser synes å indikere at situasjonen er stikk motsatt, dvs. at det er lettere å skaffe seg ny jobb dersom man allerede har en jobb⁴⁰. Dette kan f.eks. skyldes at de som allerede er i arbeid har bedre tilgang på informasjon om ledige jobber enn de som er arbeidsledige. Eller det kan skyldes at arbeidsgivere som står overfor søkere med ukjent produktivitet, er mer skeptiske til å ansette personer fra ledighetskøen enn personer som allerede har jobb, etter som de arbeidsledige i gjennomsnitt antas å ha lavere produktivitet enn de sysselsatte⁴¹.

5.2. Heterogenitet mellom arbeidssøkerne

Vi ønsker å få svar på følgende spørsmål: Finnes det holdepunkter for å hevde at *jobbsannsynligheten faller som en funksjon av ledighetsperiodens lengde*? Og tilsvarende: Finnes det holdepunkter for å hevde at *sannsynligheten for overgang til ikke-deltagelse stiger som en funksjon av ledighetsperiodens lengde*?

Det er flere grunner til at det ikke er noen enkel oppgave å svare på dette: Hovedproblemet er at heterogenitet mellom arbeidssøkerne vil sørge for at de *observerte* avgangsratene fra f.eks. arbeidsledighet til jobb vil kunne falle med varighetens lengde, selv om det på individbasis ikke finnes noen varighetsavhengighet. Dette skyldes de seleksjonsmekanismene som gjør seg gjeldende i arbeidsmarkedet. Når arbeidssøkerne er heterogene, må det forventes at de med "best" arbeidsmarkedsegenskaper gjennomgående vil skaffe seg jobb før de med "dårligst" egenskaper. Dersom man følger en kohort arbeidsledige over tid vil det dermed være en tendens til at den gjennomsnittlige kvaliteten på arbeidssøkerne synker over tid.

Utvidelse av modellen

Dette kan illustreres ved en enkel utvidelse av modellen i kapittel 4, der vi åpner for heterogenitet mellom arbeidssøkerne⁴².

Vi tenker oss at arbeidssøkerne kan inndeles i n forskjellige kategorier ($i=1\dots n$) med utgangspunkt i deres arbeidsmarkedsegenskaper. Sannsynligheten for at en arbeidsledig av kategori i skal finne jobb i løpet av en periode er gitt ved⁴³ (vi studerer steady-state-løsningen, og dropper tidsnotasjon):

$$\pi_i^\tau = \left[1 - e^{-cU/V}\right] \frac{c_i^\tau V}{cU} \delta_i^\tau \quad (3)$$

der τ markerer ledighetsperiodens lengde, c er gjennomsnittlig søkeintensitet og δ er arbeidsgivernes gjennomsnittlige aksepterte. c_i og δ_i er de tilsvarende kjennetegn for gruppe i . Vi antar at det *ikke* finnes noen varighetsavhengighet og definerer:

⁴⁰ Oppstilling av en del referanser i tilknytning til dette er gitt i Colbjørnsen, Dahl og Hansen, 1992, s. 112.

⁴¹ Dette kan være tilfelle selvom det ikke eksisterer noen negativ varighetsavhengighet, grunnet de seleksjonsmekanismene som gjør seg gjeldende i arbeidsmarkedet. Dette er nærmere beskrevet i avsv. 5.2.

⁴² Det følgende er basert på Budd, Levine og Smith, 1988.

⁴³ Jfr. relasjon 4, kap. 4.

$$\lambda = [1 - e^{-cU/V}] \frac{V}{cU} \quad (4)$$

$$h_i = c_i^\tau \delta_i^\tau$$

λ reflekterer her den generelle tilstanden på arbeidsmarkedet, mens h representerer individuelle kjennetegn.

Antallet arbeidsledige som har vært ledige i τ perioder er da gitt ved:

$$u^\tau = \sum_{i=1}^n (1 - \lambda h_i)^\tau I_i \quad (5)$$

der vi tenker oss at innstrømningsraten I_i er konstant.

Avgangssannsynligheten kan da formuleres:

$$\pi^\tau = \frac{u^\tau - u^{\tau+1}}{u^\tau} = \frac{\sum_{i=1}^n (1 - \lambda h_i)^\tau \lambda h_i I_i}{\sum_{i=1}^n (1 - \lambda h_i)^\tau I_i} \quad (6)$$

Vi definerer:

$$w_i = \frac{(1 - \lambda h_i)^\tau}{\sum_{i=1}^n (1 - \lambda h_i)^\tau} \quad (7)$$

Da har vi at $\sum w_i = 1$ og at

$$\pi^\tau = \lambda \sum w_i h_i. \quad (8)$$

Avgangssannsynligheten er m.a.o. et veiet gjennomsnitt av h_i multiplisert med λ . De forskjellige verdier av w kan tolkes som vekter. Vektene bestemmer de ulike gruppenes tyngde i fastsettelsen av avgangssannsynligheten for dem som har vært ledige i τ perioder.

Vi ser nærmere på to av gruppene, f.eks. gruppe 1 og 2. Vi antar at $h_1 > h_2$, dvs. at gruppe 1 er "mer effektive" arbeidssøkere enn gruppe 2, enten p.g.a. høyere søkeintensitet og/eller p.g.a. høyere aksepterte.

Vi har at:

$$\frac{w_1}{w_2} = \left[\frac{1 - \lambda h_1}{1 - \lambda h_2} \right]^\tau \frac{I_1}{I_2} \quad (9)$$

Derivasjon m.h.p. τ gir:

$$\frac{d(w_1 / w_2)}{d\tau} = \frac{w_2}{w_1} \ln \frac{1 - \lambda h_1}{1 - \lambda h_2} < 0 \quad (10)$$

Ettersom ledighetens varighet økes får altså de best kvalifiserte søkerne stadig mindre betydning for kohortens gjennomsnittlige sannsynlighet for å få jobb. Det skyldes naturligvis at de "beste" søkerne raskere blir fanget opp i en eller annen jobb. *Derfor vil den observerte jobbsannsynlighet avta med ledighetens varighet, selv om det ikke eksisterer noen varighetsavhengighet.*

5.3. Opplegg til økonometrisk testing - analyse av overgangintensiteter

Det vil føre for langt å gjennomføre en fullstendig økonometrisk analyse av hystereseteorien som en del av denne rapporten. I dette avsnittet vil vi likevel drøfte et mulig opplegg for en slik test, herunder valg av datamateriale. I kap. 6 vil vi så foreta en noe "løse" vurdering av hystereseforekomster i det norske arbeidsmarkedet, bl.a. på bakgrunn av økonometriske studier som er utført av andre.

Datatilgang

Det kan skilles mellom tre hovedretninger for organisering og presentasjon av data:

- *Tverrsnittsdata*, dvs. data bestående av en serie observasjoner på et gitt tidspunkt.
- *Paneldata*, dvs. data som gir informasjon om sammenhengen mellom et sett variabler på to eller flere tidspunkter.
- *Forløpsdata*, dvs. data som gir kontinuerlig informasjon om utviklingen i et sett variabler over en lengere periode. Det betyr i praksis at alle tilstandsendringer blir registrert og tidfestet i datamaterialet.

Det er videre vanlig å skille mellom *registerdata* og *utvalgsdata*. Utvalgsdata er samlet inn for forskningsformål, mens registerdata vanligvis er samlet inn for et eller annet administrativt formål.

Studier av det norske arbeidsmarkedet har fram til i dag i stor utstrekning vært basert på registerdata fra Arbeidsdirektoratet og utvalgsdata fra Statistisk sentralbyrå (AKU), i tillegg til mer sporadiske utvalgsundersøkelser.

Ingen av disse databasene er spesielt egnet for studier av individuelle virkninger av arbeidsledighet. Dataene fra Arbeidsdirektoratet informerer kun om ledighetssituasjonen på et gitt tidspunkt. De gir ingen informasjon om de prosesser som leder fram til denne situasjonen. Dermed er de lite egnet for å trekke slutninger om årsakssammenheng. AKU-dataene inneholder noe mer informasjon, ved at de samme individer observeres på ialt fire forskjellige tidspunkter. Vi kan observere tilstandsendringer fra det ene tidspunktet til det andre, men vi kan ikke tidfeste tilstandsendringene nøyaktig. Vi vet heller ikke hva som har skjedd før første observasjonstidspunkt og hva som skjer etter siste observasjonstidspunkt. Dermed blir det også med disse dataene vanskelig å trekke slutninger om prosesser og årsakssammenhenger.

For å få avklart eksistensen av og eventuelt retningen på eventuelle *varighetseffekter*, bør man ideelt sett ha tilgang på detaljerte *forløpsdata*. Dataene bør inneholde opplysninger om individene som i størst mulig utstrekning kan fange opp den heterogenitet som antas å gjøregjeldende. Eksempler på slike egenskaper kan være utdanning, inntekt, alder, helse og kjønn.

Slike data har fram til i dag vært lite tilgjengelige i Norge. Et omfattende datasett er imidlertid nå under utarbeidelse. Det dreier seg om det såkalte KIRUT, som tar sikte på å beskrive "Klientstrømmer - Inn i - Rundt i - Ut av- Trygdesystemet". Databasen vil inneholde kontinuerlig

oppdaterte individdata som bl.a. beskriver ledighets/sysselsettings-status. Basen gir grunnlag for å skille mellom arbeidsledighet og deltagelse på arbeidsmarkedstiltak. I tillegg finnes en lang rekke kjennetegn som oppdateres årlig, som f.eks. høyeste utdanning og gjennomsnittlig antall pensjonspoeng de siste tre år.

KIRUT utgjør 10% av landets befolkning mellom 16 og 67 år, som fra en utgangssituasjon pr. 1.1.89 følges opp over en femårs-periode. Hvert år suppleres utvalget med nye 16-åringer og innvandrere. I basen inngår individdata både fra Rikstrygdeverket, Arbeidsdirektoratet og SSB. Basen legges til rette for forskningsformål av Statens Datasentral i Bergen.

KIRUT kan benyttes til å studere avgangssannsynlighetene fra arbeidsledighet til henholdsvis sysselsetting og ikke-deltagelse, f.eks. som funksjoner av alder, kjønn, høyeste fullførte utdanning, inntekt og arbeidsledighetserfaring. Dette datasettet åpner dermed for mer inngående studier av arbeidsledighetens varighet enn det som tidligere har vært mulig.

Problemet med uobserverbar heterogenitet

Det er imidlertid ett viktig problem som gjenstår. Det dreier seg om *uobserverbar* heterogenitet. Det er nemlig ikke alle relevante egenskaper som lar seg registrere i noe datasett. Et eksempel på dette er egenskapen *motivasjon*. Forekomsten av uobserverbar heterogenitet skaper problemer ved eventuell estimering av varighetsavhengigheten fordi den virker på nøyaktig samme måte som den observerbare: Den framkaller en seleksjonsmekanisme som gjør at man vil observere en fallende sammenheng mellom f.eks. den aggregerte jobbsannsynlighet og ledighetens varighet, selv om det reelt sett ikke finnes noen individuell varighetsavhengighet. Dersom man ikke tar hensyn til dette vil man kunne komme i skade for *feilaktig* å trekke slutninger om negativ varighetsavhengighet.

Studier av ledighetens varighet

De fleste statistiske studier av arbeidsledighetens varighet har beskrevet varigheter generelt, *uten å gå nærmere inn på hvilken tilstand den avsluttede ledighet leder over til*. Dette er ikke en tilfredsstillende tilnærming når man skal vurdere forekomsten av hysteresis. Dersom det er riktig at sannsynligheten for å få jobb faller, mens sannsynligheten for ikke-deltagelse stiger som funksjoner av ledighetens varighet, så er det fare for at studier av den aggregerte avgangsraten ikke fanger opp den egentlige varighetsavhengighet⁴⁴. Som et spesialtilfelle kan det tenkes at avgangsraten er konstant over tid, men at innholdet i overgangene endres som en funksjon av varigheten.

Overgangene fra arbeidsledighet til ikke-deltagelse utgjør en vesentlig del av det samlede antallet overganger. Ved bruk av paneldata fra SSBs Arbeidskraftundersøkelse har det vært mulig å tallfeste dette. En studie av en gruppe arbeidsledige fra og med 1982 viste f.eks. at 28% av de arbeidsledige hadde gått ut av arbeidsstyrken etter ett år⁴⁵. Til sammenligning hadde 54% skaffet seg jobb, mens 18 prosent fortsatt var arbeidsledige.

Rolf Aaberge gjennomførte i 1987 en økonometrisk studie av arbeidsledighetens varighet ved hjelp av individuelle varighetsdata fra AKU for 1983 og 1984. Han konkluderte med at den fallende avgangssannsynligheten for kvinner best kan forklares ved varighetsavhengighet, mens den for menn best kan forklares ved heterogenitet. Ettersom Aaberge studerte ufullførte varigheter var det imidlertid ikke mulig å skille mellom overganger til henholdsvis jobb og ikke-deltagelse.

⁴⁴ Studier av den aggregerte avgangsraten vil dessuten lett kunne gi skjeve estimater også når det gjelder de øvrige kovariaters innvirkning på ledighetens varighet. Det følger av at slike studier implisitt forutsetter at alle kovariatene har samme effekt på de ulike overgangene. Dersom denne forutsetningen ikke holder vil de estimerte koeffisientene avhenge hvor mange overganger man har observert av hver type. Dette problemet er nærmere drøftet i P.A. Edin, 1989.

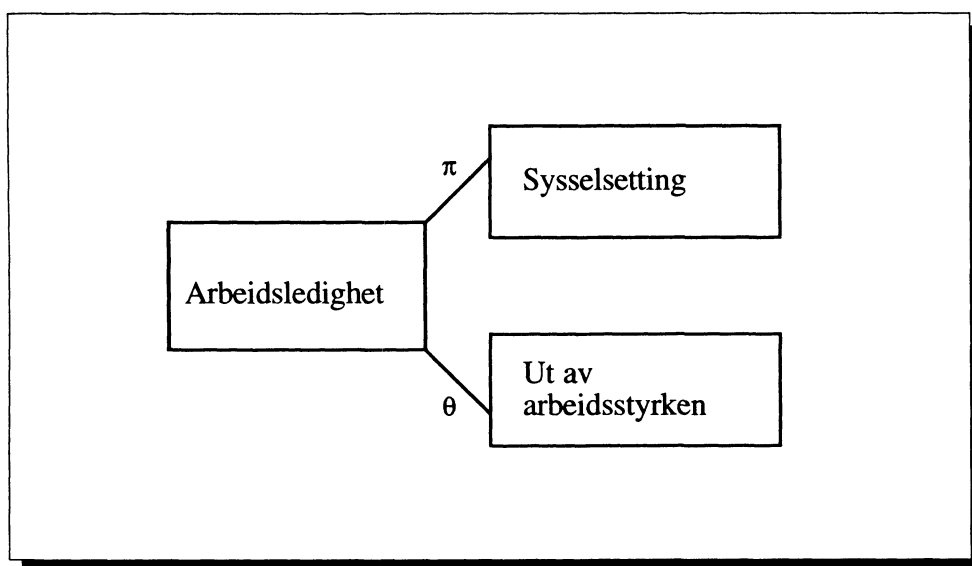
⁴⁵ Jfr. H. Torp, 1992.

Bruk av AKU-data innebærer dessuten som følge av sensureringsproblemene, en betydelig risiko for å feilestimere varighetenes egentlige fordeling. Kiefer og Neumann, 1989, har benyttet amerikanske paneldata bestående av fullførte varigheter for å studere avvikene mellom estimerte varighetsdata i henhold til standard CPS-metode og de faktiske varighetene. Deres konklusjon er klar: *"The best inferences that can be made about the actual distribution using CPS-like data are seriously biased. Mean durations are underestimated by 2-3 weeks, and the fraction of spells lasting more than 28 or 52 weeks are substantially understated. Based on these findings, we are sceptical about the value of CPS duration data in the study of unemployment, even with substantial changes in reporting procedures"*.

Valg av metode

Et mer fullstendig opplegg for testing av varighetsavhengigheten må både ta hensyn til de ulike overgangsmuligheter som gjør seg gjeldende og til forekomsten av observerbar, såvel som uobserverbar heterogenitet.

Vi står overfor to mulige overganger, med hver sine intensiteter, som begge kan avhenge av tiden:



Vi skal studere to mulige framgangsmåter:

- De to overgangsintensitetene estimeres hver for seg, betinget m.h.p. sine respektive utfall.
- De to overgangsintensitetene estimeres simultant, ved hjelp av en modell for konkurrerende risiki.

Betingede intensiteter

Framgangsmåten blir den samme for de to intensitetene. Som eksempel ser vi på overgangen fra arbeidsledighet til ikke-deltagelse.

Vi tenker oss at lengden på den enkelte ledighetsperiode T er en stokastisk variabel med fordelingsfunksjonen $G(t)$ og tetthet $g(t)$. Vi definerer $P(t, t+dt)$ som sannsynligheten for at en arbeidsledig skal trekke seg ut av arbeidsstyrken i løpet av tidsintervallet $(t, t+dt)$ gitt at ledigheten har vart til tidspunkt t . *Overgangsintensiteten* θ på tidspunkt t er da definert som

$\lim_{dt \rightarrow 0} P(t, t+dt)$. Uttrykt ved tetthetsfunksjonen og fordelingsfunksjonen til T får vi overgangsintensiteten gitt ved:

$$\theta(t) = g(t|T > t) = \frac{g(t)}{1 - G(t)} \quad (11)$$

Integrasjon over intervallet fra null til t gir:

$$\begin{aligned} \int_0^t \theta(u) du &= -\ln(1 - G(t)) + C \\ \Leftrightarrow \\ G(t) &= 1 - \exp\left(-\int_0^t \theta(u) du\right) \\ \Leftrightarrow \\ g(t) &= \theta(t) \exp\left(-\int_0^t \theta(u) du\right) \end{aligned} \quad (12)$$

Vi har med andre ord at kunnskap om varighetenes fordeling er ekvivalent med kunnskap om overgangsintensiteten.

Forventet varighet er gitt ved:

$$E(T) = \int_0^{\infty} (1 - G(t)) dt = \int_0^{\infty} \exp\left(-\int_0^t \theta(u) du\right) dt \quad (13)$$

Det synes rimelig å anta at overgangsintensiteten avhenger av en rekke individuelle egenskaper, som f.eks. alder, kjønn og utdanning, i tillegg til selve varigheten⁴⁶. Denne heterogeniteten søkes i størst mulig utstrekning fanget opp ved å inkludere relevante kovariater ($x_1 \dots x_n$) i estimeringen. Ved å benytte en såkalt Cox-modell får vi faktorisert overgangsintensiteten i en *tidskomponent* og en *heterogenitetskomponent*:

$$\theta(t|x) = e^{\beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_n x_n} \theta^b(t) \quad (14)$$

Der $\theta^b(t)$ er *basisintensiteten*, her definert for $x_1 = x_2 = \dots = x_n = 0$. Denne metoden for modellering av overgangsintensiteten forutsetter altså at *selve tidsforløpet er det samme for alle*. To ulike individer har proposjonale overgangsintensiteter for alle t . Det er naturligvis ikke opplagt at denne forutsetningen vil være innfridd. I praksis viser det seg imidlertid at forutsetningen om proposjonale overgangsintensiteter ofte vil være en god *tilnærming*, selv i de tilfeller der forutsetningen ikke holder⁴⁷.

Basisintensiteten kan på en hensiktsmessig måte estimeres på formen

$$\theta^b(t) = \alpha t^{\alpha-1} \quad (15)$$

der $\alpha > 0$.

