

15. mars 2001

# Hvor stramt er arbeidsmarkedet? Et forslag til en ny konjunkturindikator

av Knut Røed\*

Hvor stramt er arbeidsmarkedet akkurat nå? Hvor lett er det å skaffe seg arbeid? Dette er viktig informasjon for våre penge- og finanspolitiske myndigheter, som hele tiden forsøker å oppnå høyest mulig kapasitetsutnyttelse i økonomien uten at det settes igang nye lønns- og prisspiraler. I denne artikkelen viser jeg at lett tilgjengelige makrobaserte indikatorer, slik som arbeidsledighetsraten og utstrømningsraten fra arbeidsledighet, kan gi et helt galt bilde av ”temperaturen” i arbeidsmarkedet. Grunnen til dette er at arbeidsledighetens sammensetning (med hensyn til de lediges individuelle jobbsjanser) endres på en systematisk måte over konjunkturforløpet. Som et alternativ foreslås en ny mikrobasert stramhetsindikator som reflekterer hvordan arbeidsledige personers sannsynlighet for å komme seg ut av arbeidsledighet endres over tid.

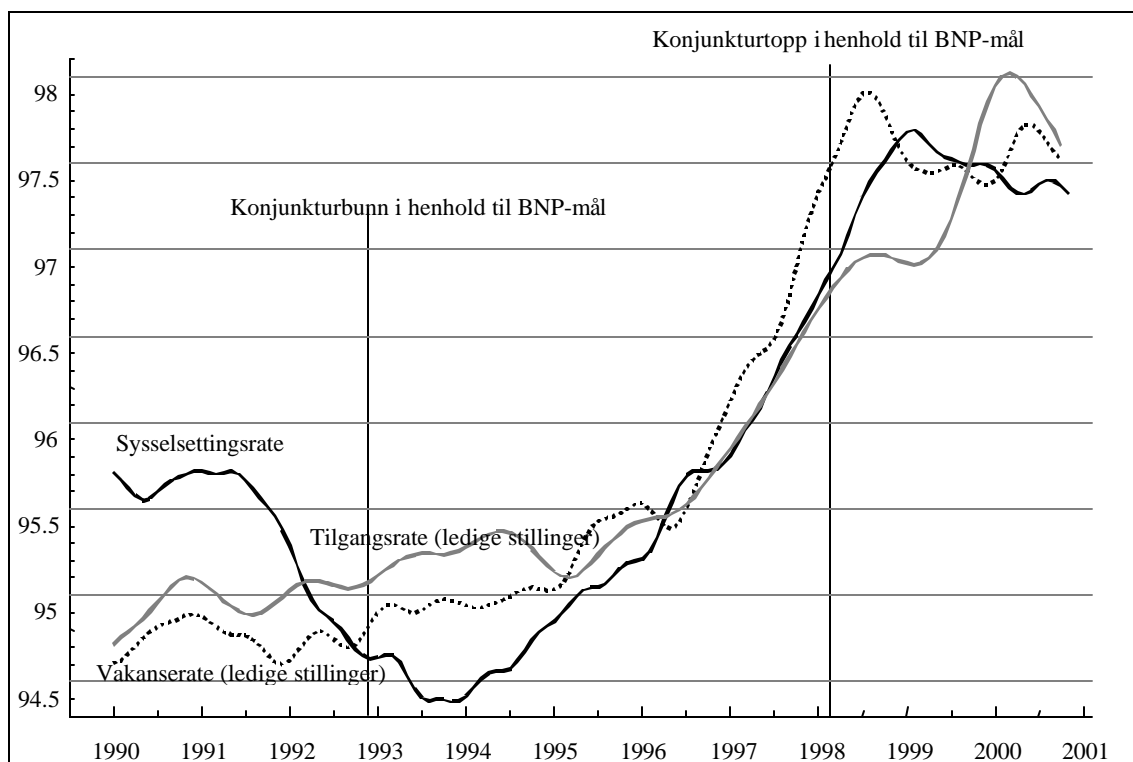
## Innledning

En forutsetning for en vellykket stabiliseringspolitikk er at man til enhver tid har velfundert kunnskap om ”temperaturen” i økonomien. Siden de særnorske inflasjons- og deflasjonsimpulsene for en stor del har sitt opphav i arbeidsmarkedet, er det av særlig stor betydning at man er i stand til å bedømme graden av stramhet i arbeidsmarkedet. Dette kan være krevende, spesielt i forbindelse med vendepunkter i konjunkturforløpet. I praksis

---

\* Denne artikkelen inngår i Frischsenterets forskningsprosjekt ”forløp av arbeidsledighet”, finansiert av Arbeids- og administrasjonsdepartementet. Takk til Rolf Aaberge, Per Richard Johansen, Espen Møen, Steinar Strøm og en anonym konsulent for kommentarer. Korrespondanse til: Knut Røed, Frischsenteret for samfunnsøkonomisk forskning, Gaustadalleen 21, 0349 Oslo. E-post: knut.roed@frisch.uio.no.

benytter både finans- og pengepolitiske myndigheter aggregerte arbeidsledighets-, sysselsettings- og vakansedata som de viktigste indikatorer for stramheten i arbeidsmarkedet. En fordel med denne type data er at de er raskt tilgjengelige. Den registrerte arbeidsledigheten kan følges fra uke til uke, mens vakansene kan følges fra måned til måned. Begge disse indikatorene har en bearbeidingstid som er tilnærmet null, slik at de er tilgjengelige umiddelbart. Arbeidsledighets- og sysselsettingsdata basert på Arbeidskraftsundersøkelsene kan følges fra kvartal til kvartal, med publisering noe over en måned etter at kvartalet er avsluttet.



Figur 1. Aggregerte mål for stramhet i arbeidsmarkedet, glattet og normalisert slik at alle mål har samme gjennomsnitt og spennvidde som sysselsettingsraten.

Note: De tre målene er alle definert relativt til arbeidsstyrkens størrelse målt i AKU. Sysselsettingsraten er basert på antallet helt ledige registrert ved arbeidskontorene ved utgangen av hver måned. Tilgangsrate er basert på antallet nye stillinger registrert ved arbeidskontorene i løpet av hver måned, og vakanseraten er basert på antallet ledige stillinger ved utløpet av hver måned. Seriene er glattet med et X11ARIMA filter, og det er trendkomponentene som vises i figuren.

Figur 1 viser hvordan ulike aggregerte mål for stramheten i arbeidsmarkedet har utviklet seg på 1990-tallet. I henhold til sysselsettingsraten (1-den registrerte arbeidsledighetsraten) opplevde vi en konjunkturbunn høsten 1993, og en topp rundt årsskiftet 1998/1999. Basert på et BNP-mål (Johansen og Eika, 2000) anslås i begge tilfeller om-

slagene å ha kommet 3-4 kvartaler tidligere<sup>1</sup>. I henhold til de stramhetsmålene som base- res på ledige stillinger, er det vanskeligere å identifisere en entydig konjunkturbunn tidlig på 1990-tallet. Konjunkturtoppen på slutten av 1990-tallet anslås å ha inntruffet rundt sommeren 1998. Det bør imidlertid utvises forsiktighet i tolkningen av disse målenes ut- vikling over tid, da kvaliteten på data for ledige stillinger har blitt stadig bedre. Ulempen med aggregerte data av denne typen er at deres tidsutvikling også styres av mange andre forhold enn konjunkturer. Spesielt påvirkes de sterkt av "sammensetningsendringer". Le- digheten i en bestemt måned er lik ledigheten i forrige måned pluss innstrømming av nye ledige minus utstrømming av "gamle" ledige. Egenskapene til de personene som strøm- mer inn og ut av arbeidsledighet varierer i betydelig grad over konjunkturforløpet. Som følge av dette varierer arbeidsledighetens sammensetning sterkt og systematisk over konjunkturforløpet. Dermed endres også den funksjonelle sammenhengen mellom ledig- hetens nivå og den tid det tar å få fylt ledige stillinger. Derfor er det langt fra opplagt at de aggregerte ledighets- og vakansemålene gir et godt og stabilt bilde av stramheten i ar- beidsmarkedet.

I denne artikkelen ser jeg nærmere på disse seleksjonseffektene, og viser at de er alt annet enn neglisjerbare. Jeg tar til orde for at det med basis i dagens store tilfang av registerbaserte individdata, er mulig å utvikle en konjunkturindikator som i større grad fanger opp det vi egentlig er interessert i, nemlig hvordan jobbmulighetene endres over tid, *gitt alle individuelle kjennetegn*. En slik indikator kan beregnes raskt, og den kan be- regnes på aggregert og disaggregert nivå (f.eks. for bestemte yrkesgrupper, demografiske grupper, eller regioner).

## **Sammenhengen mellom konjunktursituasjonen og lønnspresset**

Stramheten i arbeidsmarkedet påvirker innenlandsk inflasjon via lønnsdannelsen. Inn- virkningen på lønnsdannelsen har hovedsakelig opphav i at stramheten i arbeidsmarkedet påvirker sannsynligheten for at arbeidere som eventuelt mister jobben kommer i arbeid igjen. Moderne teorier for lønnsdannelse bygger i all hovedsak på to typer modeller: For-

---

<sup>1</sup> . Også i henhold til sysselsettings- og ledighetstall fra Statistisk sentralbyrås arbeidskraftunder- søkelser (AKU), kom vendepunktene noe tidligere enn det de regis trerte ledighetstallene gir inntrykk av.