Dette gir en Weibull-fordeling for varighetene. Parameteret α får følgende enkle fortolkning:

⁴⁶ Valg av kovariater vil naturligvis generelt avhenge av hvilken teori man legger til grunn for studien. Ettersom fokus for vår analyse er *selve varighetsavhengigheten* vil vi ikke gå nærmere inn på den teoretiske begrunnelsen for å inkludere de ulike kovariater. Hensikten med å ta med de ulike kovariatene er ikke først og fremst å trekke slutninger om deres respektive innvirkning på hazardraten, men å fange opp mest mulig reell heterogenitet slik at skjevheten i estimatet av varighetsavhengigheten blir så liten som mulig.

⁴⁷ Jfr. Allison, 1984, s.38-39.

- $\alpha < 1 \Rightarrow$ Negativ varighetsavhengighet
- $\alpha = 1 \Rightarrow$ Ingen varighetsavhengighet (eksponensiell overgangssannsynlighet)
- $\alpha > 1 \Rightarrow$ Positiv varighetsavhengighet

Weibull-fordelingen legger en viktig kvalitativ restriksjon på varighetsavhengigheten: Fortegnet på varighetseffekten må være det samme på ethvert tidspunkt. Dette kan være en tvilsom restriksjon å pålegge *a priori*. I en studie av overgangen fra ledighet til jobb fant f.eks. S. Nickel, 1979, indikasjoner på positiv varighetsavhengighet i den første delen av ledighetsperiodens forløp, mens den ble sterkt negativ etter lang tids ledighet. Det bør derfor gjøres forsøk med ulike typer fordelinger før det trekkes avgjørende konklusjoner.

Innsetting av (14) og (15) i uttrykket for $G(t)$ i (12) gir:

$$\begin{aligned} G(t|x) &= 1 - \exp\left(-\int_0^t e^{\beta x} \alpha u^{\alpha-1} du\right) \\ &= 1 - \exp\left(-e^{\beta x} t^\alpha\right) \end{aligned} \quad (16)$$

der β og X er vektorer.

Forventet varighet er gitt ved⁴⁸:

$$E(T) = \frac{1}{\alpha} \Gamma\left(\frac{1}{\alpha}\right) e^{\frac{-\beta x}{\alpha}} \quad (17)$$

Dersom man tar i bruk KIRUT-data, kan f.eks. følgende kovariater benyttes:

- Alder
- Høyeste fullførte utdanning
- Gjennomsnittlig pensjonspoeng siste tre år
- Ekteskapelig status
- Statsborgerskap
- Sykepengestatus
- Attføringsstatus

Dermed skulle det være mulig å fange opp en del av den heterogenitet som gjør seg gjeldende blant arbeidssøkere.

Den gjenværende heterogenitet vil imidlertid som vist foran virke i en forutsigbar retning⁴⁹. De med "dårligst" arbeidsmarkedsegenskaper vil f.eks. gjennomgående trekke seg ut av arbeidsstyrken før de med "best" egenskaper. Dersom vi ikke tar hensyn til dette vil vi kunne komme i skade for å overvurdere varighetsavhengigheten. Parameteret α vil ikke bare fange opp selve varighetsavhengigheten, men også modellens feilspesifikasjon når det gjelder utelatelse av reell heterogenitet.

Man kan korrigere for dette forholdet ved å inkludere uobserverbar heterogenitet i modellen, og forutsette en kjent fordeling⁵⁰:

⁴⁸ Dette resultatet er hentet fra Aaberge, 1987b, s. 26.

⁴⁹ Å overse denne heterogeniteten vil dermed innebære at man godtar en forventningsskjevhet i den estimerte varighetsavhengighet, selv om man kjenner skjevhetens retning. Heckman og Singer, 1985 skriver: "To ignore unobservables is to bias estimated hazard functions in a known direction".

⁵⁰ Jfr. Aaberge, 1988

$$G(t|x, \nu) = 1 - \exp(-e^{\beta x} t^\alpha \nu) \quad (18)$$

Den uobserverbare heterogeniteten fanges her opp av variabelen ν , som antas å ha en gitt sannsynlighetsfordeling med forventning lik 1. Variansen til ν blir dermed et parameter som må estimeres på linje med β .

Vi vil anta at ν er gammafordelt med forventning lik én og at ν er uavhengig av X og t . Generelt har vi tetthetsfunksjonen til en gammafordelt variabel ν uttrykt ved:

$$\begin{aligned} \psi(\nu) &= \frac{\lambda^\beta}{\Gamma(\beta)} \nu^{\beta-1} e^{-\lambda\nu}, \nu > 0 \\ E(\nu) &= \frac{\beta}{\lambda} \\ \text{Var}(\nu) &= \sigma^2 = \frac{\beta}{\lambda^2} \end{aligned} \quad (19)$$

I vårt tilfelle, der forventningen til ν er lik én, kan tetthetsfunksjonen dermed uttrykkes:

$$\begin{aligned} p(\nu) &= \frac{\rho^\rho}{\Gamma(\rho)} \nu^{\rho-1} e^{-\rho\nu}, \\ \rho &= \frac{1}{\sigma^2} \end{aligned} \quad (20)$$

der $p(\nu)$ er tetthetsfunksjonen til ν .

Det er naturligvis ikke helt uproblematisk bare å postulere en bestemt sannsynlighetsfordeling for den uobserverbare heterogeniteten. Ved inkludering av uobserverbar heterogenitet oppstår det et betydelig identifikasjonsproblem⁵¹. Det blir vanskelig å skille mellom heterogenitetseffekter på den ene siden og varighetsavhengighet på den andre. Valg av funksjonsform kan få stor betydning for resultatet.

Estimeringsmetode

For å estimere parametrene i denne type modeller benyttes vanligvis Maximum Likelihood Estimering (MLE). Denne metoden går i korthet ut på å velge de parameterverdier som med størst sannsynlighet ville ha generert de observasjonene vi har registrert. Anta f.eks. at vi har et ledighetsforløp med varighet T_1 . "Sannsynligheten" (tettheten) for at forløpet nøyaktig skulle få varigheten T_1 er gitt ved $g_i(T_1)$, der fotskriften i benyttes for å markere at tettheten avhenger av en del individuelle kjennetegn (kovariater). Vi har også et annet ledighetsforløp med varighet T_2 . Sannsynligheten for å observere kombinasjonen av disse to varighetene må da være gitt ved $g_i(T_1)g_j(T_2)$, når vi forutsetter at de to varighetene er uavhengige. På tilsvarende måte ser vi at sannsynligheten for å registrere n varigheter nøyaktig slik vi har observert dem må være gitt ved produktet av de n tetthetsfunksjonene. MLE går ut på å beregne de parameterverdier som maksimerer denne produktsummen. I enkle tilfeller kan dette gjøres ved hjelp av partiell derivasjon. Vanligvis fordres imidlertid mer kompliserte metoder. Det er derfor utviklet en serie dataprogrammer som på forskjellig vis "leter" etter de parameterverdier som maksimerer den såkalte likelihoodfunksjonen.

⁵¹ Jfr. Lancaster og Nickel, 1980

Likelihoodfunksjonene

I tilfellet *uten* uobserverbar heterogenitet blir vår likelihoodfunksjon:

$$L_1(\alpha, \beta) = \prod_{i=1}^N g_i(t_i) = \prod_{i=1}^N e^{\beta X_i} \alpha t_i^{\alpha-1} \exp(-e^{\beta X_i} t_i^\alpha) \quad (21)$$

I tilfellet *med* uobserverbar heterogenitet får vi⁵²:

$$L_2(\alpha, \beta, \sigma^2) = \prod_{i=1}^N e^{\beta X_i} \alpha t_i^{\alpha-1} \left[1 + \sigma^2 e^{\beta X_i} t_i^\alpha \right]^{-\frac{1}{\sigma^2}-1} \quad (22)$$

Problemer ved bruk av betingede intensiteter

Det er imidlertid flere problemer knyttet til den form for betinging av intensitetene som vi her har benyttet. For det første vil det kun være mulig å benytte fullførte varigheter, ettersom vi ellers ikke kjenner utfallet av dem. Dermed mister vi mye verdifull informasjon. For det andre gir metoden et galt bilde av hva som faktisk skjer. I virkeligheten er det naturligvis ikke slik at noen arbeidsledige bare kan avslutte ledighetssituasjonen ved å skaffe seg jobb, mens andre bare kan gå ut av arbeidsstyrken. I praksis vil alle hele tiden være utsatt for en viss sannsynlighet for å foreta begge disse overganger. Hvert individ står overfor konkurrerende risiki.

De estimeringsresultater man kommer fram til får som følge av dette en begrenset fortolkning. Det man eventuelt vil kunne gi svar på er følgende: Gitt at et arbeidsledig individ til syvende og sist greier å skaffe seg en jobb, vil det være slik at den forventede gjenværende ledighetstid øker med ledighetens lengde?

Konkurrerende risiki og bruk av sensurering

Et alternativ til å estimere parametrene betinget m.h.p. utfallet er å benytte en modell med konkurrerende risiki. Utgangspunktet for denne metoden er at de som f.eks. trekker seg ut av arbeidsstyrken ikke lenger er utsatt for noen jobbbrisiko. Derfor sensureres de fra risikosettet.

Det er flere fordeler knyttet til denne metoden: For det første får man mulighet til å ta i bruk all den informasjon man har. De observasjoner som f.eks. munner ut i uttrekning fra arbeidsstyrken inneholder også informasjon om jobbsannsynligheten, ettersom de aktuelle personer er jobbsøkere i begynnelsen av ledighetsforløpet. Også de individer som fortsatt er arbeidsledige på avslutningstidspunktet for dataserien gir viktig informasjon om sannsynlighetene for jobb og ikke-deltagelse. Denne informasjonen tas i bruk for å estimere parametrene i modellen. For det andre gir modellen med konkurrerende risiki et mer realistisk bilde av den faktiske situasjon. Dermed blir også de konklusjoner man kan trekke mer generelle.

Vi har nå at $g(t)$ er tetthetsfunksjonen til varigheten av en ledighetsperiode som ender med uførhet eller annen uttrekning fra arbeidsstyrken. Tilsvarende er $f(t)$ tetthetsfunksjonen til varigheten av

⁵² Utregning av denne funksjonen er vist i appendiks. Det er forøvrig verdt å merke seg at (22) går mot (21) når variansen til v går mot null. Dette kan vises på følgende måte:

$$\text{Vi setter } A = t^\alpha e^{\beta X}. \text{ Vi har at } (1 + \sigma^2 A)^{\frac{-1}{\sigma^2}-1} = \exp\left(\left(\frac{-1}{\sigma^2} - 1\right) \ln(1 + \sigma^2 A)\right).$$

Vi har videre at når $\sigma^2 \rightarrow 0 \Rightarrow \ln(1 + \sigma^2 A) \rightarrow 0$ og at $\frac{\ln(1 + \sigma^2 A)}{\sigma^2} \rightarrow A$ (jfr. L'Hopitals regel).

Dermed har vi at $(1 + \sigma^2 A)^{\frac{-1}{\sigma^2}-1} \rightarrow e^{-A}$.

en ledighetsperiode som ender med jobb. Ledighetens varighet, uavhengig av utfall, har tetthetsfunksjonen $h(t)$ og fordelingsfunksjonen $H(t)$. Vi må da ha at $h(t)=f(t)+g(t)$.

Vi benytter følgende dummyvariable:

$a_i = 1$ for ledighetsperioder som avsluttes i observasjonsperioden.

$a_i = 0$ for ledighetsperioder som ikke avsluttes i observasjonsperioden.

$d_i = 1$ for ledighetsperioder som avsluttes med jobb.

$d_i = 0$ for ledighetsperioder som avsluttes med uttrekning fra arbeidsstyrken.

Vi kan da benytte likelihoodfunksjonen:

$$L_3 = \prod_{i=1}^N (f_i(t_i))^{a_i d_i} (g_i(t_i))^{a_i (1-d_i)} (1-H_i(t_i))^{1-a_i} \quad (23)$$

Det kan godt tenkes at det er de samme kovariater som influerer overgangene fra ledighet til henholdsvis jobb og ikke-deltagelse. Men man kan heller ikke se bort fra at det kan være kovariater som influerer på den ene overgangen, men ikke på den andre. Det kan dermed være aktuelt å benytte ulike kovariater for estimering av de to overgangsintensitetene. I det følgende har vi for enkelhets skyld likevel valgt å benytte X som kovariat-vektor for begge intensitetene.

Overgangsintensiteten til ikke-deltagelse er gitt ved:

$$\theta(t) = \frac{g(t)}{1-H(t)} \quad (24)$$

Og overgangsintensiteten til jobb er gitt ved:

$$\pi(t) = \frac{f(t)}{1-H(t)} \quad (25)$$

Overgangsintensitetene estimeres fortsatt ved hjelp av en Cox-modell. Det er imidlertid nå all grunn til å tro at den uobserverbare heterogenitet vil ha ulik innvirkning på de to intensitetene. Det synes rimelig å anta at egenskaper som virker positivt på jobbsannsynligheten, samtidig virker negativt på sannsynligheten for å bli uføretrygdet. En mulig formulering av modellen blir dermed følgende:

$$\begin{aligned} \pi(t|x, v) &= e^{\beta_1 X} \alpha_1 t^{\alpha_1 - 1} v \\ \theta(t|x, v) &= \frac{e^{\beta_2 X} \alpha_2 t^{\alpha_2 - 1}}{v} \end{aligned} \quad (26)$$

Dersom vi ser bort fra uobserverbar heterogenitet ($v=1$) har vi likelihoodfunksjonen gitt ved:

$$\begin{aligned} L_4(\alpha_1, \alpha_2, \beta_1, \beta_2) &= \\ \prod_{i=1}^N (e^{\beta_1 X_i} \alpha_1 t_i^{\alpha_1 - 1})^{a_i d_i} (e^{\beta_2 X_i} \alpha_2 t_i^{\alpha_2 - 1})^{a_i (1-d_i)} \exp(-e^{\beta_1 X_i} t_i^{\alpha_1} - e^{\beta_2 X_i} t_i^{\alpha_2}) \end{aligned} \quad (27)$$

Et tilsvarende uttrykk kan beregnes for tilfellet med uobserverbar heterogenitet.

Problemer knyttet til definisjon av tilstander

Ved gjennomføring av denne typen analyser står man overfor betydelige problemer knyttet til definisjon av tilstandsrommet og avgrensninger mellom de ulike tilstander. De valg man her foretar kan få stor betydning for estimeringsultatet.

Det kanskje viktigste problemet er knyttet til håndteringen av ulike former for **arbeidsmarkeds-tiltak**. Dersom man f.eks. velger å definere en deltager på et sysselsettingstiltak som *sysselsatt* er det stor fare for at estimatet for varighetsavhengighet vil bli forventningsskjev i positiv retning. Grunnen til dette er at sysselsettingstiltakene normalt igangsettes etter en periode med langvarig ledighet. Dersom man på den annen side velger å definere vedkommende som *arbeidsledig* kan man risikere forventningsskjevhet i motsatt retning, ettersom enkelte tiltak er av en slik karakter at man ikke kan være aktiv arbeidssøker i den perioden tiltaket pågår. For å få løst dette problemet må man m.a.o. skille mellom ulike typer arbeidsmarkedstiltak, avhengig av i hvilken grad ordinær arbeidssøking kan pågå parallelt med deltagelse på tiltaket.

Et annet problem er knyttet til overgangen fra ledighet til ikke-deltagelse. Direkte overganger fra ledighetskøen til f.eks. uføretrygding forekommer relativt sjelden. Svært ofte vil uføretrygdingen komme som en avslutning på ett eller flere lange sykefravær. I disse tilfellene vil det sannsynligvis være riktigst å betrakte første sykedag som *tidspunktet for uttrekning av arbeidsstyrken*. Når det gjelder pågående sykefravær ved observasjonsperiodens utløp vil man imidlertid ikke kjenne det "endelige" utfallet. En mulig løsning på dette problemet kan kanskje være å simulere utfallet for denne gruppen på grunnlag av dei vi vet om de avsluttede tilfellene.

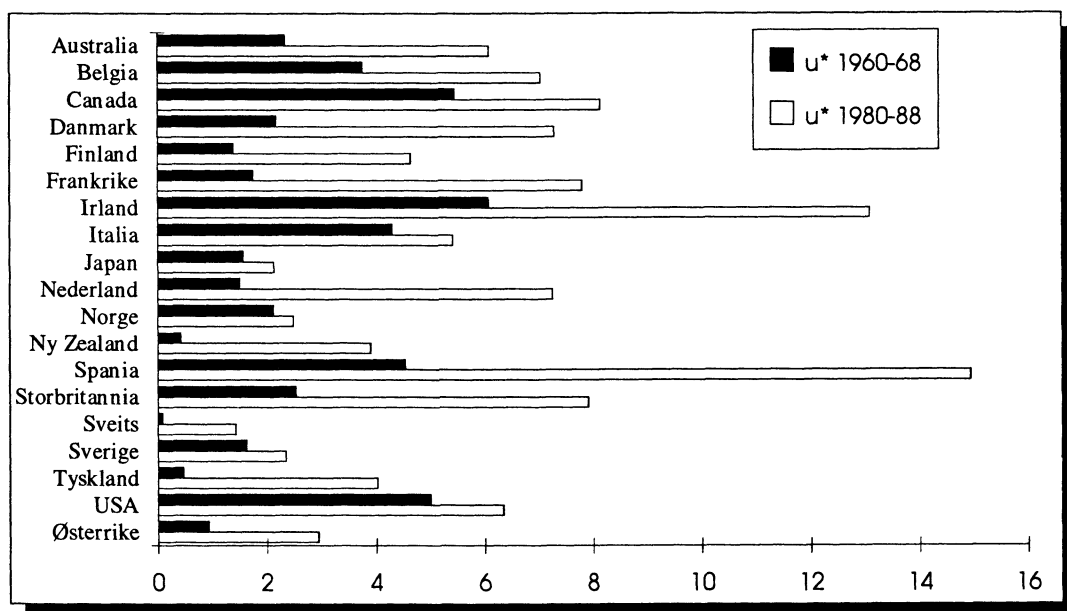
"The sustained upturn in European unemployment challenges the premise of most macroeconomic theories that there exists some 'natural' or 'non-accelerating inflation' rate of unemployment towards which the economy tends to gravitate and at which the level of inflation remains constant."

O.J. Blanchard og L. Summers, 1986

6. Noen kjennsgjerninger og holdepunkter

Det er liten tvil om at likevektsledigheten har økt i de aller fleste industriland i løpet av de siste ti-årene.

Som en illustrasjon på denne utviklingen har Jackman, Layard og Nickel, 1991 benyttet en felles lønnsrelasjon for de vestlige industriland, i et forsøk på å estimere nivået på de respektive lands likevektsledighet for perioden 1960-1988⁵³. Estimeringresultatene synes å indikere en kraftig økning i likevektsledigheten:



Økningen i den norske likevektsledigheten synes i henhold til framstillingen over å ha vært relativt moderat. Andre studier peker imidlertid i retning av en noe større økning. Ifølge det såkalte Sysselsettingsutvalget⁵⁴ har likevektsledigheten i Norge økt fra omlag 2-2,5% på 1970-tallet til 3-3,5% ved inngangen til 1990-årene.

Økt likevektsledighet kan naturligvis i en viss utstrekning forklares med strukturelle forhold. Arbeidsmarkedets funksjonsmåte har endret seg på viktige punkter i løpet av de siste 20 årene. Eksempler på slike strukturelle utviklingstrekk er:

- Endringer i arbeidsledighetstrygdens størrelse og varighet.

⁵³ Modellen er nærmere beskrevet i Jackman, Layard og Nickel, 1991, kap. 9.

⁵⁴ Sysselsettingsutvalget ble oppnevnt av Regjeringen i oktober 1991 under ledelse av Per Kleppe. Innstillingen ble avgitt i august 1992 i form av NOU 1992:26. Sysselsettingsutvalget definerer likevektsledigheten med utgangspunkt i den såkalte hovedkursteorien. Likevektsledigheten svarer til det ledighetsnivå som gir uendret konkurransevne overfor utlandet.

- Endringer i det generelle omstillingstempo i økonomien.
- Institusjonelle endringer i lønnsdannelsen.
- Endringer i graden av harmoni i arbeidsmarkedet.

Det er likevel ikke helt enkelt å få forklart den massive økningen i likevektsledigheten over hele den vestlige verden bare ved hjelp av slike strukturelle forhold. Mange forskere har derfor søkt å finne forklaringen på økonomiens etterspørselsside, herunder i mulige forekomster av hysteresis.

Også sysselsettingsutvalget viser til at økninger i den faktiske arbeidsledigheten kan føre til økt likevektsledighet. Faktisk sies det enda sterkere: "*Likevektsledigheten synes å ha en tendens til å følge den faktiske ledigheten*". Og videre: "*En må regne med at hysteresis har gjort seg gjeldende også i Norge*". (s. 177).⁵⁵

6.1. Oversikt over empiriske studier av hysteresefenomenet

Forekomsten av hysteresis i arbeidsmarkedet har vært gjenstand for mange økonometriske studier⁵⁶, uten at dette kan sies å ha resultert i noen endelig avklaring. De fleste studier kan grovt sett inndeles i følgende hovedgrupper:

- Analyser av lønnsdannelsen, der man søker å kartlegge hvordan arbeidsledighetens nivå og endringsrate virker inn på lønnsveksten.
- Analyser av arbeidsledighetens utvikling over konjunktursyklusen, der man bl.a. søker å trekke slutninger om varighetsavhengigheten på grunnlag av endringer i de *relative* avgangsratene.
- Analyser av ledighetens varighet, der man ved hjelp av mikrodata søker å estimere den rene varighetseffekten.

Estimering av lønnsrelasjoner

De fleste studier tar utgangspunkt i reallønnsdannelsen gjennom en relasjon av typen⁵⁷:

$$\Delta w_t = \Delta \varphi_t + \lambda_0 - \lambda_1 u_t - \lambda_2 \Delta u_t \quad (1)$$

der $\Delta \varphi$ reflekterer produktivitetsutviklingen. Ved hjelp av tidsseriedata estimeres λ_0 , λ_1 og λ_2 . Vi observerer at (1) også kan formuleres:

$$\Delta w_t = \Delta \varphi_t + \lambda_0 - (\lambda_1 + \lambda_2) u_t + \lambda_2 u_{t-1} \quad (2)$$

Dersom $\lambda_2=0$ har vi en situasjon uten hysteresis, der det kan sies å eksistere en naturlig ledighetsrate som besørger en lønnsutvikling i overenstemmelse med produktivitetsutviklingen. Dersom $\lambda_2>0$ er det elementer av hysteresis i lønnsdannelsen og dersom vi i tillegg har at $\lambda_1=0$ har vi en situasjon med *ren hysteresis*. I tilfellet med ren hysteresis ser vi at koeffisientene foran den aktuelle ledighetsraten og den "laggete" ledighetsraten er like i tallverdi, men har motsatt fortegn.

⁵⁵ På tross av dette har sysselsettingsutvalget fått likevektsledigheten beregnet på grunnlag av en ren Phillipskurverelasjon, der man ikke tar hensyn til disse virkningene. Det kan således synes som om sysselsettingsutvalget ikke fullt ut tar konsekvensen av sine egne påpekninger.

⁵⁶ En kortfattet oversikt er gitt i appendiks til dette kapitlet.

⁵⁷ Selve funksjonsformen er vanligvis mer komplisert. I de fleste studier har man dessuten tatt med flere forklaringsvariable og flere "lag".

Denne form for økonometrisk tilnærming benyttes vanligvis for å teste hystereseteorier av insider-outsider-typen. Men som vi viste i kapittel 3 vil en eventuell depresiering av personkapitalen kunne gi lignende resultater.

Som det framgår av oversikten i appendikset til dette kapitlet har de fleste undersøkelser av denne type konkludert med at det finnes elementer av hysteresese. K. Johansen, 1991 har spesielt tatt for seg norske data for perioden etter 1972. Han konkluderer med at langtidsledige utøver et mindre nedadgående press på lønningene enn korttidsledige og at arbeidsledighetsraten "lagget" to ganger opptrer i lønnsrelasjonene med positivt fortegn. Han finner også indikasjoner på at hysteresen har fått økt betydning mot slutten av estimeringsperioden.

D.T. Coe, 1990 har estimert lønnsrelasjoner for 15 ulike industrigrener i 14 forskjellige land. Når det gjelder Norge, konkluderes det med at hysteresese er framherskende i seks av industrigrenene, mens lønnsdannelsen i syv av industriene best kan beskrives ved en *target real-wage-bargaining-modell*⁵⁸. Bare i én av industrigrenene kan lønnsdannelsen beskrives ved hjelp av en modell som springer ut fra teorien om en naturlig ledighetsrate.

Også Jackman, Layard og Nickel, 1991 finner elementer av hysteresese i den norske lønnsdannelsen. Ved estimering av en lønnsrelasjon for Norge finner de at "lagget" arbeidsledighet inngår med positivt fortegn.

Holmlund B. og Zetterberg J., 1991, finner derimot ingen holdepunkter for hystereseteorier i det norske arbeidsmarkedet. "Lagget" sysselsetting får ikke signifikante utslag i deres estimerte lønnsrelasjon.

Stølen, 1990, finner en viss støtte for hystereseteorien, ved at ledighetsraten for de langtidsledige ikke har noen signifikant innvirkning på lønnsdannelsen i Norge. Dette kan også forklares med at antallet langtidsledige var svært lavt i mesteparten av estimeringsperioden.

Avgangsratenes utvikling over konjunktursykelen

Indikasjoner på omfanget av hysteresese kan finnes ved å studere utviklingen i de relative avgangsrater over konjunktursykelen. Dette har sin bakgrunn i følgende observasjon: I *fravær av varighetsavhengighet* vil det være en tendens til at et økonomisk tilbakeslag ledsages av et relativt sett mindre fall i avgangssannsynlighetene for de langtidsledige enn for de korttidsledige.

Dette kan vises med utgangspunkt i den heterogenitetsmodell som ble presentert i kap. 5.2.

Relasjon (9) i kap. 5 uttrykker den relative vektning av "gode" og "dårlige" arbeidssøkere i fastsettingen av en kohorts gjennomsnittlige jobbsannsynlighet. La oss anta at hele økonomien utsettes for et tilbakeslag og at jobbmulighetene svekkes for alle. Derivasjon m.h.p. λ gir:

$$\frac{d(w_1 / w_2)}{d\lambda} = \tau \frac{I_1(1 - \lambda h_1)^{\tau-1}}{I_2(1 - \lambda h_2)^{\tau+1}} (h_2 - h_1) < 0 \quad (3)$$

⁵⁸ En *target-real-wage-bargaining-modell* skiller seg fra den tradisjonelle Phillipskurve-tankegangen ved at det er reallønnsnivået og ikke reallønnsveksten som står i fokus for lønnsdannelsen. En økning i arbeidsledigheten vil resultere i en reduksjon av ønsket reallønn. Dersom arbeidsledigheten blir værende på sitt høye nivå, vil den imidlertid ikke utøve noe vedvarende press nedover på lønningene. Det er ingen automatikk i at økonomien vender tilbake til noen naturlig ledighetsrate. I en slik modell oppstår det dermed effekter som minner mye om hysteresemodellen. Target-real-wage-bargaining-modellen er nærmere drøftet i Coe og Krueger, 1990.

En generell tilstramning i arbeidsmarkedet⁵⁹ vil m.a.o. gi de "gode" arbeidssøkerne større tyngde i fastsettelsen av jobbsannsynligheten. Men i henhold til relasjon (3) vil denne virkningen være større jo lengre arbeidsledighetsperiode man har bak seg. *Dersom det ikke eksisterer noen varighetsavhengighet må det med andre ord være slik at avgangssannsynligheten relativt sett går minst ned for dem som har vært lengst ledig.*

A. Budd, P. Levine og P. Smith, 1988, viser på grunnlag av dette at den observerte varighetsavhengighet i Storbritannia ikke kan forklares med heterogenitet alene. Under den britiske lavkonjunkturen i 1980-81 falt jobbsannsynligheten for de korttidsledige (definert som ledighetsperioder med kortere varighet enn et halvt år) med 28%, mens jobbsannsynligheten for de langtidsledige falt med 30%.

H. Torp, 1992, presenterer en analyse av paneldata fra SSBs arbeidskraftundersøkelser for perioden 1982-1990. På grunnlag av estimeringsresultatene er det beregnet jobbsannsynligheter for ulike varighetskategorier under høykonjunkturperioden 1984-87 og lavkonjunkturperioden 1987-89⁶⁰. Det er en klar tendens til at jobbsannsynligheten faller relativt sett mer for de langtidsledige enn for de korttidsledige. For ledige med varighet 0-4 uker faller f.eks. jobbsannsynligheten med ca. 15%, mens den for ledige med varighet 53-80 uker faller med ca. 25% fra høykonjunkturperioden til lavkonjunkturperioden.

Dette gir visse indikasjoner på at man heller ikke i Norge kan forklare den fallende jobbsannsynligheten med heterogenitet alene⁶¹. Denne konklusjonen styrkes ytterligere av at man mot slutten av lavkonjunkturperioden opplevde en markert økning i omfanget av sysselsettingstiltak. Ettersom disse tiltakene i stor grad er rettet inn mot de langtidsledige, skulle dette isolert sett trekke i retning av et relativt sett lavere fall i jobbsannsynligheten for de langtidsledige enn for de korttidsledige.

Ledighetens varighet

Studier av ledighetens varighet har gitt til dels sprikende resultater. Et gjennomgående problem har vært mangelen på tilfredsstillende data. I tillegg må det bare konstateres at det ennå ikke finnes noen allment akseptert metode for håndtering av uobserverbar heterogenitet⁶².

De analyser som er gjennomført kan grovt sett inndeles i to hovedgrupper. På den ene siden har vi de studier der ledighetens varighet blir analysert, uten at man legger vekt på hvilken tilstand ledigheten munner ut i. Ofte forutsettes det nærmest implisitt at man kan analysere ledighetens varighet *som om* ethvert ledighetsopphold til syvende og sist munner ut i en jobb. På den andre siden har vi de studier der man tar i bruk modeller med konkurrerende risiki. I denne type analyser tas det hensyn til at det er ulike prosesser som forårsaker de ulike overgangene.

De første studiene av varighetsavhengighet var i all hovedsak basert på den første av disse metodene. S.Nickel, 1979 er et eksempel på dette. Han studerer en gruppe britiske arbeidsledige menn på begynnelsen av 1970-tallet. Uobserverbar heterogenitet ble introdusert i form av en binomisk fordeling. Estimeringsresultatene tyder på *positiv* varighetsavhengighet i de første 20 ukene av arbeidsledighetens varighet. Deretter er varighetsavhengigheten *negativ*.

⁵⁹ En generell tilstramning i arbeidsmarkedet innebærer en reduksjon i λ . Dette kan sees på følgende måte: En tilstramning i arbeidsmarkedet kan tolkes som en økning i antallet arbeidsledige, relativt til antallet vakanser dvs. økt k når $k=cU/V$. Derivasjon av λ mhp. k (jfr. relasjon (4) i kap. 5.2.) gir:

$$\frac{d\lambda}{dk} = \frac{1}{k^2} (ke^{-k} + e^{-k} - 1) < 0$$

⁶⁰ Som eksempel har man beregnet sannsynlighetene for en gift kvinne på 33 år med grunnskoleutdanning.

⁶¹ Denne fortolkning står for undertegnede egen regning, og er ikke reflektert i artikkelen til H. Torp.

⁶² Jfr. utfyllende drøfting av dette problemet i kapittel 5.3.

R. Aaberge, 1987a, benytter en lignende metode på norske data. Han studerer sammenhengen mellom ledighetens varighet og utstrømningsraten ved hjelp av registerdata for 1984. Fem ulike funksjonsformer prøves ut. Aaberge konkluderer med at utstrømningsraten viser en klart fallende tendens ettersom varigheten økes. Han viser dessuten at den fallende utstrømningsraten for menn best kan forklares ved uobserverbar heterogenitet, mens den for kvinner best lar seg beskrive med en modell som bygger på negativ varighetsavhengighet.

P.A. Edin, 1989, benytter en modell med konkurrerende risiki for å studere en gruppe svenske arbeidere som mistet jobben i 1977, p.g.a. bedriftsnedleggelse. Edin studerer overganger til henholdsvis sysselsetting, ikke-deltagelse og arbeidsmarkedsprogrammer. Det konkluderes med en relativt sterk positiv varighetsavhengighet i overgangen til ikke-deltagelse og en noe svakere positiv varighetsavhengighet i overgangen til sysselsetting. I overgangene til arbeidsmarkedstiltak registreres ingen signifikant varighetsavhengighet.

I en lignende analyse av norske data studerer Rønsen, Westin, Goldstein og Strøm, 1991 virkninger av en bedriftsnedleggelse på Askøy i 1975. De tar i bruk forløpsdata som strekker seg over en tiårsperiode og analyserer overganger til jobb, ikke-deltagelse og sykepermisjon. Estimeringresultatene indikerer positiv varighetsavhengighet for alle de tre overgangene. Det er sterkest varighetsavhengighet i overgangen til ikke-deltagelse. Forfatterne konkluderer på denne bakgrunn med at bedriftsnedleggelsen medførte en økt tendens til uttrekning fra arbeidsstyrken.

Colbjørnsen, Dahl og Hansen, 1992, presenterer en omfattende gjennomgang av foreliggende forskningsmateriale vedrørende varighetsavhengighet. Det vises til at de tidligste forskningsresultater relativt entydig indikerte negativ varighetsavhengighet. Senere forskning, der man har tatt i bruk modeller for konkurrerende risiki og introdusert uobserverbar heterogenitet, har imidlertid gitt noe mer varierende resultater. *De fleste analysene finner likevel fortsatt negativ varighetsavhengighet* i overgangen fra ledighet til jobb. Av 28 ulike forskningsarbeider fra ulike land konkluderes det i 17 med negativ varighetsavhengighet, i 4 med ingen varighetsavhengighet og i 7 med positiv varighetsavhengighet⁶³.

6.2. Forskning innen andre fagfelt

Den hysteresemodell som ble presentert i kap. 4 har som utgangspunkt at lange ledighetsperioder virker inn på menneskenes motivasjon og arbeidsevne. Dette er et spørsmål som på ingen måte er forbeholdt økonomisk forskning. Også innenfor andre fagfelt har det vært investert betydelige ressurser i forskning som sikter mot å komme til bunns i hvordan arbeidsledighet påvirker menneskene både fysisk og psykisk.

Særlig innenfor medisinsk forskning foreligger det en omfattende litteratur på området. I P. Fugelli, 1991 er det gitt en samlet oversikt over de viktigste forskningsresultatene så langt. Det konkluderes bl.a. med at "grupper av arbeidsledige er mer utsatt enn yrkesaktive for depresjon, angst, psykosomatiske stress-dykdommer, alkohol- og tobakkskader, visse legemlige sykdommer og tidlig død". Dersom dette medfører riktighet, synes det lite trolig at ikke også arbeidsevne og søkeintensitet blir påvirket av ledighetssituasjonen.

Også den medisinske forskning er imidlertid preget av metodemessige problemer. Det er f.eks. vanskelig å skille de helseproblemer som *følger med inn* i arbeidsledighet (og kanskje forårsaker den) fra de helseproblemer som *følger av* arbeidsledigheten. Det er dessuten liten tvil om at langtids arbeidsledighet ofte rammer mennesker som også på andre områder befinner seg i en sosialmedisinsk risikosone med lav utdanning, lav inntekt, dårlig bomiljø osv.

⁶³ For nærmere oversikt over referanser vises det til Colbjørnsen T., Dahl S.Å. og Hansen H.T., 1992, side 16-21.

På tross av dette er det ifølge P. Fugelli liten tvil om *retningen* på arbeidsledighetens virkning: "Selv om disse metode- og tolkningsproblemerne er betydelige, må de ikke føre til at vitenskapssamfunnet fortaper seg i akademisk metodekritikk og forsømmer å slå alarm om de sikre, negative helsefølgende en nøkternt avveid sum av forskningen viser at arbeidsløsheten har".

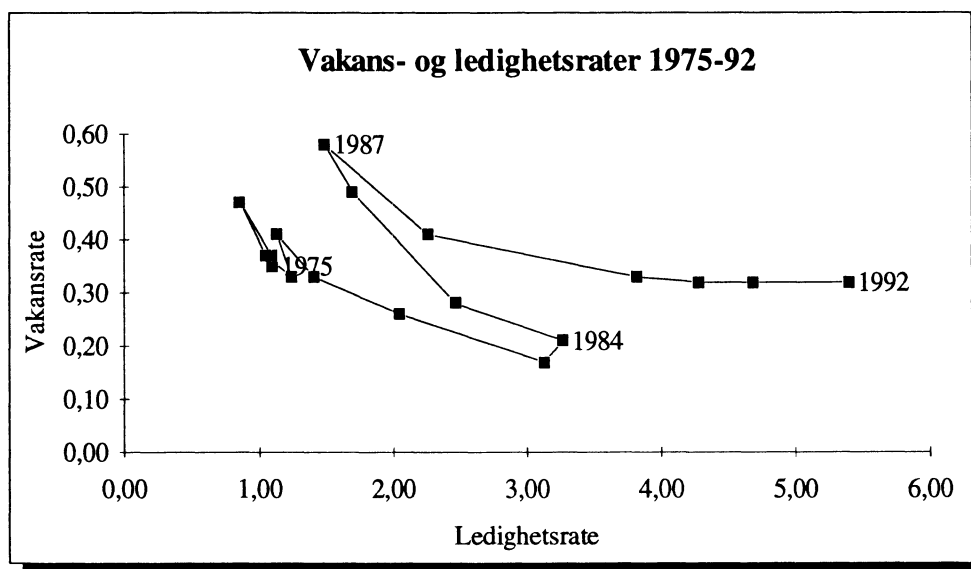
6.3. Analyse av Beveridgekurven

En av hovedkonklusjonene i kap. 4 var at depresiering av personkapitalen kan lede til at Beveridgekurven får flate eller t.o.m. stigende partier, og til at kurven skifter utover i perioder med høy konjunkturskapt arbeidsledighet. Vi viste dessuten at konjunkturskapt arbeidsledighet kunne gi opphav til at den observerte UV-kurven ble brattere i perioder med nedgang i ledigheten enn i perioder med økning.

Studier av Beveridgekurven vil neppe kunne gi noe økonometrisk sett fullgodt svar på spørsmålet om i hvilken grad det forekommer hysteres. Det skyldes at de observerte ledighets- og vakansrater er resultater av et stort antall ulike begivenheter og utviklingstrekk, herunder endringer i registreringshyppighet. En rendyrking av de faktorer som står sentralt for vurdering av hysteresespektet er umulig.

Man skal likevel ikke se bort fra at studier av Beveridgekurven kan bidra til å kaste et visst lys over forekomsten av hysteres. Gjennom å analysere kurvens helning og eventuelle skift kan man ihvertfall få noen indikasjoner på hvilke økonomiske utviklingstrekk som kan tenkes å ligge bak.