handlingsmodeller og effektivitetslønnmodeller. I begge disse modellverdenene spiller den forventede nytteverdien forbundet med eventuell arbeidsledighet en ”hovedrolle”. Når denne nytteverdien går opp – dvs. at arbeidsledighet framstår som mindre avskrek-kende enn før – presses også lønningene opp. Nytteverdien forbundet med ledighet kan implisitt uttrykkes ved

$$U_t = b_t + \frac{1}{1+r} [p_t V_{t+1}^e + (1-p_t) U_{t+1}^e]$$

der fotskriften  $t$  indikerer tidsperiode og toppskriften  $e$  indikerer forventede størrelser,  $U_t$  er den neddiskonterte verdien av ledighet,  $V_t$  er den neddiskonterte verdien av en jobb,  $b_t$  er realverdien av ledighetstrygden,  $p_t$  er sannsynligheten for at en ledig person kommer i jobb i neste periode og  $r$  er diskonteringsrenten. Verdien av en jobb kan på tilsvarende måte uttrykkes

$$V_t = w_t + \frac{1}{1+r} [(1-q_t) V_{t+1}^e + q_t U_{t+1}^e],$$

der  $w_t$  er arbeidslønna og  $q_t$  er sannsynligheten for at en sysselsatt person mister jobben i neste periode. Hvis vi nå antar at vi befinner oss i en stasjonær likevekt, dvs. at alle variable er konstante og lik sin forventning får vi ved å løse den andre ligningen med hensyn på  $V_t$  og deretter sette dette resultatet inn i den første ligningen:

$$U_t = \frac{1+r}{r(r+q_t+p_t)} ((q_t+r)b_t + p_t w_t).$$

Nytteverdien forbundet med ledighet bestemmes med andre ord av fem faktorer: i) hvor mye man får utbetalt som ledig ( $b$ ), ii) hvor mye man får utbetalt når man en gang kommer tilbake til jobb ( $w$ ), iii) hvor raskt man kan forvente å komme i arbeid igjen ( $1/p$ ), iv) hvor lenge man da kan forvente å beholde jobben ( $1/q$ ) og v) hvor stor vekt man legger på den inntekten man får som ledig i dag, relativt til den inntekt man kan forvente å få som sysselsatt i framtiden ( $r$ ). Utenfor den stasjonære likevekten vil det også ha betydning hvordan disse variablene forventes å utvikle seg i framtiden. *Konjunktursvingninger påvirker lønnsdannelsen fordi de påvirker jobbsannsynligheten  $p_t$  og sannsynligheten for igjen å miste jobben  $q_t$ .* Arbeidsledighetsraten og vakanseraten har isolert sett ingen betydning for nytten forbundet med ledighet. Når disse variablene likevel benyttes som indikatorer for lønnspresset i økonomien har det sammenheng med at de er sterkt korrelert

med overgangssannsynlighetene  $p_t$  og  $q_t$ . I en stasjonær likevektssituasjon med konstant ledighet vil vi f.eks. ha at innstrømningen til ledighet er lik utstrømningen fra ledighet, dvs. at ledighetsraten  $u_t$  er bestemt ved  $u_t = q_t / (q_t + p_t)$ . Denne sammenhengen benyttes f.eks. i den berømte læreboka til Layard et al (1991, s. 145) for å begrunne at arbeidsledighetsraten inngår i den såkalte lønnskurven. Men når vi er opptatt av konjunkturfenomen er det nettopp *avvik* fra stabil likevekt som står i fokus. I en slik sammenheng virker det lite hensiktsmessig å betinge analysen på stasjonær likevekt. Da kan det tenkes at utviklingen i ledighetsraten *ikke* samvarierer med utviklingen i de underliggende overgangssannsynlighetene (og dermed konjunkturutviklingen) på en enkel og predikerbar måte. Arbeidsledighetsraten vil også avhenge av overgangssannsynlighetene fra tidligere perioder. I utgangspunktet kunne man tenke seg å løse dette problemet ved å benytte aggregerte inn- og utstrømningsrater til/fra arbeidsledighet som konjunkturindikatorer istedenfor arbeidsledighetsraten. Det kan imidlertid reises betydelige innvendinger mot et slikt forslag. Årsaken er at de aggregerte inn- og utstrømningsratene ikke bare reflekterer konjunkturforhold, men også sammensetningsendringer knyttet til at ulike individer har ulik sannsynlighet for å være ledige. Korrelasjonen mellom innstrømningsraten og konjunktursituasjonen er potensielt sett ustabil som følge av at *sysselsettingens sammensetning* (nevneren i innstrømningsraten) endres gjennom konjunkturforløpet. Utstrømningsraten er på sin side sterkt påvirket av *arbeidsledighetens sammensetning*. Gjennom en vedvarende lavkonjunktur vil det f.eks. finne sted seleksjonsmekanismer som gjør at beholdningen av arbeidsledige personer i økende grad består av individer med svake individuelle jobbsjanser. Som følge av dette kan det ta tid før ledighetsraten går ned igjen ved en eventuell konjunkturoppgang.