Et raskt blikk på den norske kurven for vakans- og ledighetsrater indikerer at muligheten for at den underliggende Beveridgekurven har stigende eller flate partier ihvertfall ikke bør utelukkes a priori, slik praksis ofte er ved denne typen estimering. Man bør heller ikke utelukke muligheten av at kurven er brattere når ledigheten går ned enn når ledigheten går opp.



En naturlig innfallsvinkel kan være å teste selve funksjonsformen på Beveridgekurven. Av drøftingen i kapittel 4 følger det at Beveridgekurven kan skifte både utover og innover, som følge av etterspørsels- eller tilbudssjokk. Det vil imidlertid ikke finne sted brå og store bevegelser i kurven.

Derimot er det grunn til å anta at tilbudskurven for vakanser vil være preget av stor ustabilitet. Ved å studere samvariasjonen i ledighets- og vakansratene burde det dermed være mulig å identifisere Beveridgekurven, hensyn tatt til mulige skift⁶⁴

Nedenfor er det ført opp tre mulige funksjonsformer. De to første er svært mye brukt i litteraturen, og begge har det til felles at de utelukker at kurven kan ha stigende partier. Det tredje alternativet åpner for en slik mulighet.

Alternativ 1:

$$v_t = b_{10} + b_{11} \frac{1}{u_t} + b_{12} u26_t + b_{13} D84 \quad (4)$$

Alternativ 2:

$$v_t = b_{20} + b_{21} \ln u_t + b_{22} u26_t + b_{23} D84 \quad (5)$$

Alternativ 3:

$$v_t = b_{30} + b_{31} u_t + b_{32} u_t^2 + b_{33} u26_t + b_{34} D84 \quad (6)$$

der v_t uttrykker vakansraten, u_t er ledighetsraten, $u26_t$ er andelen av de arbeidsledige som har vært sammenhengende ledig i mer enn 26 uker og $D84$ er en dummyvariabel som har verdien 0 for alle observasjoner før 1984 og verdien 1 fra og med 1984.

Det er flere grunner til å prøve ut en dummyvariabel som skiller mellom årene før og etter 1984. For det første observerer vi ved å betrakte kurven at det synes å finne sted et ganske markert skift i kurven omkring dette året. Ved å foreta en regresjonsanalyse med og uten denne dummyvariablen kan vi få indikasjoner på om dette skiftet kan forklares ved hjelp av f.eks. andelen langtidsledige ($u26$) eller om det har funnet sted et skift som bare kan forklares ved forhold som ikke fanges opp av de øvrige regressorene. For det andre er det mye som tyder på at det fra 1984 fant sted en økning i registreringshyppigheten for ledige stillinger⁶⁵. For det tredje kan det tenkes at lavkonjunkturen i perioden 1981-83, sammen med konjunkturoppgangen i 1984 bidro til å skape *forsterkede strukturproblemer* i arbeidsmarkedet, ettersom de nye arbeidsplassene som ble skapt i perioden fra 1984 i stor grad ble kanalisert til andre næringer enn dem som hadde tapt arbeidsplasser i årene før. En eventuell økning i strukturproblemene vil kunne fanges opp gjennom dummyvariabelen.

Resultatene av regresjonsanalysen⁶⁶ kan oppsummeres i følgende hovedtabeller:

⁶⁴ Vi vil i det følgende se bort fra de simultanitetsproblemer som antas å gjøre seg gjeldende ved estimering av Beveridgekurven. Resultatene må tolkes i lys av dette. Løsning av disse problemene vil fordre en større og mer omfattende økonomisk modell enn det vi har til rådighet her.

⁶⁵ Jfr. Stølen, 1992.

⁶⁶ Regresjonen er utført i GAUSSX, versj. 2.1.

OLS RESULTS VERSION 1

Number of Observations: 16

Dependent variable: VAKANS

Valid cases:	16	Missing cases:	0
Total SS:	0.1636	Degrees of freedom:	12
R-squared:	0.7464	Rbar-squared:	0.6830
Residual SS:	0.0415	Std error of est:	0.0588
F(3,12):	11.7737	Probability of F:	0.0007
Durbin-Watson:	1.2299	Log-Likelihood:	24.9379

Var	Coef	Std. Error	t-Stat	P-Value
C	0.0602	0.1014	0.5936	0.5638
INVU	0.3785	0.0943	4.0155	0.0017
U26	-0.0992	0.2586	-0.3837	0.7079
D84	0.1931	0.0420	4.5962	0.0006

OLS RESULTS VERSION 2

Number of Observations: 16

Dependent variable: VAKANS

Valid cases:	16	Missing cases:	0
Total SS:	0.1636	Degrees of freedom:	12
R-squared:	0.7193	Rbar-squared:	0.6491
Residual SS:	0.0459	Std error of est:	0.0619
F(3,12):	10.2478	Probability of F:	0.0013
Durbin-Watson:	1.2663	Log-Likelihood:	24.1240

Var	Coef	Std. Error	t-Stat	P-Value
C	0.3724	0.0407	9.1472	0.0000
LOGU	-0.2567	0.0701	-3.6611	0.0033
U26	0.3798	0.3804	0.9985	0.3377
D84	0.1664	0.0429	3.8828	0.0022

OLS RESULTS VERSION 3

Number of Observations: 16

Dependent variable: VAKANS

Valid cases:	16	Missing cases:	0
Total SS:	0.1636	Degrees of freedom:	11
R-squared:	0.8114	Rbar-squared:	0.7428
Residual SS:	0.0308	Std error of est:	0.0530
F(4,11):	11.8317	Probability of F:	0.0006
Durbin-Watson:	1.4847	Log-Likelihood:	27.3069

Var	Coef	Std. Error	t-Stat	P-Value
C	0.6831	0.0708	9.6522	0.0000
LEDIGH	-0.2686	0.0555	-4.8443	0.0005
KVADU	0.0358	0.0088	4.0910	0.0018
U26	-0.2726	0.5035	-0.5414	0.5990
D84	0.1929	0.0401	4.8133	0.0005

Det er her flere forhold som det er verd å merke seg:

- Alternativ 3 synes å gi bedre føyning enn begge de to andre alternativene. Det innebærer at man ihvertfall ikke bør forkaste muligheten av en stigende kurve. Alternativ 3 har også en høyere Durbin-Watson-observator enn de to andre alternativene. Observatoren befinner seg imidlertid mellom den øvre og nedre kritiske forkastningsgrense for nullhypotesen om ingen autokorrelasjon (ved 5% signifikansnivå).
- Andelen langtidsledige får ikke signifikante utslag i noen av alternativene (og punkttestimatene inngår med "feil" fortegn i to av regresjonene). For å sjekke om dette kan ha sammenheng med inkluderingen av dummyvariabelen, ble alle regresjonene kjørt omigjen uten D84. Men også i dette tilfellet får andelen langtidsledige ikke-signifikante koeffisienter i alle tre regresjonene.
- Dummyvariabelen D84 er klart signifikant i alle regresjonene. Dette indikerer at UV-kurven har skiftet utover på siste halvdel av 1980-tallet. Vi får imidlertid ikke noe svar på i hvilken grad dette skyldes endringer i registreringshyppigheten og i hvilken grad det skyldes strukturproblemer eller andre forhold ved arbeidsmarkedet.

Ettersom koeffisienten foran u_{26} har en t -verdi $< |1|$, vil det være mulig å øke R^2 just. ved å droppe denne forklaringsvariabelen. Ved å utelatte u_{26} vil det dessuten være mulig å øke antallet observasjoner⁶⁷. En regresjon på alternativ 3 uten u_{26} (alt. 3 b) for perioden 1973-92 ga følgende resultat:

OLS RESULTS VERSION 3b				
Number of Observations: 20				
Dependent variable: VAKANS				
Valid cases:	20	Missing cases:	0	
Total SS:	0.2263	Degrees of freedom:	16	
R-squared:	0.8168	Rbar-squared:	0.7825	
Residual SS:	0.0415	Std error of est:	0.0509	
F(3,16):	23.7809	Probability of F:	0.0000	
Durbin-Watson:	1.7315	Log-Likelihood:	33.4102	
Var	Coef	Std. Error	t-Stat	P-Value
C	0.6817	0.0449	15.1703	0.0000
LEDIGH	-0.2966	0.0432	-6.8613	0.0000
KVADU	0.0372	0.0070	5.3362	0.0000
D84	0.1916	0.0335	5.7167	0.0000

Vi obserververer at føyningen blir ytterligere forbedret gjennom denne regresjonen. Det er dessuten verd å merke seg at DW-testen nå ligger over den øvre kritiske grense, slik at det ikke er grunnlag for å forkaste nullhypotesen om ingen autokorrelasjon i restleddene (med et signifikanskrav på 5%).

I henhold til punkttestimatene i denne regresjonen vil *UV-kurven bli stigende for arbeidsledighetsrater som er høyere enn omlag 4%*.

⁶⁷ Ønskeligheten av flere observasjoner bakover tid avhenger av i hvilken grad modellens struktur kan antas å ha ligget fast over tid. Det er vanskelig å kontrollere dette økonomisk, ettersom alle observerte ledighetsrater f.eks. i perioden 1970-1981 lå i intervallet 0,6-1,5%.

For å få kontrollert hypotesen om at kurven er brattere når ledigheten går ned enn når ledigheten går opp ble alle regresjonene utført omigjen med en dummyvariabel knyttet til stigningstallet med verdien 1 for alle år med fallende ledighet og null ellers. I alle regresjonene hadde punkttestimatet "riktig" fortegn, men nullhypotesen (stigningstallet påvirkes ikke av retningen på ledighetsendringer) kunne ikke forkastes med et signifikanskrav på 0,1. Det er her verd å merke seg at vi hadde svært få observasjoner med fallende ledighet.

Det kan virke noe overraskende at andelen langtidsledige ikke synes å ha noen signifikant innvirkning på plasseringen av UV-kurven. Dette stemmer dessuten dårlig overens med de resultater man har funnet i en del andre europeiske land⁶⁸. En viktig forklaring er sannsynligvis at antallet langtidsledige i mesteparten av estimeringsperioden har vært så lavt at deres innvirkning på arbeidsmarkedets funksjonsmåte har vært meget begrenset. Som vist i kapittel 2 er det egentlig bare i de 2-3 siste årene at langtidsledighet har begynt å spille noen vesentlig rolle i det norske arbeidsmarkedet.

Strengt tatt er det ikke Beveridgekurven, slik den ble definert i kapittel 4, som er estimert gjennom regresjonene over. Vi definerte der Beveridgekurven som den kurve i UV-diagrammet som er forenlig med konstant ledighet. En slik steady state Beveridgekurve kan teoretisk sett estimeres ved å ta hensyn til at andelen langtidsledige avhenger av ledighetsraten for både den aktuelle og de foregående tidsperioder. Tankegangen kan illustreres ved hjelp av en egen regresjon. Vi antar at andelen langtidsledige avhenger av selve arbeidsledighetsraten, inkludert to lag:

$$u_{26,t} = a_0 + a_1 u_t + a_2 u_{t-1} + a_3 u_{t-2} \quad (7)$$

For å unngå problemer knyttet til autokorrelasjon mellom høyresidevariablene, kan (7) skrives om til formen:

$$u_{26,t} = a_0 + a_1 \Delta u_t + (a_1 + a_2) \Delta u_{t-1} + (a_1 + a_2 + a_3) u_{t-2} \quad (8)$$

Resultatet kan oppsummeres i følgende tabell⁶⁹:

⁶⁸ Jfr. f.eks. W. Franz, 1987.

⁶⁹ Denne regresjonen er utført i Excel, versj. 4.0.

<i>Regression Statistics</i>						
Multiple R		0,979				
R Square		0,959				
Adjusted R Square		0,949				
Standard Error		0,025				
Observations		16				
<i>Analysis of Variance</i>						
	<i>df</i>	<i>Sum of Squares</i>	<i>Mean Square</i>	<i>F</i>	<i>Significance F</i>	
Regression	3	0,172	0,057	93,604	0,000	
Residual	12	0,007	0,001			
Total	15	0,180				
	<i>Coeff.</i>	<i>Standard Error</i>	<i>t Statistic</i>	<i>P-value</i>	<i>Lower 95%</i>	<i>Upper 95%</i>
Intercept	0,028	0,014	1,940	0,071	-0,003	0,060
Δu	0,036	0,012	2,942	0,010	0,009	0,062
Δu_{-1}	0,094	0,012	7,805	0,000	0,068	0,121
u_{-2}	0,078	0,006	12,897	0,000	0,065	0,092
DW	1,64					

Vi observerer at arbeidsledighetsraten med to lag, forklarer det alt vesentlige av andelen langtidsledige. Ved innsetting av de estimerte koeffisientene i (7) får vi at

$$u_{26_t} = 0.02 + 0.041u_t + 0.06u_{t-1} - 0.02u_{t-2} \quad (9)$$

Ved å sette resultatet fra (9) inn i en av de estimerte regresjonsligningene (4)-(6) kunne vi ha dannet oss et bilde av den "egentlige" Beveridgekurven (steady-state kurven). Dette synes imidlertid ikke å ha særlig hensikt, all den tid andelen langtidsledige ikke inngår med noen signifikant koeffisient i noen av relasjonene (4)-(6).

Det kan ved første øyeblikk virke litt forvirrende at regresjonsresultatene gir en viss støtte til hypotesen om en stigende Beveridgekurve, samtidig som andelen langtidsledige ikke synes å spille noen vesentlig rolle for kurvens plassering. En mulig forklaring kan være at mange av de problemer som er forbundet med langtidsledighet inntreffer på et tidligere tidspunkt enn etter 26 uker. Mange studier peker faktisk i denne retning. I en litteraturoversikt (P. Warr, 1987) konkluderes det med at de psykologiske virkninger av arbeidsledighet melder seg svært raskt. Allerede etter 3-6 måneder nås et slags *bunnpunkt* for den mentale helse.

For å utforske dette noe nærmere ble det kjørt en ny regresjon der u_{26} ble erstattet med en ny variabel u_{13} , dvs. andelen av de arbeidsledige som hadde vært ledige i mer enn 13 uker. Men heller ikke denne variabelen fikk noen signifikant koeffisient i noen av de tre regresjonsmodellene. Det synes m.a.o. som om en inndeling av de arbeidsledige etter ledighetens varighet ikke er egnet til å forklare forholdet mellom ledighets- og vakansrater i Norge de siste 15-20 årene. Dette utelukker naturligvis ikke at slike varighetsvariable kan vise seg å få større betydning i en situasjon med vedvarende høy ledighet. Det er imidlertid viktig å være oppmerksom på at de psykologiske virkninger av arbeidsledighet neppe bare er knyttet til den enkelte ledighetsperiodes varighet. Mange arbeidssøkere har ledighetshistorier som preges av mange, men korte ledighetsperioder.

"There is plenty we can do to reduce unemployment. It is far from natural, and not beyond our power to control."

Jackman R., Layard R. og Nickel S., 1991

7. Politiske implikasjoner av hystereseteorien

Forekomsten av hystereser bidrar til å øke de samfunnsøkonomiske kostnadene knyttet til arbeidsledighet. Dette poenget vil være av særlig stor betydning dersom hystereseeffektene er av en slik karakter at konjunkturskapt arbeidsledighet transformeres til en permanent reduksjon av arbeidsstyrken. All erfaring tyder på at det er vanskelig å reversere beslutninger om uttrekning fra arbeidsstyrken, selv om man skulle lykkes i å løse de problemer som i utgangspunktet forårsaket ledighetsproblemet⁷⁰.

Dette leder opp mot to hovedkonklusjoner:

- Hystereser gjør det særlig viktig å *unngå at arbeidsledigheten overhodet får fotfeste i økonomien*. Eventuell forekomst av hystereser kan således være et argument for å føre en aktiv stabiliseringspolitikk.
- Dersom det likevel oppstår høy arbeidsledighet blir det viktig å *motvirke dens negative virkninger på personkapitalen*. Eventuell forekomst av hystereser kan således også være et argument for å føre en aktiv arbeidsmarkedspolitikk.

7.1. Hystereser - et argument for aktiv stabiliseringspolitikk?

Vi viste i kapittel 3 at forekomsten av hystereser har som konsekvens at f.eks. høy konjunkturskapt arbeidsledighet medfører en økning også i likevektsledigheten, på midlertidig eller permanent basis.

Fra et samfunnsøkonomisk synspunkt gir dette kilde til to typer kostnader, utover den verdiskapning som går tapt på grunn av selve den konjunkturskapt ledigheten:

- Uten mottiltak vil arbeidsledigheten være høyere enn i utgangspunktet også etter at den utløsende årsaken til ledighetsproblemet er fjernet. For å bringe *likevektsledigheten* raskt tilbake til sitt opprinnelige nivå kan det bli nødvendig med midlertidige tiltak som bringer den *faktiske ledigheten* under dette nivået.
- Selv om man lykkes i å bringe likevektsledigheten tilbake til sitt opprinnelige nivå, kan det tenkes at arbeidsstyrken er blitt redusert på varig basis. Dermed kan det i praksis være umulig å gjenopprette den produksjonskapasitet økonomien ville ha hatt uten den konjunkturskapt økningen i ledigheten.

Stabiliseringspolitikkenes begrensninger

Dermed er det naturligvis ikke gitt at myndighetene bør føre aktiv stabiliseringspolitikk. Mange argumenter peker i motsatt retning.

⁷⁰ Det gjøres imidlertid visse forsøk på å få til nettopp dette. Regjeringen har bl.a. varslet en ny gjennomgang av beslutninger om uføretrygd for en del yngre mennesker som fikk tilstått uføretrygd før reglene ble strammet inn i juni 1991.

Ett slikt argument er at arbeidsledigheten er produktiv, ettersom den representerer en investering i bedre framtidig allokering av ressursene⁷¹. Tankegangen er at perioder med høy arbeidsledighet gir viktige insitamenter for fornyelse og omstilling. Dersom myndighetene hindrer framveksten av arbeidsledighet kan det tenkes at *mobiliteten svekkes* slik at næringer med vekstpotensiale ikke greier å rekruttere ny arbeidskraft uten å by opp det generelle lønnsnivå i samfunnet.

En del økonomer mener dessuten at selve konjunkturforløpet er optimalt, i den forstand at det er resultatet av optimaliserende aktørers handlinger. I denne såkalte *realkonjunkturteorien* finnes det intet som kan rettferdiggjøre stabiliseringspolitikk. Hystereser er ikke-eksisterende. Opphavet til konjunktursvingningene tenker man seg er *reelle sjokk* som rammer økonomien, f.eks. produktivitetssjokk. Som reaksjon på disse sjokkene foretar nyttemaksimerende aktører seg handlinger som gir opphav til konjunktursvingninger. F.eks. tenker man seg at et negativt sjokk vil resultere i at "reallønnen i dag" blir liten relativt til "reallønnen imorgen". Som følge av dette vil aktørene umiddelbart substituere arbeid mot fritid. Den høye arbeidsledigheten som preger en lavkonjunktur er m.a.o. frivillig. Aktørene velger mer fritid under en lavkonjunktur fordi reallønnen forventes å bli høyere etter en viss tid⁷².

Selv om konjunkturteorene i en viss forstand skulle være uønsket, er det mange økonomer som likevel mener at *velferdstapet* knyttet til konjunktursvingningene er svært lite. Ikke minst er den amerikanske økonomen Robert E. Lucas blitt forbundet med dette standpunktet⁷³. Lucas har forsøkt å beregne de tenkte velferdsgevinster for USA ved at man fjerner alle etterkrigstidens konjunktursvingninger. For å gjøre dette benytter han en nyttefunksjon med konstant relativ risikoaversjon. Gevinstene viser seg å være mikroskopiske, sammenlignet med f.eks. bare en ørliten økning i økonomiens vekstrate.⁷⁴ For tilfellet med logaritmisk nyttefunksjon (konstant relativ risikoaversjon lik 1) beregner han at en eventuell avskaffelse av variansen i det amerikanske nasjonalprodukt ville ha en nytteverdi svarende til mindre enn 1 promille av det samme nasjonalprodukt.

Sist, men ikke minst, er det mange økonomer som trekker i tvil hvorvidt det overhodet er mulig å føre en aktiv motkonjunkturpolitikk, bl.a. p.g.a. problemer knyttet til informasjonsinnhenting og "timing".

Hystereseproblemet må trekkes inn i en nytte- kostnadsvurdering

Poenget med å bringe inn hystereselaspektet er at forekomsten av hystereser representerer en viktig kostnad som myndighetene bør ta i betraktning når man veier fordeler og ulemper ved en aktiv stabiliseringspolitikk opp mot hverandre. *Hystereseeffektene bør være med i regnestykket*. Sannsynligvis har dette aspektet gjennomgående fått alt for liten oppmerksomhet.

Mange av de makroøkonometriske modeller som benyttes for å utstyre politiske myndigheter med konsekvensanalyser av alternative politikvalg baseres fortsatt på forekomsten av en gitt naturlig

⁷¹ En grundig argumentasjon for dette standpunkt er bl.a. gitt i A.A. Alchian, 1970.

⁷² Denne type teorier blir bl.a. forbundet med F. Kydland og E. Prescott som har forsøkt å simulere etterkrigstidens konjunktursvingninger ved hjelp av en perfekt frikonkurransemodell. Produktivitetssjokkene (som er ikke-observerbare) tilpasses slik at føyningen blir best mulig. Modellen gir på en del områder god føyning. Det har imidlertid vist seg vanskelig å forklare arbeidsledighet utelukkende som et resultat av substitusjon mellom arbeid og fritid. For at modellen skal få forklaringskraft på dette området må man forutsette ekstremt stor grad av substituerbarhet. Empirisk sett er det dessuten noe uklart om reallønnen følger konjunktursyklusen på den måten modellen forutsetter. Modellen er nærmere beskrevet i R.E. Lucas, 1987. En mer pedagogisk framstilling er gitt i K.A. Mork, 1992.

⁷³ Se R.E. Lucas, 1987

⁷⁴ Lucas ser bort fra hystereseproblemer. Ved beregning av de teoretiske velferdsgevinstene knyttet til en avskaffelse av konjunktursvingninger tenker han seg videre at stabilisering vil finne sted rundt et gjennomsnitt. Lucas' alternativ til konjunktursvingninger er dermed ikke full kapasitetsutnyttelse hele tiden, men en konstant kapasitetsutnyttelse svarende til det som har vært gjennomsnittet i etterkrigstiden. Mange av de økonomer som forfekter en aktiv stabiliseringspolitikk vil sannsynligvis protestere på dette resonnetet, ettersom noe av poenget med stabiliseringspolitikk nettopp er å stabilisere nasjonalproduktet på et nivå som ligger nærmest mulig full kapasitetsutnyttelse.

ledighetsrate. De makroøkonomiske beregninger som er foretatt i regi av det norske sysselsettingsutvalget er et eksempel på dette.

7.2. Hysteresse - et argument for aktiv arbeidsmarkedspolitikk?

I den hysteresemodell som ble drøftet i kap. 4, ble depresieringen av personkapitalen betraktet som en slags deterministisk prosess. Vi så bort fra muligheten av at den ledighetsskapt svekkelse av produktivitet og søkeintensitet kunne motvirkes ved hjelp av andre tiltak.

Det kan imidlertid godt tenkes at de negative virkningene av arbeidsledighet kan motvirkes ved hjelp av ulike former for arbeidsmarkedspolitikk. Kanskje vil det være mulig å unngå at ledighet resulterer i en depresiering av personkapitalen, dersom man ved hjelp av opplæringsprogrammer eller sysselsettingstiltak sørger for å holde de arbeidsledige (ihvertfall de langtids ledige) i aktivitet.

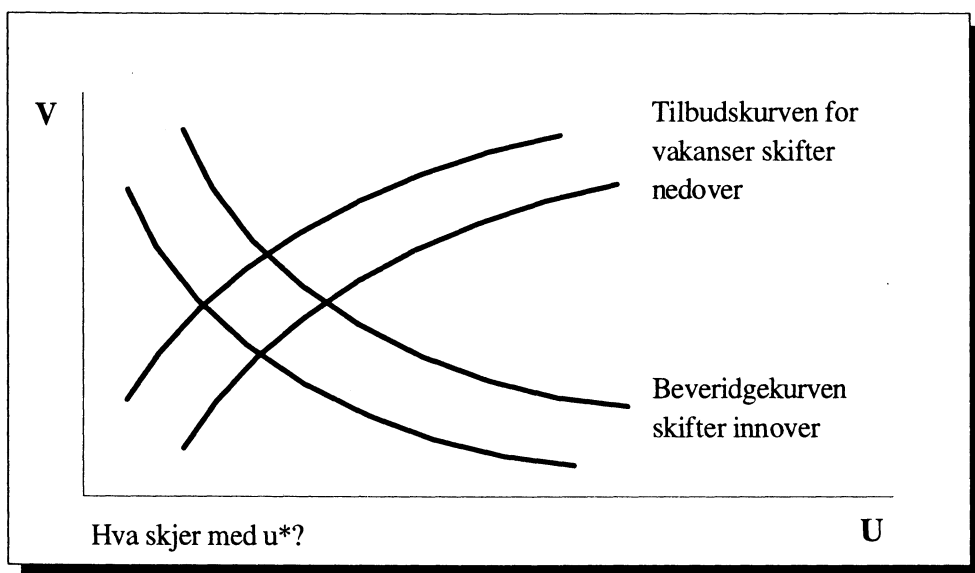
Dette spørsmål har vært gjenstand for mye diskusjon innenfor økonomisk litteratur. For det første er det delte meninger om i hvilken grad ulike former for arbeidsmarkedstiltak faktisk har den ønskede effekt på dem som deltar, dvs. hvorvidt tiltakene bidrar til å opprettholde den individuelle produktivitet og søkeintensitet eller ikke. For det andre er det delte meninger om hvilke mulige "bivirkninger" som gjør seg gjeldende i forbindelse med en aktiv arbeidsmarkedspolitikk. Mange økonomer hevder at arbeidsmarkedstiltakene bidrar til å presse reallønningene oppover, ettersom ledighetens lønnsmodererende virkning blir svekket. Dersom dette er riktig kan det tenkes at en aktiv arbeidsmarkedspolitikk leder til en reduksjon i ordinær sysselsetting.

Vi skal se litt nærmere på disse momentene i lys av den modell som ble presentert i kapittel 4, og drøfte mulige skift i Beveridgekurven og tilbudskurven for vakanser.

Modellbetraktning

Målet med en aktiv arbeidsmarkedspolitikk antas å være at man ønsker å opprettholde (og videreutvikle) de arbeidslediges personkapital, samt motvirke en reduksjon i søkeintensiteten. Dersom man lykkes med dette vil Beveridgekurven skifte innover. I det opprinnelige likevektspunktet vil den økte produktivitet og søkeintensitet gi opphav til økt matching og en reduksjon i arbeidsledigheten. Dette må isolert sett trekke i retning av redusert likvektsledighet.

Men den økte satsing på arbeidsmarkedstiltak kan også medvirke til at arbeidsledighet oppfattes av fagforeningens medlemmer som et mindre "ubehaglig" alternativ enn før. Det skyldes særlig to forhold: For det første er betalingen for å delta på arbeidsmarkedstiltak vanligvis høyere enn arbeidsledighetstrygden. Dernest kan det tenkes at deltagelse på arbeidsmarkedstiltak oppfattes som mindre stigmatiserende enn åpen ledighet. Disse forhold kan i neste omgang bidra til å svekke arbeidsledighetens lønnsmodererende virkning, og derigjennom medføre økt lønn. Som en følge av dette vil tilbudskurven for vakanser skifte nedover.



Dermed ser vi at arbeidsmarkedspolitikken samlede virkning på likevektsledigheten er ubestemt. Ut fra modellen kan det ikke utelukkes at en aktiv arbeidsmarkedspolitikk medfører økt likevektsledighet.

Den "svenske" debatten

Studier av lønnsdannelsen i Sverige indikerer at dette ikke bare er et spørsmål av teoretisk interesse. Både Calmfors og Nymoen, 1990 og Calmfors og Forslund, 1991, presenterer estimeringsresultater som tyder på at en aktiv arbeidsmarkedspolitikk faktisk kan bidra til å øke den åpne arbeidsledigheten. Calmfors og Forslund konkluderer bl.a. med at *"This supports our hypothesis that labour market policies weaken incentives for wage moderation by providing disemployed workers with a more favourable alternative than open unemployment"*. Forfatterne erkjenner imidlertid at det kan være visse metodiske problemer knyttet til estimeringsresultatene: *"We cannot rule out that our estimations pick up not only the effects of labour market policies per se but also those of the more general accommodation policies (aggregate demand policies, selective subsidies etc.) pursued in the seventies. This may have biased our estimates of the wage-raising effects of labour market programmes upwards"*.

Calmfors og Forslund ser i sin studie bort fra muligheten av at arbeidsmarkedsprogrammer kan øke produktivitet og søkeintensitet og dermed bidra til økt konkurranse om jobbene. Dette er til gjengjeld kjernepunktet i studien til Jackman, Pissarides og Savouri, 1990. Her analyseres Beveridgekurvens plassering i 14 forskjellige land, samt en Beveridgekurve for "verden", bl.a. med utgangspunkt i de respektive landenes arbeidsmarkedspolitikk.

Jackman, Pissarides og Savouri konkluderer med at arbeidsmarkedspolitikken har relativt stor innflytelse på plasseringen av Beveridgekurven. Svensk arbeidsmarkedspolitikk har for eksempel bidratt til å plassere den svenske Beveridgekurven 44% til venstre for "verdens"-kurven. Dette har gjort det mulig for Sverige å holde arbeidsledigheten på et lavt nivå: *"Our estimates permit a rough assessment of the cost-effectiveness of labour market policies. Using 1985 levels of expenditure as a measure of labour market policy we find that, at given vacancies, the unemployment rate in Sweden is for example, reduced by about 2 percentage points relative to that of the US. To achieve this, Sweden spends about 1% of GDP more than the US on labour market policies"*.

Det er ingen tilfeldighet at Sverige på mange måter har stått i sentrum for debatten om virkningene av arbeidsmarkedstiltak. Sverige er det land som suverent har satset sterkest på aktiv

arbeidsmarkedspolitik. Ifølge OECD⁷⁵ benytter man i Sverige ca. 2.07% av bruttonasjonalproduktet til aktive arbeidsmarkedstiltak. Det er mer enn dobbelt så mye som man satser i Norge og fire ganger så mye som man satser i Storbritannia.

Vurdering av arbeidsmarkedspolitikkenes virkninger

En vurdering av arbeidsmarkedspolitikkenes virkninger på likevektsledigheten må dermed ha sitt utspring i to hovedspørsmål:

- Bidrar en aktiv arbeidsmarkedspolitik til å styrke produktivitet og søkeintensitet, og dermed til å øke den enkelte arbeidssøkers jobbsannsynlighet?
- Kan det tenkes at disse eventuelle positive effekter blir overskygget av arbeidsmarkedspolitikkenes lønnsdrivende effekt?

Det første spørsmålet er nærmere analysert i Raaum og Torp, 1992, der det bl.a. er presentert estimeringsresultater for virkninger av arbeidsmarkedskurs på den individuelle jobbsannsynlighet. Analysen er basert på spørreskjemadata fra 5600 personer, og viser at deltakere på AMO-kurs har en "*klart høyere sannsynlighet for å være i jobb på undersøkelsestidspunktet enn arbeidssøkere som ikke deltok på tiltak*". Også andre studier peker i denne retning⁷⁶. Det er imidlertid vanskelig å fastslå med sikkerhet om dette skyldes selve kursdeltagelsen, eller om det finnes seleksjonsmekanismer som besørger at det nettopp er de med størst jobbsannsynlighet som faktisk deltar på kurs. På tross av dette metodiske usikkerhetsmomentet synes det rimelig å anta at aktiviserende arbeidsmarkedsprogrammer har positive virkninger på deltagerens søkeintensitet, samt på deres mulighet til å opprettholde og videreutvikle sine ferdigheter. I så fall bidrar en aktiv arbeidsmarkedspolitik til å øke det effektive arbeidstilbudet i økonomien.

Også i Storbritannia tyder økonometriske studier på at aktive arbeidsmarkedstiltak har en positiv virkning på søkeintensitet og jobbmatching. Det såkalte *Restart-programmet* ble introdusert sommeren 1986, med sikte på å medvirke til mer effektiv jobbsøking blant de arbeidsledige. Ifølge Philpott, 1990, har Restart vært en viktig årsak til den ledighetsreduksjonen som startet høsten 1986. I en oppsummering av ulike studier konstateres det⁷⁷ at "*Independent econometric studies, for example, indicate that in the first two years following the introduction of Restart between 10 and 20 per cent more claimants flowed out of unemployment each quarter than would have been the case in the absence of the programme*".

Man kan imidlertid ikke se bort fra at arbeidsmarkedstiltakene har en lønnsdrivende effekt. Dette vil bl.a. avhenge av i hvilken grad deltagelse på arbeidsmarkedstiltak oppfattes som et bedre alternativ enn arbeidsledighet og i hvilken grad dette i såfall gis anledning til å påvirke lønnsdannelsen.

Det er særlig to forhold ved det *norske arbeidsmarkedet* som kan tenkes å medvirke til at arbeidsmarkedstiltakene *i dagens situasjon* ikke får noen sterk lønnsdrivende effekt: For det første er det åpenbart at mange norske fagforeninger betrakter framveksten av tiltaksjobber med dyp skepsis. Det er betydelig frykt i fagbevegelsen for at tiltaksjobber skal erstatte vanlige arbeidsplasser, og det oppstår stadig situasjoner der lokale fagforeninger direkte motsetter seg opprettelse av tiltaksplasser. Dermed er det ihvertfall ikke opplagt at fagbevegelsen som sådan betrakter arbeidsmarkedstiltak som et mer attraktivt alternativ enn arbeidsledighet. For det andre ser det ut til at selve lønnsdannelsen i Norge er preget av en slags "unntaktstilstand", der lønnsmoderasjon byttes mot en aktiv sysselsettingspolitikk. Dette aspektet står helt sentralt i det såkalte

⁷⁵ OECD: Employment Outlook 1992.

⁷⁶ En oversikt er gitt i Raaum og Torp, 1992.

⁷⁷ For nærmere oversikt over referanser vises til Philpott, 1990, s. 36-37.

solidaritetsalternativet som anbefales av sysselsettingsutvalget. Dermed kan det tenkes å bli etablert restriksjoner på lønnsdannelsen som hindrer økt lønnsvekst, selv om arbeidsmarkedstiltak skulle bli oppfattet av de lokale fagforeninger som et bedre alternativ enn ledighet.

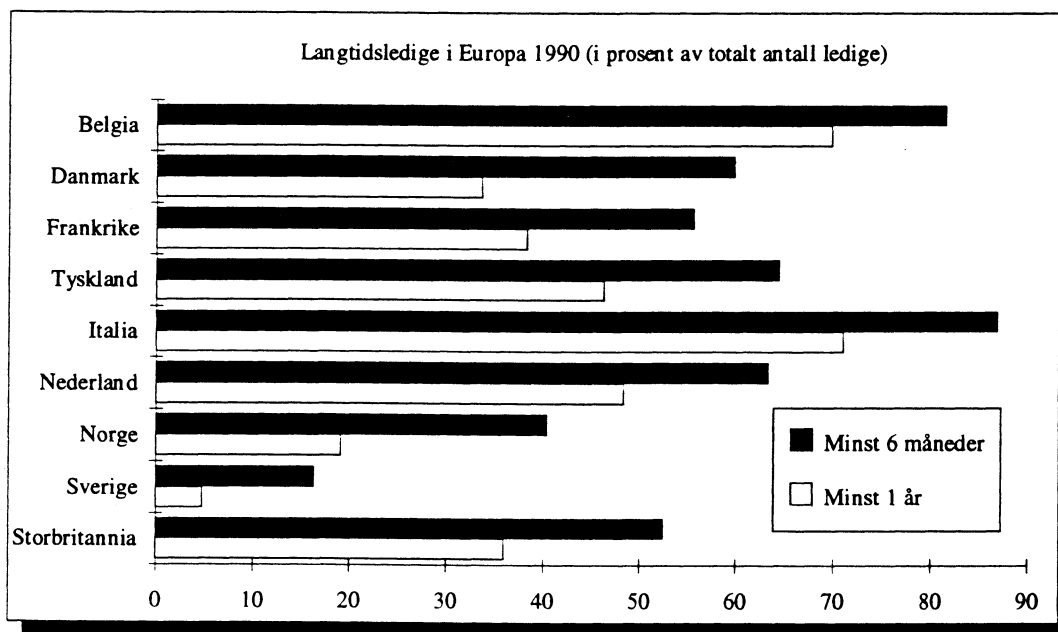
Korttids- og langtids arbeidsledighet

Når man drøfter arbeidsledighet som sosialt problem er det ikke bare nivået på ledighetsraten som er av betydning. Bak samme ledighetsrate kan det skjule seg svært ulike arbeidsmarkeder. På den ene siden kan man ha en situasjon med stor arbeidskraftmobilitet og et høyt antall korttidsledige. På den andre siden kan man ha en situasjon med liten arbeidskraftmobilitet, men et mindre antall ledige som hver har en lang ledighetsperiode bak seg.

For gitt ledighetsrate vil nok den første situasjonen framstå som mest gunstig. Arbeidsledighetens generering av sosiale problemer er ofte forbundet med langvarige ledighetsperioder. Det kan dessuten hevdes at høy ledighet faktisk representerer noe positivt, dersom det bak den høye ledigheten først og fremst skjuler seg en høy grad av mobilitet og sirkulasjon i arbeidsmarkedet.

En drøftelse av arbeidsmarkedspolitikkenes positive og negative virkninger må derfor også inkludere en vurdering av hvordan arbeidsmarkedspolitikken påvirker *ledighetens sammensetning*.

På dette området er det neppe tvil om at f.eks. den svenske arbeidsmarkedspolitikken har gitt betydelige resultater, ihvertfall når man sammenligner med andre europeiske land:



Kilde: OECD, Employment Outlook 1992

Sverige synes å ha ført en politikk som i hvertfall inntil det kraftige økonomiske tilbakeslaget i 1992/93 nærmest har avskaffet de virkelig lange ledighetsperiodene. Velferdsvirkningene av dette er det naturligvis vanskelig å anslå. Men det er mye som tyder på at Sverige har greid å unngå en del sosiale problemer knyttet til arbeidsledighet og at man har hindret arbeidsledigheten i å redusere arbeidsstyrken. Det er i denne sammenheng verd å merke seg at Sverige i henhold til OECD, er det land i Europa som har høyest yrkesdeltagelse med 83,2% av befolkningen i aldersgruppen 15-64 år (1990). Gjennomsnittet for de europeiske OECD-landene var til sammenligning 67%.