### **En alternativ ”stramhetsindikator” basert på mikrodata**

Med basis i individdata er det mulig å separere sammensetningseffekter og konjunkturfekter. Jeg vil i det følgende illustrere dette med utgangspunkt i en varighetsanalyse av alle ledighetsforløp i Norge i perioden fra januar 1990 til desember 2000. Ledighetsdata er hentet fra Arbeidsdirektoratets SOFA-søker database, og inneholder registrert ledighetsstatus ved utløpet av hver kalendermåned for alle som oppholder seg i Norge. Disse

dataene er koblet sammen på individplan med andre offentlige registre som gir demografisk informasjon, utdanningsopplysninger, inntektsopplysninger mv.

Siktemålet med analysen er å komme fram til en tidsbane for utstrømningssannsynligheten  $p_t$  som er ”renset” for alle seleksjonseffekter, dvs. at den kun fanger opp endringer i individuelle jobbsjanser over tid. Den tidsbanen man da kommer fram til vil være styrt av konjunktursvingninger, av sesongvariasjoner, og til dels av tilfeldige variasjoner. For å komme fram til en rendyrket konjunkturindikator må man derfor benytte en eller annen form for sesongjustering/glatting.

Siden jeg ikke har tilgang til data som gjør det mulig å identifisere faktiske overganger til jobb for hele den aktuelle tidsperioden, begrenser jeg analysen til personer som mottar dagpenger, og som dermed har sterke insentiver til å opprettholde ledighetsregistreringen med mindre de faktisk får en jobb. Anta først at konjunktursvingninger påvirker alle ledige personers overgangssannsynligheter proporsjonalt, slik at sannsynligheten for å forlate ledighetstilstanden i løpet av en kalendermåned  $t$  ( $t = 1990.2, \dots, 2000.10$ )<sup>2</sup> gitt at dette er måned nr.  $d$  ( $d = 1, 2, \dots$ ) i et pågående forløp kan faktoriseres på følgende måte

$$p(x_{it}, t, d) = s(t)h(x_{it}, d),$$

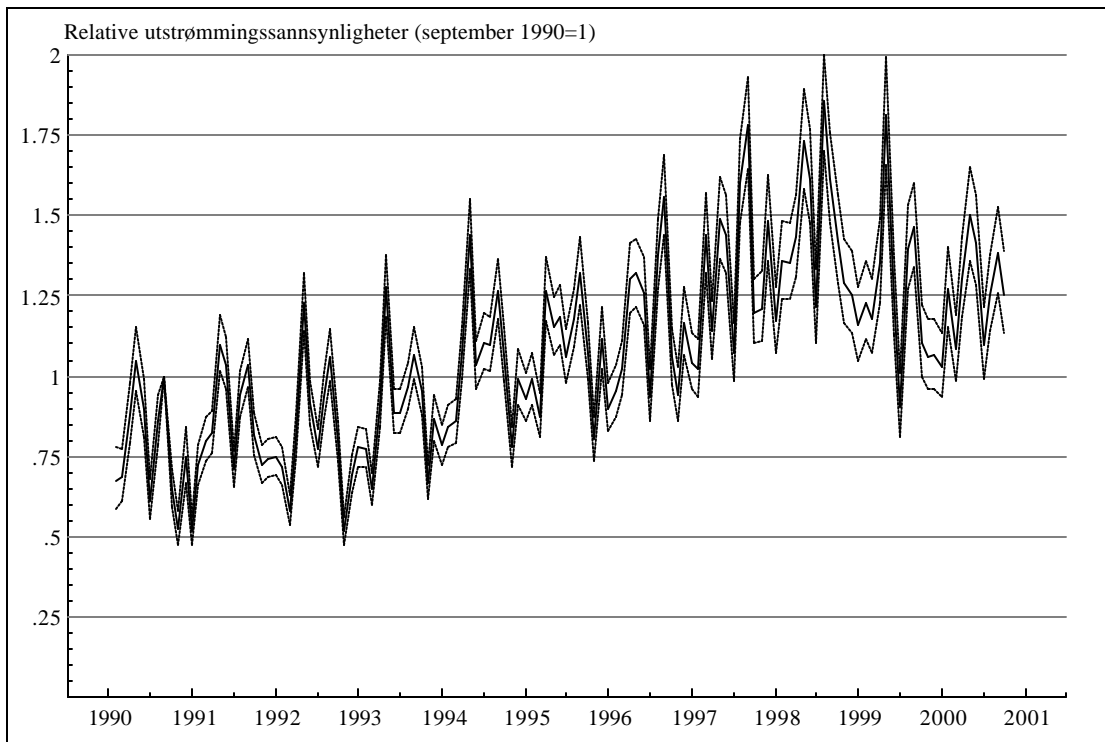
der  $x_{it}$  er en tidsvarierende vektor av individuelle kjennetegn<sup>3</sup>. Med basis i det store antallet observasjoner som registerdata gir opphav til, kan en benytte fleksible funksjonsformer for  $s(\cdot)$  og  $h(\cdot)$ . Kalendertidsfunksjonen  $s(\cdot)$  pålegges i utgangspunktet ingen restriksjoner over hodet, dvs. at  $s(t) = s_t$ ,  $t = 1990.2, \dots, 2000.10$ . I praksis skjer dette ved at det inkluderes en dummyvariabel for hver av de 130 kalendermånedene i den aktuelle tidsperioden. Funksjonen av varighet og individkjennetegn er også svært fleksibel. Ca. 120 variabler inngår i denne funksjonen, herunder 49 varighetsdummier og en lang rekke samspill mellom individkjennetegn og varighet. De viktigste individkjennetegnene er knyttet til kjønn, alder, utdanning, yrkeserfaring, tidligere inntekt, familiesituasjon, bo-