Svensk arbeidsmarkedspolitik har vakt interesse langt utenfor de miljøer som vanligvis gir sin støtte til den svenske samfunnsmodellen. Det britiske tidsskriftet *The Economist* har f.eks. ved flere anledninger tatt til orde for at andre europeiske land bør følge det svenske eksempelet: *"Some economists point to America as the example which Europe should follow, praising America's less generous unemployment benefits, strict work-availability tests for benefits, weak trade unions and high labour mobility. But Europeans have a country much closer to home which offers even better lessons: Sweden"* (The Economist, 17 mars 1990).

Svensk økonomi er nå inne i en kraftig lavkonjunktur. Som følge av dette har arbeidsledigheten økt fra et årsgjennomsnitt i 1991 på 2,7% til over 7% i februar 1993. I hvilken grad man er i stand til å møte denne utviklingen med aktive tiltak som hindrer framveksten av langtidsledighet, er ennå et ubesvart spørsmål. Men det er foreløpig alt for tidlig å avskrive den svenske arbeidsmarkedspolitikken. Riktignok har det allerede funnet sted en viss økning i langtidsledigheten. I andre kvartal 1992 utgjorde de som har vært ledige mer enn et halvt år ca. 25% av det totale antallet ledige⁷⁸. Men dette er fortsatt en lav andel, sammenlignet med de øvrige europeiske landene. Dessuten ble det i forbindelse med regjeringens og sosialdemokratenes såkalte *krisepakke* oppnådd enighet om en ny kraftig opptrapping av arbeidsmarkedstiltakene, særlig rettet mot ungdom. Det svenske konjunkturinstituttet anslår at det i 1993 vil være ialt 230.000 personer (5% av arbeidsstyrken) som omfattes av konjunkturbestemte tiltak, dvs. sysselsettingstiltak og ekstraordinære plasser innenfor utdanningsinstitusjonene. I første halvår 1991 var det tilsvarende tallet 74.000 (1,5% av arbeidsstyrken).

Den svenske arbeidsmarkedspolitikken settes for øyeblikket på en tøff prøve. Utviklingen så langt tyder på at svenske myndigheter ikke har til hensikt å oppgi sin særegne vektlegging av aktive tiltak. Den kommende utviklingen i Sverige vil sannsynligvis få stor betydning for omverdenens vurdering av denne arbeidsmarkedsmodellen.

Anbefalinger fra OECD

OECD har ved flere anledninger gitt anbefalinger til medlemslandene om å forsere de aktive arbeidsmarkedstiltakene på bekostning av den rene kontantstøtten. I januar 1992 vedtok OECDs arbeidsministre å gi støtte til denne hovedlinjen. Ministrene definerte sine *"targets for action"* på følgende måte: *"to mobilise labour supply by reducing inequalities in access to jobs and training and by reintegrating the long-term unemployed and weakest groups in the labour market; to develop efficient labour markets by promoting a spirit of active search by employees and employers; and to improve the quality of the labour force by fostering employment-related skills."*

I henhold til "Employment Outlook 1992" er det tegn som peker i retning av at overgangen fra passive til aktive tiltak har begynt i OECDs medlemsland.

I "Employment Outlook 1992" vektlegges betydningen av en *sammenhengende* politikk, der kortsiktige og langsiktige tiltak er koordinert og understøtter hverandre⁷⁹: *"There is no single answer. Neither labour market policies alone, nor macroeconomic policies taken by themselves, nor education, training or social policies on their own can provide the answer. This can only be done through a package of policies, where each policy area contributes its part and reinforces others."*

⁷⁸ Jfr. "Konjunkturlaget høsten 1992", utgitt av konjunkturinstituttet, Stockholm.

⁷⁹ Sitatet er hentet fra *the editorial*, s. x

7.3. "Solidaritetsalternativet"

I anbefalingene fra det Regjeringsoppnevnte sysselsettingsutvalget har man lagt stor vekt på at de ulike elementene i kampen mot arbeidsledigheten må henge sammen. Bl.a. uttaler utvalget (s. 25): *"Utvalgets forslag har et langt og et kort siktemål. Utvalget vil understreke at de utgjør et samlet hele. Det er en forutsetning at alle parter bidrar. Om man vil oppnå de tilsiktede og krevende mål, kan man vanskelig velge ut enkelte tiltak og la de andre ligge"*.

I utvalgets innstilling finnes det få spor av troen på en *ytterligere bruk* av tradisjonell Keynesiansk motkonjunkturpolitikk. Dette må sees på bakgrunn av at finanspolitikken allerede har vært brukt meget aktivt for å begrense arbeidsledigheten i Norge, samtidig som pengepolitikken har vært reservert hensynet til stabil valutakurs⁸⁰.

Isolert sett har finanspolitikken bidratt til å øke den innenlandske etterspørselen etter varer og tjenester fra 1988 til 1992 tilsvarende 7% av BNP for Fastlands-Norge⁸¹. Dette tilsvarer mer enn 40 milliarder kroner, regnet i 1992-priser. I sysselsettingsutvalgets innstilling heter det bl.a. (s. 305): *"Norge har i de siste årene benyttet seg av den finanspolitiske handlefriheten til å føre en ekspansiv finanspolitikk. Et viktig punkt i debatten idag er om det er rom for å gå videre i denne retning. Tekniske framskrivninger indikerer at en videreføring av den nåværende finanspolitikk vil innebære store underskudd i årene fremover som nødvendigvis vil medføre en forverring av statens netto fordringsposisjon, en nedgang i statens renteinntekter, en sterk økning i statens lånebehov og risiko for høyere rente"*.

Den ekspansive finanspolitikken har i en viss utstrekning blitt motvirket av en stram pengepolitikk. Den stramme pengepolitikken har vært nødvendig for å opprettholde stabil valutakurs⁸². Det gjenstår å se om overgangen til flytende kronkurs vil medføre vesentlige endringer i pengepolitikken.

Sysselsettingsutvalget legger vekt på at eventuelle ytterligere tiltak for å redusere ledigheten på kort sikt må utformes innenfor rammen av en mer *langsiktig strategi* som tar sikte på å styrke økonomiens konkurransevne. En slik strategi innebærer bl.a. at det legges stor vekt på arbeidsmarkedspolitikken, i kombinasjon med inntektspolitiske og strukturpolitiske tiltak.

Utvalgets flertall går inn for det såkalte "solidaritetsalternativet" som kan oppsummeres i følgende hovedpunkter:

- En kraftig opptrapping av den aktive arbeidsmarkedspolitikken i 1993 og 1994, med sikte på å avverge en økning i den *faktiske ledigheten* og i *langtidsledigheten*. Antallet tiltaksplasser økes med 10.000 i 1993.
- Et gjensidig forpliktende opplegg for inntektspolitisk samarbeid, slik at norske lønnskostnader over en femårsperiode øker 10% mindre enn lønnskostnadene i våre konkurrentland.

⁸⁰ Det var i utvalgets mandat fastslått at "Utvalget skal legge til grunn en fast valutakurspolitikk."

⁸¹ Denne opplysningen er hentet fra Nasjonalbudsjettet 1993 og refererer seg til statsbudsjettets olje-, rente- og aktivitetskorrigerede underskudd.

⁸² Det betyr ikke nødvendigvis at rentenivået hadde vært lavere dersom man fortsatt hadde valgt å basere seg på gjentatte devalueringer eller på flytende kronkurs. Erfaringer tyder på at devalueringer bidrar til å skape forventninger om nye devalueringer, slik at aktører i finansmarkedene krever en "risikopremie" i form av høyere rente for å holde norske kroner. Flytende kronkurs innebærer i prinsippet at nasjonale myndigheter kan føre en mer selvstendig pengepolitikk. I praksis vil det imidlertid vanligvis eksistere mål for valutakursutviklingen, selv under et flytende valutakursregime. Dersom kapitalmobiliteten er høy kan det tenkes at spillerrommet for en selvstendig rentepolitikk blir lite også i tilfellet med flytende valutakurs. Det er svært vanskelig å tenke seg at et lite og åpent land som Norge vil kunne fastsette rentenivået utelukkende ut fra hensynet om å oppnå intern balanse.

- Endret sammensetning av offentlige utgifter for å gi rom for tiltak for å styrke sysselsettingen.
- Iverksettelse av strukturpolitiske tiltak som bedrer økonomiens virkemåte.
- Iverksettelse av arbeids- trygde- og utdanningspolitiske tiltak som kan bidra til å redusere ledigheten på lang sikt.

I Nasjonalbudsjettet for 1993 signaliserer Regjeringen støtte til denne hovedstrategien. Dette følges opp i forslaget til statsbudsjett for 1993, der det bl.a. foreslås en økning i antallet tiltaksplasser med 10.000, en styrking av utdanningssektoren med ca. 2 mrd., samt en omfordeling statsbudsjettets utgifter (ca. 750 mill), med sikte på å oppnå større direkte sysselsettingseffekt.

For å bruke vårt eget modellspråk kan det dermed fastslås at Regjeringen tar sikte på å *flytte Beveridgekurven innover (arbeidsmarkedspolitik), samtidig som man i første omgang unngår et negativt skift i tilbudskurven for vakanser (inntektspolitikk), og på lang sikt flytter den utover (strukturpolitikk).*

8. Appendiks

8.1. Appendiks til kapittel 3

Utleddning av prissettingskurven

Vi antar at bedriftenes strategiske posisjon er karakterisert ved monopolistisk konkurranse, og at de står overfor følgende etterspørselskurve:

$$Y_i = \left(\frac{P_i}{P}\right)^{-\eta} D_i \quad (1)$$

der Y_i er etterspurt kvantum, P_i er egen produktpris for bedrift i og P er det aggregerte prisnivået. D_i er en etterspørselsindikator og $\eta > 1$ er den etterspørselselastisitet produsentene står overfor.

Produksjonsteknologien er karakterisert ved produktfunksjonene:

$$Y_i = N_i^\alpha, 0 < \alpha < 1 \quad (2)$$

Og forventede kostnader er gitt ved:

$$C_i = W^e N_i + \frac{1}{2} c (N_i - N_{-1})^2 \quad (3)$$

der W^e er forventet lønnsnivå.

Vi tenker oss at det er tiltagende kostnader forbundet med økninger i sysselsettingen, f.eks. p.g.a. utgifter til opplæring og innkjøring. Det er fallende kostnader forbundet med en reduksjon i sysselsettingen, f.eks. fordi bedriften først kvitter seg med den minst effektive arbeidskraften.

Forventet driftsoverskudd er gitt ved:

$$\Pi_i = P_i N_i^\alpha - W^e N_i - \frac{1}{2} c (N_i - N_{-1})^2 \quad (4)$$

Vi antar at bedriftene opptrer risikonøytralt og fastsetter P_i slik at forventet profitt maksimeres, dvs. at grenseinntekten settes lik forventet grensekostnad:

$$N_i^\alpha - \frac{P_i}{P} \eta \left(\frac{P_i}{P}\right)^{-(\eta+1)} D = \frac{-\eta \left(\frac{P_i}{P}\right)^{-(\eta+1)} D \frac{1}{P}}{\alpha N_i^{\alpha-1}} (W^e + c \Delta N_i) \quad (5)$$

Alle bedrifter i denne økonomien antas å være like. Vi må derfor ha at $P_i = P$ i likevekt. Ved å erstatte N_i med N og D_i med D får vi et uttrykk for det aggregerte prisnivået:

$$P = (W^e + c\Delta N) \frac{\eta}{\alpha(\eta-1)} D^{\frac{1-\alpha}{\alpha}} \quad (6)$$

Vi ser dermed at prispåslaget er voksende i etterspørselen (D) og i eventuelle økninger i sysselsettingen (ΔN). Vi antar at det er en negativ samvariasjon mellom samlet etterspørsel og arbeidsledighetsnivået (jfr. Okuns lov). Videre er det en negativ samvariasjon mellom endringer i sysselsettingen og endringer i arbeidsledigheten. Dermed har vi også at prispåslaget er en fallende funksjon både av ledighetsnivået og av økninger i ledighetsnivået. Ved å uttrykke variablene på logaritmeform og samtidig forenkle relasjonen noe har vi etablert følgende kvalitative sammenheng:

$$p - w^e = \beta_0 - \beta_1 u - \beta_{11} \Delta u \quad (7)$$

Det er denne forenklede versjonen som benyttes i kapittel 3.

Utleddning av lønnssettingskurven

Vi antar at lønnsnivået fastsettes av risikonøytrale monopolistiske fagforeninger, med en forventet nyttefunksjon karakterisert ved:

$$\bar{U} = f\left(\frac{w}{p^e}\right)\left(\frac{w}{p^e}\right) + \left(1 - f\left(\frac{w}{p^e}\right)\right)A, f' < 0 \quad (8)$$

der $f\left(\frac{w}{p^e}\right)$ uttrykker den subjektive sannsynligheten for å beholde jobben som en funksjon av forventet reallønn. A reflekterer forventet nytte for dem som mister jobben. Vi antar at

$$A = p(u, \Delta u)\bar{W} + (1 - p(u, \Delta u))B = A(u, \Delta u), \quad (9)$$

$$A'_1 < 0, A'_2 < 0, \bar{W} > B$$

der $p(u, \Delta u)$ uttrykker sannsynligheten for å skaffe seg en ny jobb til det gitte lønnsnivået \bar{W} , som en fallende funksjon av ledighetsnivået og av økning i ledighetsnivået. Et høyt ledighetsnivå reduserer jobbsannsynligheten fordi det blir stor kamp om de ledige jobbene. Økning i ledigheten (for gitt ledighetsnivå) reduserer jobbsannsynligheten fordi de nye arbeidsledige antas å ha høyere produktivitet og søkeintensitet enn de som har vært ledige over lengere tid. Dermed vil også en økning i ledigheten medføre økt konkurranse om jobbene. B er nivået på arbeidsledighetstrygden.

Maksimering av (8) m.h.p. $\frac{w}{p^e}$ gir følgende betingelse:

$$\frac{w}{p^e} = A(u, \Delta u) - \frac{f\left(\frac{w}{p^e}\right)}{f'\left(\frac{w}{p^e}\right)} \quad (10)$$

Dermed ser vi at lønnspåslaget er en fallende funksjon både av ledighetsnivået og av ledighetsveksten. Ved å forenkle relasjon (10) og skrive variablene på logaritmeform kan vi uttrykke denne sammenhengen:

$$w - p^e = \gamma_0 - \gamma_1 u - \gamma_{11} \Delta u \quad (11)$$

Det er denne versjonen som er benyttet i kapittel 3.

8.2. Appendiks til kapittel 4

Utleddning av relasjon for lønnsdannelse

Vi tenker oss at lønnsdannelsen i denne økonomien finner sted gjennom en forhandlingsprosess mellom fagforening og bedrift, og at forhandlingsresultatet munner ut i en Nash forhandlingsløsning. Fagforeningene i hver enkelt bedrift har isolert sett et åpenbart motiv for å oppnå en høyere lønn enn den som gjelder ellers i markedet. Det som imidlertid kan virke dempende på lønnskravene er frykten for arbeidsledighet.

I likevekt kan ikke hver bedrift ha en lønn som er høyere enn gjennomsnittet. Hvis vi som en forenkling antar at alle bedrifter er like, må vi tvert i mot ha at lønnen er den samme i alle bedriftene. For å oppnå dette må den lønnsdempende virkningen av arbeidsledighetsfrykten akkurat motsvare den lønnsdrivende virkning av ønsket om høyest mulig lønn. Derfor må det være arbeidsledighet i likevekt. Vi tenker oss at det er nivået på den "effektive arbeidsledigheten", dvs. cU , som sammen med antallet vakanser V , er bestemmende for jobbsannsynligheten. Vi ser m.a.o. bort fra muligheten av hysteresis i lønnsdannelsen, forårsaket av insider-outsider-problematikken.

Vi antar at man kan beskrive preferansestrukturen i en representativ fagforening ved hjelp av nyttefunksjonen:

$$W = \frac{n_i}{n} w_i + \left(1 - \frac{n_i}{n}\right) A_i, n_i \leq n \quad (1)$$

der vi for enkelthets skyld har forutsatt at fagforeningen er risikonøytral. n_i er sysselsettingen i bedriften, mens n er antallet medlemmer i fagforeningen. A_i er den inntekt som kan oppnås utenfor bedriften.

Vi har at

$$A_i = p(k)w + (1 - p(k))B \quad (2)$$

der $p(k)$ er sannsynligheten for å få arbeid ved en annen arbeidsplass, w er det generelle lønnsnivået i økonomien og B er nivået på arbeidsledighetstrygden.

Ettersom $k = \frac{cU}{V}$, synes det rimelig å anta at $p'(k) < 0$.

Bedriftenes profitt er i steady state gitt ved

$$\Psi = \phi n_i^\alpha - (w + s\gamma)n_i \quad (3)$$

der ϕ er et produktivitetsparameter for arbeidskraften, s er søkekostnader pr. nyansettelse og γ er separasjonsraten.

Vi tenker oss at *bruddpunktet* i forhandlingene er karakterisert ved at $W=A_i$ og profitten $\Psi=0$.

Nashløsningen er da karakterisert ved:

$$\begin{aligned}
 \text{Max}_w \Omega &= \left(\frac{n_i}{n} \right) (w_i - A_i) \Psi \\
 \Leftrightarrow \\
 \text{Max}_w \ln \Omega &= \ln \left(\frac{n_i}{n} \right) + \ln (w_i - A_i) + \ln \Psi
 \end{aligned} \tag{4}$$

Under forutsetning av at problemet har en indre løsning får vi følgende nødvendige maksimumsbetingelse:

$$\left(\frac{n}{n_i} \right) \frac{dn_i}{dw_i} + \frac{1}{w_i - A_i} + \left(\frac{1}{\Psi} \right) \frac{d\Psi}{dw_i} = 0 \tag{5}$$

Virkningen på sysselsettingen av en partiell endring i lønnsnivået kan utledes av bedriftens profittmaksimeringsbetingelse:

$$\begin{aligned}
 \frac{\partial \Psi}{\partial n_i} &= \phi \alpha n_i^{\alpha-1} - w - s\gamma = 0 \\
 \Rightarrow \frac{dn_i}{dw} &= \frac{1}{\phi \alpha (\alpha - 1) n_i^{\alpha-2}}
 \end{aligned} \tag{6}$$

Videre har vi i henhold til omhyllingsteoremet at:

$$\frac{d\Psi}{dw_i} = -n_i \tag{7}$$

Innsetting av (6) og (7) i (5) og løsning m.h.p. $w_i - A_i$ gir:

$$w_i - A_i = - \left(\frac{n}{\phi \alpha (\alpha - 1) n_i^{\alpha-1}} - \frac{n_i}{\Psi} \right)^{-1} \tag{8}$$

Innsetting for A_i fra (2) gir dermed følgende likevektsløsning ($w_i = w$):

$$w = - \frac{1}{1 - p(k)} \left(\frac{n}{\phi \alpha (\alpha - 1) n_i^{\alpha-1}} - \frac{n_i}{\Psi} \right)^{-1} + B \tag{9}$$

Vi ser dermed at vi for gitt α og ϕ kan skrive lønnsnivået som en funksjon av k og B , dvs.

$$w = g \left(\frac{cU}{V}, B \right), g'_1 < 0, g'_2 > 0 \tag{10}$$

Vi ser med andre ord bort fra effektene på lønnsdannelsen av endringer i produktivitetsparameteren ϕ .

8.3. Appendiks til kapittel 5

Utleddning av likelihoodfunksjon i tilfelle med uobserverbar heterogenitet.

Vi tar utgangspunkt i sannsynlighetsfordelingen til arbeidsledighetens varighet, gitt at ledigheten ender med uttrekning fra arbeidsstyrken, dvs.

$$G(t|x, v) = 1 - \exp(-e^{\beta x} t^\alpha v) \quad (1)$$

For å benytte denne funksjonen må vi imidlertid kjenne verdien til v . Dersom vi velger å se bort fra den uobserverbare heterogeniteten gjøres dette ved å sette $v \equiv 1$. I tilfellet med uobserverbar heterogenitet må vi søke å få integrert bort v , slik at G -funksjonen utelukkende betinges m.h.p. den observerbare heterogenitet gitt ved X .