---

<sup>2</sup> Siste observasjonsmåned er oktober 2000 p.g.a. utstrømning fra ledighet, slik jeg har valgt å definere det, fordrer minst to måneders fravær fra ledighetsregisteret. Dermed ”forsviner” de to siste månedene av datasettet.

<sup>3</sup> Overgangssannsynligheten uttrykkes ved hjelp av en såkalt komplementær log-log funksjon, som i utgangspunktet ikke involverer noen bestemte parametriske restriksjoner på den underliggende kontinuerlige sannsynlighetsprosessen (se Røed og Zhang, 2001, for detaljer).

stedsregion, nasjonalitet og økonomiske incentiver (forventet arbeidsinntekt, dagpengeni-vået, lengden på den gjenværende dagpengeperioden). Alt i alt estimeres ca. 250 para-metre, med utgangspunkt i om lag 2,2 mill. månedsobservasjoner<sup>4</sup>. I denne artikkelen presenteres kun resultatene for de rene kalendertidseffektene. De som er interessert i an-dre resultater (knyttet til effekter av økonomiske incentiver, arbeidsledighetens varighet og individuelle kjennetegn) henvises til Røed (2000) og Røed og Zhang (2000a; 2000b; 2001).



Figur 2. Estimerte kalendertidseffekter i utstrømmingssannsynligheten for alle ledige 1990-2000 (med 95 prosent punktvisse konfidensintervall).

Note: Figuren viser de estimerte utstrømmingssannsynlighetene for alle måneder relativt til utstrømmingssannsynligheten i september 1990.

<sup>4</sup> Antallet månedsobservasjoner er 2.188.052, fordelt på 181.477 ledighetsforløp og 165.062 individer.

Figur 2 gjengir de virkedagskorrigerede kalendertidsestimatene<sup>5</sup> for hele estimeringsperioden, med 95 prosent (punktvis) konfidensintervaller. Estimaten er normert slik at de gjengir effekten av å være ledig i kalendermåned  $t$ , *relativt til en tilfeldig valgt referansemåned* (september 1990). Konfidensintervallenes størrelse vil i noen grad bli påvirket av valg av referansemåned. Den statistiske usikkerheten vil under alle omstendigheter være svært liten på grunn av det store antall observasjoner som ligger til grunn for analysen. I det følgende ser jeg bort fra denne usikkerheten, og fokuserer på selve punkttestimatene.

### **Den aggregerte stramheten på arbeidsmarkedet på 1990-tallet**

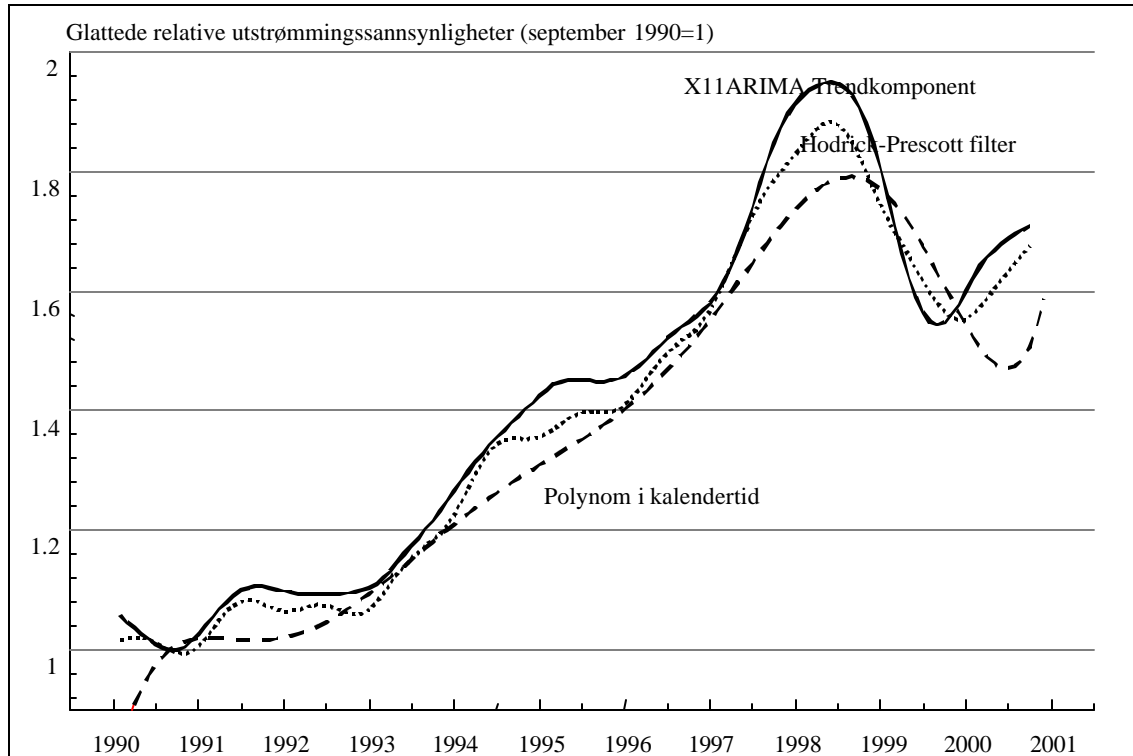
Punkttestimatene i figur 2 viser sterke svingninger fra måned til måned. Dette er dels et resultat av sesongvariasjoner, men skyldes også at det er en del "registerstøy" som det i ettertid er vanskelig å spore og korrigere for. For å beskrive konjunkturutviklingen over tid er det derfor nødvendig å glatte de "rå" estimatene. I figur 3 har jeg gjort dette med to ulike glattingsmetoder, X11ARIMA og Hodrick-Prescott-filter (den tredje kurven forklares nedenfor). X11ARIMA-metoden er basert på bruk av en serie flytende gjennomsnitt (se f.eks. Statistisk sentralbyrå, 1997, s 34-35, for en beskrivelse av denne metoden), mens Hodrick-Prescott-metoden går ut på at den glattede serien bestemmes som et kompromiss mellom den faktiske serien og en rett linje<sup>6</sup>.

---

<sup>5</sup> Månedene benyttet i denne analysen korresponderer ikke eksakt til kalendermåned, ettersom datoene for uttak av registeropplysninger varierer litt fra måned til måned (det er normalt én uttaksdato i slutten av hver måned). Virkedagskorrigeringen består i at de estimerte kalendermånedseffektene divideres på antallet virkedager mellom de to aktuelle uttaksdatoene.

<sup>6</sup> Den glattede serien bestemmes slik at den vektete summen av kvadratavvikene mellom faktisk serie og glattet serie og kvadratavvikene av endringen i den glattede serien fra måned til måned, minimeres. For kalendertidsestimatene i figur 3 har jeg latt den siste kvadratsummen få 200 ganger så stor vekt som den første.





Figur 3. Estimerte stramhetsindikatorer (glattede kalendertidsestimater)

Note: X11ARIMA-serien er den såkalte trend-konjunkturkomponenten som identifiseres i en X11ARIMA prosedyre. Hodrick-Prescott-serien er beregnet for et vekteparameter på 200. Polynom i kalendertid er basert på en alternativ økonometrisk modell, der kalendertidseffektene er estimert ved hjelp av et polynom av syvende grad i en kalendertidsvariabel, sammen med sesongdummyer. Kurvene viser de estimerte utstrømmingssannsynlighetene for alle måneder relativt til utstrømmingssannsynligheten i september 1990.