Vi har at

$$\begin{aligned} G(t|x) &= \int_0^\infty G(t|x, v) p(v) dv \\ &= \int_0^\infty (1 - \exp(-e^{\beta x} t^\alpha v)) p(v) dv \end{aligned} \quad (2)$$

der $p(v)$ er sannsynlighetstettheten til v .

Vi antar at v er gammafordelt med forventning 1 og varians σ^2 . Da har vi at (2) kan uttrykkes:

$$\begin{aligned} G(t|x) &= \int_0^\infty (1 - \exp(-e^{\beta x} t^\alpha v)) \frac{\rho^\rho}{\Gamma(\rho)} v^{\rho-1} e^{-\rho v} dv \\ &= 1 - \int_0^\infty \frac{\rho^\rho}{\Gamma(\rho)} v^{\rho-1} \exp(-v(e^{\beta x} t^\alpha + \rho)) dv \end{aligned} \quad (3)$$

Vi foretar så en substitusjon og setter $\rho z = v(e^{\beta x} t^\alpha + \rho)$.

Da har vi at

$$G(t|x) = 1 - \left(\frac{t^\alpha e^{\beta x} + \rho}{\rho} \right)^{-\rho} \int_0^\infty \frac{\rho^\rho}{\Gamma(\rho)} z^{\rho-1} e^{-\rho z} dz \quad (4)$$

Men siden det integralet i (4) er lik 1, reduseres dette til

$$\begin{aligned} G(t|x) &= 1 - \left(1 + \frac{t^\alpha e^{\beta x}}{\rho} \right)^{-\rho} \\ &= 1 - (1 + \sigma^2 t^\alpha e^{\beta x})^{-\frac{1}{\sigma^2}} \end{aligned} \quad (5)$$

Dermed får vi også at

$$g(t|x) = G'(t|x) = \alpha t^{\alpha-1} e^{\beta x} (1 + \sigma^2 t^\alpha e^{\beta x})^{\frac{-1}{\sigma^2}-1} \quad (6)$$

Dette gir likelihoodfunksjonen

$$L_2(\alpha, \beta, \sigma^2) = \prod_{i=1}^N e^{\beta x_i} \alpha t_i^{\alpha-1} \left[1 + \sigma^2 e^{\beta x_i} t_i^\alpha \right]^{\frac{-1}{\sigma^2}-1} \quad (7)$$

8.4. Appendiks til kapittel 6

Oversikt over empiriske studier vedr. hystereser i arbeidsmarkedet

Det følgende inneholder en oversikt over en del empiriske studier vedr. forekomsten av hystereser i arbeidsmarkedet. Oversikten er sortert alfabetisk etter forfatter. Oversikten er på ingen måte utfyllende, men er ment å gi et bilde av den forskning som har pågått på dette området de siste årene. De studier som inneholder norske data er merket med *.

*Aaberge R., 1988**

Aaberge studerer sammenhengen mellom ledighetsvarighet og jobsannsynlighet ved hjelp av registerdata for 1984. Fem ulike funksjonsformer prøves ut. Han viser at den fallende utstrømningsraten for menn best kan forklares ved heterogenitet, mens den for kvinner best lar seg beskrive med en modell som bygger på negativ varighetsavhengighet.

Blanchard O.J. og Summers L., 1986

Blanchard og Summers estimerer lønnsrelasjoner for Storbritannia, Tyskland, Frankrike og USA. Resultatene indikerer betydelig grad av hystereser i Storbritannia, Tyskland og Frankrike. For disse landene kan **ren** hystereser ikke utelukkes.

I USA er det vesentlig mindre tendenser til hystereser.

Budd A., Levine P. og Smith P., 1988

Budd, Levine og Smith estimerer den britiske Beveridgekurven ved hjelp av kvartalsdata fra slutten av 1966. De konkluderer med at kurven har skiftet utover, særlig i perioden etter 1979. Resultatene bekrefter teorien om at søkeintensiteten faller som en funksjon av langtids arbeidsledighet. Det observerte mønster av overgangssannsynligheter kan ifølge forfatterne bare forklares ved hjelp av tilstandsavhengighet.

*Burda M.C., 1990**

Burda konstruerer en modell som er spesielt egnet for å studere insider-outsider-hypotesen. Modellen testes på europeiske data, men resultatene gir bare svak støtte til hypotesen. I Tyskland er det imidlertid klare tegn på at denne form for hystereser spiller en viktig rolle.

Calmfors L. og Forslund A., 1991

Calmfors og Forslund studerer virkningene av arbeidsmarkedspolitikken på lønnsvekst og sysselsetting i Sverige. Det konkluderes med at arbeidsmarkedsprogrammer har en sterk lønnsdrivende effekt, ettersom insentivene til moderasjon svekkes fordi arbeidsmarkedstiltak oppfattes som et "bedre" alternativ enn arbeidsledighet.

Estimeringsresultatene tyder på at en aktiv arbeidsmarkedspolitikken faktisk kan bidra til å øke den åpne arbeidsledigheten.

Calmfors L. og Nymoen R., 1990*

Calmfors og Nymoen estimerer lønnsrelasjoner for de nordiske land. Studien bekrefter at arbeidsledighet har en betydelig lønnsmodererende effekt i Sverige og Norge.

Forfatterne viser at aktiv arbeidssmarkedspolitik virker sterkt lønnsdrivende, og at arbeidsmarkedsprogrammer derfor kan bidra til å redusere den ordinære sysselsettingen.

Coe D.T., 1990*

Coe estimerer lønnsrelasjoner i 15 ulike industrier i 14 forskjellige land (deriblant Norge) ved hjelp av data fra OECD. De fleste dataene omfatter perioden fra begynnelsen av 70-tallet til midt på 80-tallet.

Resultatene gir betydelig støtte til insider-outsider-hypotesen. Coe konkluderer med at industrier der lønnsdannelsen preges av en naturlige ledighetsrate, synes å være unntaket framfor regelen. På industrinivå er hysteresis vel så framherskende i USA og Japan som i Europa.

Av de 15 norske industrigrenene konkluderes det med at lønnsdannelsen kan beskrives ved en hysteresismodell i 6 og ved en *target-real-wage bargaining model* i 7. Bare i 1 av industriene kan lønnsdannelsen beskrives ved hjelp av en modell som springer ut fra teorien om en naturlig ledighetsrate.

Edin P.A., 1989

Edin studerer en gruppe på 322 arbeidere som mistet jobben i 1977, p.g.a. bedriftsnedleggelse (Kramfors, Sverige). Edin benytter en modell med konkurrerende risiki, og studerer overganger til henholdsvis sysselsetting, ikke-deltagelse og arbeidsmarkedsprogrammer. Det konkluderes med en relativt sterk positiv varighetsavhengighet i overgangen til ikke-deltagelse og en noe svakere positiv varighetsavhengighet i overgangen til sysselsetting. I overgangene til arbeidsmarkedtiltak registreres ingen signifikant varighetsavhengighet.

Franz, W., 1987

Franz estimerer den tyske Beveridgekurven med data for perioden 1961-83. Han konkluderer med at kurven har skiftet utover og at den viktigste forklaringsfaktoren er økningen i langtidsledighet.

Franz forsøker også å estimere NAIRU for perioden 1970-86, der andelen langtidsledige blir behandlet som en eksogen variabel. Konklusjonen er at den tyske NAIRU har økt fra omlag 1% i 1970 til i underkant av 9% i 1986. Ved å endogenisere andelen langtidsledige (som en funksjon av ledighetsraten m/lag) reduseres imidlertid NAIRU-estimatet for 1986 til 5,7%.

Franz' analyse skiller dermed mellom en "samtidig" NAIRU (dvs. for gitt andel langtidsledige) og en steady-state-NAIRU. Dersom sysselsettingen holdes på et høyere nivå enn den "samtidige" NAIRU-verdien vil denne verdien etter hvert falle.

Estimeringsresultatene tyder på betydelig persistens i arbeidsmarkedet (men ikke ren hysteresis). Den viktigste forklaringen synes å være at arbeidsgivere tar i bruk langtidsledighet som et kriterium for seleksjon.

Holmlund B. og Zetterberg J., 1991*

Holmlund og Zetterberg finner i en studie av lønnsdannelsen innenfor industrien, ingen holdepunkter for insider-outsider-hypotesen i de nordiske land. Lagget sysselsetting får ikke signifikante negative utslag i de estimerte lønnsrelasjonene.

Det konkluderes forøvrig med at den sentraliserte lønnsdannelsen i de nordiske landene er noe mer enn en institusjonell fasade. Det er vesentlige forskjeller i lønnsdannelsen på industrinivå mellom de nordiske landene på den ene siden og USA på den andre.

Jackman R., Layard R. og Nickel S., 1991*

Jackman, Layard og Nickel søker å forklare forskjellene i ledighet mellom de ulike OECD-landene ved hjelp av data for 19 land. De avdekker betydelig grad av hysteresis både i lønns- og prisfatstsettelsen. Ved estimering av en lønnsrelasjon for Norge finner de at lagget arbeidsledighet inngår med positivt fortegn.

Jackman R., Pissarides C. og Savouri S., 1990*

Forfatterne tester virkningen av ulike former for arbeidsmarkedspolitik ved å estimere Beveridgekurver for 14 land.

Det konkluderes med at syklisk ledighet har bidratt til å svekke de arbeidssøkendes produktivitet, og dermed skapt grunnlag for betydelige persistensproblemer i de fleste av landene. Beveridgekurvene har skiftet utover. En mer aktiv arbeidsmarkedspolitik vil bidra til å redusere arbeidsledigheten.

Jaeger A. og Parkinson M., 1990

Jaeger og Parkinson tar i bruk en *Unobserved components model (UCM)*⁸³ i et forsøk på å dekomponere de observerte ledighetsrater i USA og Tyskland i en "naturlig" og en syklisk komponent. Deretter måler de hysteresis ved å studere virkningen av sykliske sjokk på den naturlige komponenten.

Konklusjonen er at det er betydelig grad av hysteresis i det tyske arbeidsmarkedet. En økning i den sykliske ledighetskomponenten med 1% vil ifølge punkttestimatet øke den naturlige komponenten med 0,5%. I det amerikanske arbeidsmarkedet er det derimot ikke mulig å påvise hysteresis.

Johansen K., 1991*

Johansen estimerer lønnsrelasjoner i Norge for perioden etter 1972 og finner visse indikasjoner på hysteresis. Resultatene tyder også på tiltagende grad av hysteresis mot slutten av perioden. Langtidsledige ser ut til å utøve mindre nedadgående press på lønningene enn korttidsledige. Arbeidsledighetsraten lagget to ganger opptrer i lønnsrelasjonene med motsatt fortegn av den aktuelle ledigheten og det første lagget.

Möller J., 1990

Möller konstruerer en stokastisk modell basert på en antagelse om at personkapitalen depresieres ved langvarige ledighetsperioder. Ved hjelp av en lineær depresieringsfunksjon vises det at Beveridgekurven vil kunne anta horisontale og stigende partier ved høy ledighet. Ved hjelp av tyske data for perioden 1984-87 konkluderes det med at Beveridgekurven kan ha stigende partier, og at det således kan eksistere flere likevekter i arbeidsmarkedet som har de samme tilhørende inflasjonsnivåer. Depresieringsraten er klart signifikant.

Neudorfer P., Pichelmann K. og Wagner M., 1990

Forfatterne tester forekomsten av hysteresis i Østerrike. De konkluderer med at arbeidsmarkedet i betydelig grad preges av persistens og at en hypotese om at arbeidsledigheten følger en *random walk* ikke kan forkastes.

⁸³ Ideen med en slik modell er å dekomponere én variabel ved hjelp av en annen variabel som er korrelert med en av de komponenter man søker å identifisere. I dette tilfellet tok man i bruk kapasitetsutnyttelse som antas å være sterkt korrelert med den sykliske komponent av arbeidsledigheten og som i likhet med denne antas å være stasjonær.

Forfatterne tester også direkte virkningen av ledighetens varighet på lønnsdannelsen, og konkluderer med at langtids ledige ikke bidrar til noe nedadgående press på lønningene.

Nickel S., 1979

Nickel studerer en kohort med 426 britiske menn som var registrert som arbeidsledige i 1972. Uobserverbar heterogenitet ble introdusert i form av en binomisk fordeling. Estimeringsresultatene tyder på *positiv* varighetsavhengighet i de første 20 ukene av arbeidsledighetens varighet. Deretter er varighetsavhengigheten *negativ*. Undersøkelsen konkluderer forøvrig med at ledighetstrygdens størrelse har betydelig innflytelse på forventet varighet.

Rønsen M., Westin S., Goldstein H. og Strøm S., 1991*

Forfatterne studerer virkninger av en bedriftsnedleggelse på Askøy i 1975 ved hjelp av forløpsdata som strekker seg over en tiårsperiode. Det konkluderes blant annet med at nedleggelsen forårsaket en økning i langtidsledigheten som igjen medvirket til å redusere de arbeidslediges søkeeffektivitet. Forfatterne konstaterte dessuten at bedriftsnedleggelsen medførte en økt tendens til uttrekning fra arbeidsstyrken.

Torp H., 1992*

Torp studerer sammenhengen mellom ledighetsvarighet og jobbsannsynlighet ved hjelp av norske paneldata fra Arbeidskraftundersøkelsene for perioden 1982-90. Det konstateres en markert reduksjon i jobbsannsynlighet ettersom ledighetsperiodene økes. Undersøkelsen kan imidlertid ikke si noe om i hvilken grad den negative sammenhengen skyldes avtagende jobbmuligheter som følge av langvarig arbeidsledighet og i hvilken grad den skyldes uobserverte forskjeller mellom korttids- og langtidsledige.

9. Referanser

- Aaberge R., 1987a:** "En økonometrisk analyse av varigheten av arbeidsledighet". Rapport 87/19, Statistisk sentralbyrå.
- Aaberge R., 1987b:** "Statistisk beskrivelse av arbeidsledighetens lengde 1973-85" Rapport 87/20, Statistisk sentralbyrå.
- Aaberge R., 1988:** "Bruttostrømmer på arbeidsmarkedet". NAUT-rapport nr. 3 1988, Nordisk Ministerråd.
- Alchian A.A., 1970:** "Information Costs, Pricing and Resource Utilization". Trykket i E. Phelps m.fl.: "Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory". New York, W.W. Norton.
- Allan A. og Cross R., 1988:** "On the History of Hysteresis". Trykket i R. Cross (red.) 1988.
- Blanchard O. J. og Diamond P., 1992:** "The Flow Approach to Labor Markets". NBER Working Paper ser. no. 4000.
- Blanchard O.J. og Summers L., 1986:** "Hysteresis and the European Unemployment Problem". Trykket i S. Fischer (red.) NBER Macroeconomics Annual 1986, Cambridge Mass., MIT Press.
- Bowitz E., 1992:** "Offentlige stønader til husholdninger. En økonometrisk undersøkelse og modellanalyse". Sosiale og økonomiske studier 80, Statistisk sentralbyrå.
- Budd A., Levine P. og Smith P., 1988:** "Unemployment, Vacancies and the Long-Term Unemployed". Economic Journal 98:1071-91.
- Burda M. C., 1990:** "Some Evidence on the Membership Hysteresis Hypothesis in Europe". Trykket i Franz, 1990.
- Burdett K. og Vishwanath T., 1988:** "Declining Reservation Wages and Learning". Review of Economic Studies 1988, s. 655-666
- Calmfors L. og Forslund A., 1991:** "Real-wage Determination and Labour Market Policies: The Swedish Experience". Economic Journal, Vol. 101 No. 408, s. 1130-1148.
- Calmfors L. og Nymoen R., 1990:** "Real Wage Adjustment and Employment Policies in the Nordic Countries". Economic Policy no. 11, s. 397-448.
- Coe D. T. og Krueger T., 1990:** "Potential Output, the Natural Rate, and the Persistence of Unemployment in the FRG". IMF.
- Coe D. T., 1988:** "Hysteresis Effects in Aggregate Wage Equations". Publisert i Cross, 1988.

- Coe D. T., 1990:** "Insider-Outsider Influences on Industry Wages" Publisert i Franz, 1990
- Colbjørnsen T., Dahl S.Å. og Hansen H.T., 1992:** "Langtidsarbeidsløshet. Årsaker, konsekvenser og mestring". SNF-rapport 83/92.
- Cross R. (red.), 1988:** "Unemployment, Hysteresis and the Natural Rate Hypothesis". Oxford : Basil Blackwell.
- Cross R., 1987:** "Hysteresis and Instability in the Natural Rate of Unemployment". Scandinavian Journal of Economics 89.1., s. 71-89.
- Edin P.A., 1989:** "Unemployment Duration and Competing Risks: Evidence from Sweden". Scandinavian Journal of Economics 1989.
- Elster J., 1976:** "A note on hysteresis in the social sciences". Synthese, 33, s. 371-91.
- Ewing A.W., 1939:** "The Man of Room 40: The Life of Sir Alfred Ewing". London: Hutchinson.
- Franz W. (red.), 1990:** "Hysteresis Effects in Economic Models". Physica-Verlag Heidelberg.
- Franz W., 1987:** "Hysteresis, Persistence, and the NAIRU: An Empirical Analysis for the FRG". Publisert i Calfors og Layard: "The Fight Against Unemployment" Cambridge Mass. MIT Press.
- Friedman M., 1968:** "The role of Monetary Policy". American Economic Review, 58, s. 1-17.
- Fugelli P., 1991:** "Arbeidsledighet - medisinske følger og helsetjenestens oppgaver." Rapport utarbeidet for Arbeids- og administrasjonsdepartementet.
- Giskegjerdje I., 1992:** "En statistisk beskrivelse av arbeidsledighetens lengde 1986-1991". Hovedoppgave ved Sosialøkonomisk Institutt, Universitetet i Oslo.
- Goldstein H., Rønsen M., Strøm S. og Westin S., 1991:** "Long-Term Effects of a Plant Closure: A Multistate Duration Analysis of Event History Data in a Ten Year Follow-Up Study".
- Grytten O.H., 1992:** "Arbeidsledighetens omfang i mellomkrigstiden". Historisk Tidsskrift 3/1992, s. 249-277.
- Haavelmo T., 1944:** "The probability approach in econometrics. Econometrica, supplement.
- Hall R. E., 1970:** "Why is the Unemployment Rate So High at Full Employment?" Brookings Papers on Economic Activity 3: s. 369-402.
- Hargreaves Heap S. P., 1980:** "Choosing the Wrong Natural Rate: Accelerating Inflation or Decelerating Employment and Growth". Economic Journal 90, s. 611-620.
- Heckman J. og Singer B., 1985:** "Social science duration analysis". Trykket i Heckman og Singer (red.): "Longitudinal analysis of labor market data", Cambridge University Press.