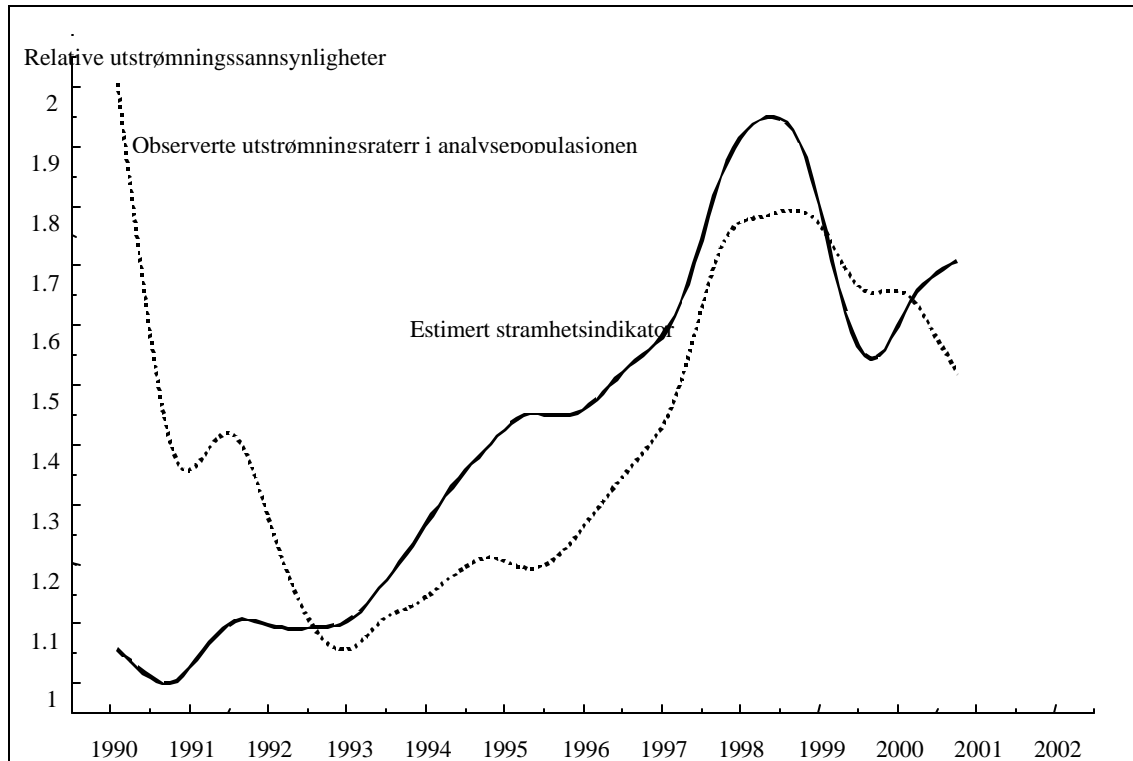
Begge glattingsmetodene gir opphav til omtrent de samme konklusjonene når det gjelder konjunkturutviklingen på 1990-tallet. Bunnen ble nådd allerede høsten 1990, nesten tre år før ledighetsraten nådde sitt toppunkt, og mer enn to år før bruttonasjonalproduktet begynte å ta seg opp igjen (i forhold til trendutviklingen). Arbeidsmarkedet befant seg imidlertid nær bunnen helt fram til 1993. Da startet en kraftig oppgang, som varte helt fram til en konjunkturtopp rundt årsskiftet 1997/1998. Gjennom høsten 1998 og våren 1999 ble arbeidsmarkedet slakkere, før det tok seg sterkt opp igjen rundt årsskiftet 1999/2000. Ved inngangen til år 2001 er likevel arbeidsmarkedet klart slakkere enn det var i 1997/1998, sett fra de arbeidslediges synspunkt. Konjunkturutslagene er generelt sett relativt sterke, med om lag dobbelt så høye utstrømmingssannsynligheter når arbeidsmarkedet er på sitt strammeste som når arbeidsmarkedet er på sitt slakkeste. Ved inngangen til 2001 er utstrømmingssannsynligheten fra arbeidsledighet om lag 20 prosent

over gjennomsnittet for perioden som helhet, men ca. 11-12 prosent under sitt høyeste nivå (i henhold til begge de to konjunkturmålene).

Et alternativ til å glatte estimater for månedsspesifikke kalendertidseffekter er å pålegge en glatt funksjonsform i kalendertid a priori (før estimering). La  $s(t) = c(t) + m_t$ , der  $c(t)$  er et polynom i en variabel som antar verdien 1 for den første måneden i datasettet, 2 for den neste, osv, og  $m_t$  ( $t = 1, 2, \dots, 12$ ) er parametrene knyttet til et sett sesongdummyer. Etter noe prøving har jeg valgt å la  $c(t)$  være et polynom av syvende grad. Dette gir rom for å fange opp konjunktursvingningene på 1990-tallet på en relativt fleksibel måte. Resultatet er illustrert i figur 3. Polynomet fanger ikke opp den mulige konjunkturbunnen tidlig på 1990-tallet, og gir også opphav til en senere konjunkturtopp på slutten av 1990-tallet enn de andre konjuncturestimatene. Dette skyldes sannsynligvis at det er en del "støy" i utstrømningsratens svingninger fra måned til måned som ikke har form av stabile sesongeffekter, og som dermed blir dårlig ivaretatt av sesongdummiene. Rent statistisk forkastes også de restriksjonene som er bakt inn i polynom-modellen (en sannsynlighetsratetest gir  $X^2(113) = 1575$ ). Ettersom polynom-modellen er langt mer "parametergjerrig" kan den likevel være hensiktsmessig i situasjoner der datamengden (eller beregningsressursene) er begrenset eller der man ønsker å estimere konjunkturutviklingen separat for ulike grupper av individer, regioner eller næringer.