- Holmlund B. og Zetterberg J., 1991:** "Insider effects in wage determination. Evidence from five countries. *European Economic Review* 35 (1991) s. 1009-1034.
- Jackman R. Layard R. og Nickel S., 1991:** "Unemployment". Oxford University Press.
- Jackman R. Pissarides C. og Savouri S., 1990:** "Labour Market Policies and Unemployment in the OECD". *Economic Policy*, 10, oktober 1990.
- Jackman R., 1986:** "A Job Guarantee for Long-Term Unemployed". Employment Institute, London.
- Jah R., 1990:** "Hysteresis and the Natural Rate of Unemployment - A Review Article". *Indian Economic Review*, Vol XXV, Nr. 2.
- Jaeger A. og Parkinson M., 1990:** "Testing for Hysteresis in Unemployment. An Unobserved Component Approach".
- Jenkinson, T. J., 1988:** "The NAIRU: Statistical Fact or Theoretical Straitjacket?". Publisert i *Cross*, 1988.
- Johansen K., 1991:** "Hysteresis Effects in Wage Determination. Some Empirical Evidence from Norway." Universitetet i Trondheim.
- Johansen L., 1982a:** "Some Notes on Employment and Unemployment with Heterogeneous Labour". Publisert i tilleggnummer til *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, 1992, København.
- Johansen L., 1982b:** "Arbeidsløsheten - Lettere opp enn ned?". *Sosialøkonomen* nr. 10, 1982
- Juhn C., Murphy K. M. og Topel R. H., 1991:** "Why Has the Natural Rate of Unemployment Increased over Time?". *Brookings Papers on Economic Activity*, 2: 1991, s. 75-142.
- Kiefer N. M. og Neumann G. R., 1989:** "Search Models and applied labor economics". Cambridge University Press.
- Lancaster T., 1979:** "Econometric Methods for the Duration of Unemployment", *Econometrica* vol. 47, s. 939-956.
- Lancaster T. og Nickel S., 1980:** "The Analysis of Re-Employment Probabilities for the Unemployed". *Journal of Royal Statistical Society, A* 143, s.141-152.
- Lindbeck A. og Snower D., 1988:** "Union Activity, Unemployment Persistence and Wage-Employment Ratchets". Publisert i *Cross*, 1988.
- Lindbeck A. og Snower D., 1989:** "The Insider-Outsider Theory of Employment and Unemployment". Cambridge, Mass. MIT Press.
- Lucas R.E. Jr., 1987:** "Models of Business Cycles". Basil Blackwell.
- Maddison A., 1982:** "Phases of Capitalist Development". Oxford University Press.
- Mork K.A., 1992:** "Noen refleksjoner over nyere teorier for konjunkturer og økonomisk vekst". *Sosialøkonomen* nr. 3, 1992.

- Möller J., 1990:** "Unemployment and Deterioration of Human Capital". Trykket i Franz, 1990.
- Neuderfer P., Pichelmann K. og Wagner M., 1990:** "Hysteresis, NAIRU and Long Term Unemployment in Austria". Trykket i Franz, 1990.
- Nickel S., 1979:** "Estimating the Probability of Leaving Unemployment". *Econometrica* vol. 47 nr. 5, s. 1249-1266.
- NOU 1988:24:** "Inntekstdannelsen i Norge".
- NOU 1992:26:** "En nasjonal strategi for økt sysselsetting i 1990-årene".
- Phelps E. S., 1972:** "Inflation Policy and Unemployment Theory: The Cost-Benefit Approach to Monetary Planning". New York: W.W. Norton.
- Philpott J., 1990:** "A Solution to Long-Term Unemployment: The Job Guarantee". Employment Institute, London.
- Pissarides, C. A., 1990:** "Equilibrium Unemployment Theory". Oxford: Basil Blackwell.
- Price S., 1988:** "Unemployment and Worker Quality". Trykket i Franz, 1988.
- Raaum O. og Torp H., 1992:** "Tilbake til arbeid? AMO-kurs og jobbmuligheter for arbeidsløse". Utgitt av Arbeidsdirektoratet.
- Raaum O., 1991:** "Arbeidsmarkeds kurs - effektivt tiltak mot arbeidsløshet?" *Norsk Økonomisk Tidsskrift*, hefte 4 1991.
- Rikstrygdeverket, 1992:** "Trygdestatistisk årbok 1992"
- Samuelson P.A., 1968:** "What classical and neoclassical monetary theory really was". Trykket i R.C. Merton (red.), 1972: "The Collected Scientific Papers of Paul A. Samuelson". Massachusetts: MIT Press.
- St.meld.nr. 4, 1988-89:** "Regjeringens Langtidsprogram for perioden 1990-93".
- St.meld.nr. 1, 1992-93:** "Nasjonalbudsjettet 1993".
- Stølen N. M., 1990:** "Is there a NAIRU in Norway?" Statistisk sentralbyrå, discussion paper 56.
- Stølen N. M., 1992:** "Strukturelle problemer på arbeidsmarkedet". *Økonomiske Analyser* nr. 4, 1992, SSB.
- Torp H., 1992:** "Ny jobb i sikte? Jobbmuligheter for arbeidsløse på 80-tallet". Trykket i "Søkelys på arbeidsmarkedet", 1992, s. 22-29.
- Warr P., 1987:** "Work, Unemployment and Mental Health". Oxford: Clarendon Press.

10. Tabellvedlegg

<i>Utviklingen i ledighets- og vakansrater (i prosent av arbeidsstyrken)</i>			
	Arbeidssøkere uten arbeidsinntekt (AKU)	Registrerte ledige ved arbeidskontorene (Arbeidsdirektoratet)	Vakanser (Arbeidsdirektoratet)
1981	2,0	1,4	0,33
1982	2,6	2,1	0,26
1983	3,3	3,2	0,17
1984	3,1	3,3	0,22
1985	2,6	2,5	0,28
1986	2,0	1,7	0,50
1987	2,1	1,5	0,58
1988	3,2	2,2	0,41
1989	4,9	3,9	0,33
1990	5,2	4,3	0,32
1991	5,5	4,7	0,32
1992	5,9	5,4	0,32*

<i>Utviklingen i gjennomsnittlig varighet for arbeidsledighetsperioder og ukentlig innstrømning til ledighet⁸⁴</i>		
	Gjennomsnittlig varighet (antall uker)	Gjennomsnittlig ukentlig innstrømning til arb.ledighet i prosent av arb. styrken
1981	8,2	0,17
1982	10,1	0,21
1983	12,8	0,25
1984	17,3	0,19
1985	11,6	0,22
1986	7,8	0,22
1987	8,5	0,18
1988	9,8	0,22
1989	13,7	0,28
1990	14,7	0,29
1991	15,7	0,30

* Foreløpig anslag

⁸⁴ Kilde for denne tabellen er I Giskegjerde, 92.

Utviklingen i arbeidsstyrke og total sysselsetting for personer i aldersgruppen 16-74 år (AKU)

	Antall i arbeidsstyrken (1000)	I arbeidsstyrken (prosent av aldersgruppen 16-74 år)	Antall sysselsatt (1000)	Sysselsatt (prosent av aldersgruppen 16-74 år)
1981	1.975	67,9	1.935	66,5
1982	1.995	67,9	1.943	66,2
1983	2.014	68,1	1.945	65,8
1984	2.034	68,3	1.970	66,1
1985	2.068	68,8	2.040	67,0
1986	2.128	70,4	2.086	69,0
1987	2.171	71,3	2.126	69,8
1988	2.183	71,1	2.114	68,8
1989	2.155	69,8	2.049	66,4
1990	2.142	69,2	2.030	65,6
1991	2.126	68,5	2.010	64,7
1992	2.130	68,4	2.004	64,3

Langtidsledighet og arbeidsmarkedstiltak (AKU)

	Antallet personer i arbeidsmarkedstiltak (ekskl. bedriftsrettede tiltak)	Andel langtidsledige (mer enn 26 uker) i prosent av totalt antall ledige (for oppgitte varigheter)
1981	16.609	15
1982	16.436	15
1983	25.255	20
1984	3.526	28
1985	34.355	25
1986	24.242	18
1987	17.598	15
1988	19.116	16
1989	45.757	30
1990	50.908	40
1991	57.084	40
1992	62.002	41

Uføretrygding - tilgang av nye uførepensjonister 1981-1991

	Beregnet tilgang i alt i henhold til Trygdestatistisk årbok	Korrigert tilgang ⁸⁵
1981	18.573	19.573
1982	21.663	20.163
1983	24.218	26.718
1984	33.346	28.346
1985	22.766	26.766
1986	25.665	24.165
1987	35.203	32.703
1988	31.516	
1989	31.456	
1990	29.584	
1991	25.451	
1992	19.893	

⁸⁵ Jfr. Bowitz, 1992

Aktuell ledighetsstatistikk for utvalgte OECD-land (OECD: Employment Outlook)

	Standardiserte arbeidsledighets- rater 1991	Andel av ledige som har vært edige i minst 6 måneder 1990	Andel av ledige som har vært ledige i minst 12 måneder 1990	Arbeidsstyrken i prosent av befolkning (15- 64 år) 1991
Belgia.....	7,7	81,6	69,9	62,9
Frankrike.....	9,4	55,6	38,3	66,2
Tyskland.....	4,3	64,5	46,3	69,7
Nederland.....	7,0	63,4	48,4	66,8
Storbritannia.....	8,9	52,2	36,0	75,8
Italia.....	9,9	87,0	71,1	61,3
Portugal.....	4,1	64,6	48,1	74,5
Spania.....	16,0	70,2	54,0	58,6
Norge.....	5,5	40,4	19,2	77,2
Sverige.....	2,7	16,4	4,8	82,7
Finland.....	7,5			76,1
USA.....	6,6	10,2	5,6	76,6

Arbeidsledighet og inflasjon i utvalgte OECD-land 1980-88

	Likevektsledighet 1980-88 (estimerer utarbeidet av Jackman, Layard og Nickel, 1991)	Gjennomsnittlig faktisk ledighet 1980-88	Gjennomsnittlig inflasjonsrate 1980-88
Belgia.....	7,04	11,07	4,48
Frankrike.....	7,81	8,98	7,82
Tyskland.....	4,04	6,07	2,99
Nederland.....	7,27	9,89	2,64
Storbritannia.....	7,92	10,32	7,62
Italia.....	5,42	6,87	12,31
Spania.....	14,95	17,74	10,33
Norge.....	2,50	2,51	7,11
Sverige.....	2,36	2,21	8,12
Finland.....	4,65	5,01	7,57
USA.....	6,36	7,38	5,00

**Utkommet i serien Rapporter fra Statistisk sentralbyrå
etter 1. januar 1992 (RAPP)**

*Issued in the series Reports from the Central Bureau of Statistics
since 1 January 1992 (REP)*

ISSN 0332-8422

- | | | | |
|-----------|--|-----------|--|
| Nr. 91/18 | Børge Strand: Personlig inntekt, formue og skatt 1980-1989 Rapport fra registerbasert skattestatistikk. 1992-50s. 60 kr ISBN 82-537-3618-5 | Nr. 92/10 | Pasientstatistikk 1990. 1992-73s. 90 kr ISBN 82-537-3654-1 |
| - 91/19 | Arne S. Andersen: Familiesituasjon og økonomi En sammenlikning av husholdningers levestandard. 1992-70s. 80 kr ISBN 82-537-3627-4 | - 92/11 | Jan Lyngstad: Økonomiske levekår for barnefamilier og eldre 1970-1986. 1992-80s. 90 kr ISBN 82-537-3660-6 |
| - 92/1 | Naturressurser og miljø 1991 Energi, luft, fisk, skog, jordbruk, kommunale avløp, avfall, miljøindikatorer Ressursregnskap og analyser. 1992-154s. 100 kr ISBN 82-537-3651-7 | - 92/12 | Odd Frank Vaage: Kultur- og mediebruk 1991. 1992-64s. 95 kr ISBN 82-537-3673-8 |
| - 92/1A | Natural Resources and the Environment 1991. 1992-159s. 100 kr ISBN 82-537-3668-1 | - 92/13 | Offentlig forvaltning i Norge. 1992-72s. 90 kr ISBN 82-537-3674-6 |
| - 92/2 | Arne Ljones, Runa Nesbakken, Svein Sandbakken og Asbjørn Aaheim: Energibruk i husholdningene Energiundersøkelsen 1990. 1992-106s. 90 kr ISBN 82-537-3629-0 | - 92/14 | Else Helena Flittig: Folketrygden Utviklingen fra 1967 til 1990. 1992-52s. 90 kr ISBN 82-537-3675-4 |
| - 92/3 | Knut Moum (red.): Klima, økonomi og tiltak (KLØKT). 1992-97s. 90 kr ISBN 82-537-3647-9 | - 92/15 | Lasse Sigbjørn Stambøl: Flytting og utdanning 1986-1989 Noen resultater fra en undersøkelse av innenlandske flyttinger på landsdelsnivå og utdanning. 1992-73s. 90 kr ISBN 82-537-3682-7 |
| - 92/4 | Totalregnskap for fiske- og fangstnæringen 1986-1989. 1992-34s. 75 kr ISBN 82-537-3633-9 | - 92/16 | Petter Jakob Bjerve: Utviklingshjelp til offisiell statistikk i Bangladesh. 1992-22s. 75 kr ISBN 82-537-3683-5 |
| - 92/5 | Tom Granseth: Hotelløkonomi og overnattinger En analyse av sammenhengen mellom hotellenes lønnsomhet og kapasitetsutnyttning mv. 1992-53s. 90 kr ISBN 82-537-3635-5 | - 92/17 | Anne Brendemoen, Solveig Glomsrød og Morten Aaserud: Miljøkostnader i makroperspektiv. 1992-46s. 75 kr ISBN 82-537-3684-3 |
| - 92/6 | Liv Argel: Informasjonen om Folke- og bolig telling 1990 i massemediene. 1992-68s. 90 kr ISBN 82-537-3645-2 | - 92/18 | Ida Skogvoll: Folke- og bolig telling 1990 Dokumentasjon av kontroll- og opprettingsregler for skjemarkjenner. 1992-48s. 75 kr ISBN 82-537-3694-0 |
| - 92/7 | Ådne Cappelen, Tor Skoglund og Erik Storm: Samfunnsøkonomiske virkninger av et EF-tilpasset jordbruk. 1992-51s. 75 kr ISBN 82-537-3650-9 | - 92/19 | Ida Skogvoll: Folke- og bolig telling 1990 Dokumentasjon av kodeopp- legget i Folke- og bolig telling 1990. 1992-27s. 75 kr ISBN 82-537-3695-9 |
| - 92/8 | Finn Gjertsen: Dødelighet ved ulykker 1956-1988. 1992-127s. 100 kr ISBN 82-537-3652-5 | - 92/20 | Tor Arnt Johnsen: Ressursbruk og produksjon i kraftsektoren. 1992-35s. 75 kr ISBN 82-537-3696-7 |
| - 92/9 | Kommunehelsetjenesten Årsstatistikk for 1990. 1992-56s. 90 kr ISBN 82-537-3653-3 | - 92/21 | Kurt Åge Wass: Prisindeks for ny enebolig. 1992-43s. 75 kr ISBN 82-537-3734-3 |
| | | - 92/22 | Knut A. Magnussen and Terje Skjerpen: Consumer Demand in MODAG and KVARTS. 1992-73s. 90 kr ISBN 82-537-3774-2 |

- Nr. 92/23 Skatter og overføringer til private
Historisk oversikt over satser mv.
Årene 1975-1992. 1992-70s. 90 kr
ISBN 82-537-3778-5
- 92/24 Pasientstatistikk 1991. 1992-76s. 90 kr
ISBN 82-537-3780-7
- 92/25 Astrid Busengdal og Ole O. Moss:
Avfallsstatistikk Prøveundersøkelse for
kommunalt avfall og gjenvinning.
1992-37s. 75 kr
ISBN 82-537-3782-3
- 92/26 Nils Øyvind Mæhle: Kryssløpsdata og
kryssløpsanalyse 1970-1990.
1993-230s. 140 kr
ISBN 82-537-3783-1
- 92/27 Terje Erstad og Per Morten Holt:
Selskapsbeskatning Analyse og
statistikk. 1992-118s. 100 kr
ISBN 82-537-3786-6
- 92/28 Terje Skjerpen og Anders Rygh
Swensen: Estimering av dynamiske
utgiftssystemer med feiljusterings-
mekanismer. 1992-60s. 90 kr
ISBN 82-537-3792-0
- 92/29 Charlotte Koren og Tom Kornstad:
Typehusholdsmoellen ODIN.
1993-34s. 75 kr ISBN 82-537-3797-1
- 92/30 Karl Ove Aarbu: Avskrivningsregler
og leiepriser for kapital
1981-1992. 1993-50s. 75 kr
ISBN 82-537-3807-2
- 93/1 Naturressurser og miljø 1992.
1993-144s. 115 kr
ISBN 82-537-3844-7
- 93/1A Natural Resources and the
Environment (Under utgivelse)
- 93/2 Anne Brendemoen: Faktoretterspørsel
i transportproduserende sektor.
1993-49s. 75 kr ISBN-82-537-3814-5
- 93/3 Jon Holmøy: Pleie- og
omsorgstjenesten i kommunene 1989.
1993-136s. 100 kr
ISBN 82-537-3811-0
- 93/4 Magnar Lillegård: Folke- og
boligtelling 1990 Dokumentasjon av
de statistiske metodene. 1993-48s. 90
kr ISBN 82-537-3818-8
- 93/5 Audun Langørger: En økonometrisk
analyse av lønnsdannelsen i Norge.
1993-48s. 100 kr ISBN 82-537-3819-6
- Nr. 93/6 Leif Andreassen, Truls Andreassen,
Dennis Fredriksen, Gina Spurkland og
Yngve Vogt: Framskrivning av
arbeidsstyrke og utdanning
Mikrosimuleringsmodellen MOSART 1
(Under utgivelse)
- 93/7 Anders Barstad: Omfordeling og
endring av miljøproblemer på bostedet
(Under utgivelse)
- 93/8 Odd Frank Vaage: Feriereiser 1991/92.
1993-44s. 75 kr ISBN 82-537-3831-5
- 93/9 Erling Holmøy, Bodil M. Larsen og
Haakon Vennemo: Historiske
brukerpriser på realkapital.
1993-63s. 90 kr ISBN 82-537-3832-3
- 93/10 Runa Nesbakken: Energiforbruk til
oppvarmingsformål i husholdningene
(Under utgivelse)
- 93/11 Bodil M. Larsen: Vekst og
produktivitet i Norge 1971-1990.
1993-44s. 75 kr ISBN 82-537-3837-4
- 93/12 Resultatkontroll jordbruk 1992.
1993-79s. 90 kr ISBN 82-537-3835-8
- 93/13 Odd Frank Vaage: Mediebruk 1992.
1993-38s. 75 kr ISBN 82-537-3854-4
- 93/14 Kyrre Aamdal: MAKKO - En modell
til analyse av kommunal ressursbruk
og tjenesteyting (Under utgivelse)
- 93/15 Olav Bjerkholt, Torgeir Johnsen og
Knut Thonstad: Muligheter for en
bærekraftig utvikling. Analyser på
World Model. 1993-64s. 90 kr
ISBN 82-537-3861-7
- 93/16 Tom Langer Andersen, Ole Tom
Djupskås og Tor Arnt Johnsen:
Kraftkontrakter til alminnelig forsyning
i 1992 Priser, kvantum og
leveringsbetingelser. 1993-42s. 75 kr
ISBN 82-537-3864-1
- 93/17 Steinar Strøm, Tom Wennemo og Rolf
Aaberge: Inntektsulikhet i Norge
1973-1990 (Under utgivelse)
- 93/18 Kjersti Gro Lindquist: Empirical
Modelling of Exports of Manufactures:
Norway 1962-1987 (Under utgivelse)
- 93/19 Knut Røed : Den selvforsterkende
arbeidsledigheten. Om hysteres-
effekter i arbeidsmarkedet (Under
utgivelse)

Pris kr 90,00

Publikasjonen utgis i kommisjon hos Akademika - avdeling for offentlige publikasjoner, Oslo, og er til salgs hos alle bokhandlere.



9 788253 738703

ISBN 82-537-3870-6
ISSN 0332-8422