En illustrasjon på betydningen av heterogenitet og seleksjon kan man få ved å sammenligne de estimerte stramhetsindikatorne med de observerte utstrømningsratene i den populasjonen som benyttes i analysen. Dette er tilnærmet ekvivalent med å estimere modellen uten noen forklaringsvariable i det hele tatt, ut over kalenderdummiene. Slike estimater er gjengitt i Figur 4, basert på glatting med X11ARIMA-filteet. En årsak til at de observerte utstrømningsratene er såpass høye i begynnelsen av estimeringsperioden sammenlignet med den estimerte stramhetsindikatoren, er at analysepopulasjonen på dette tidspunkt hovedsakelig består av korttidsledige (fordi analysepopulasjonen er sammensatt av strømmene inn i ledighet fra og med januar 1990). Personer med svært korte ledighetsforløp bak seg har gjennomgående mye høyere jobbsjanser enn personer som har vært ledige lenge. Ettersom de med gode jobbsjanser gjennomgående forsvinner fra registeret først, vil beholdningen av ledige bestå av personer med dårligere og dårligere

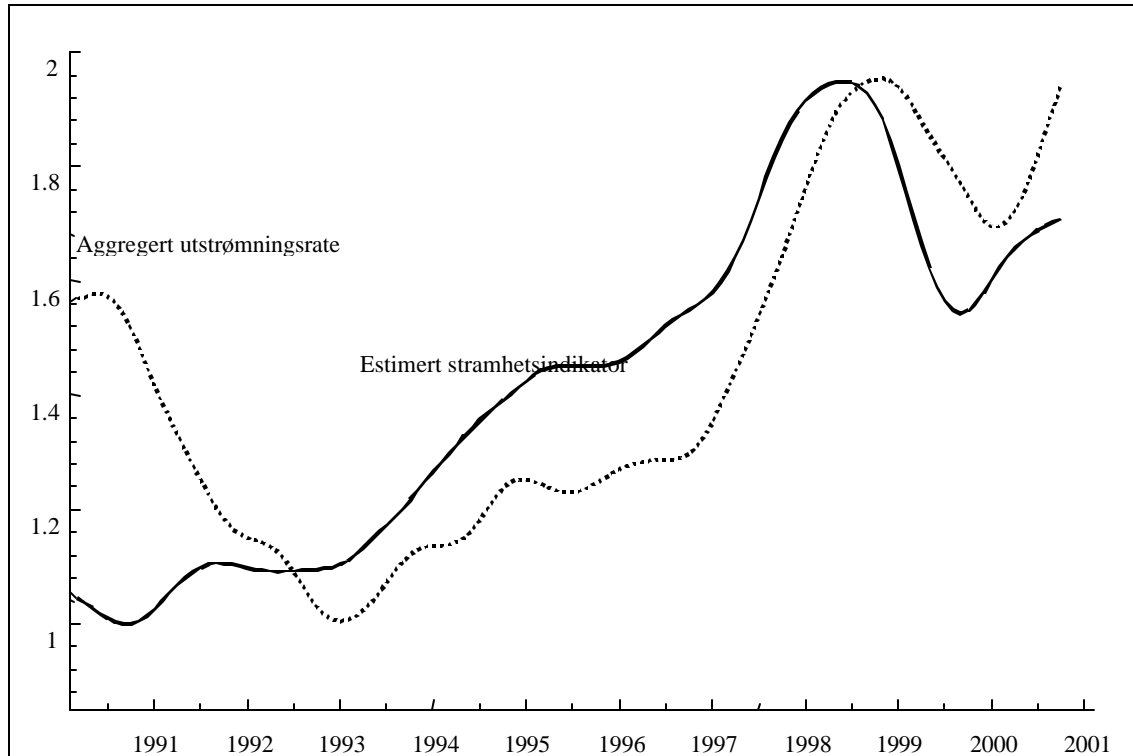
jobbsjanser desto lengre ledighetsperioden har vart. Det er denne type seleksjonsmekanismer som ”lukes ut” gjennom den statistiske modellen som benyttes til å beregne stramhetsindikatorene.



Figur 4. Estimert stramhetsindikatorer og observert utstrømningssannsynligheter i analysepopulasjonen.

Note: Den estimerte stramhetsindikatoren viser de estimerte utstrømningssannsynlighetene relativt til september 1990. Utstrømningssannsynligheter er glattet og normalisert slik at den har samme gjennomsnitt og spennvidde som den estimerte stramhetsindikatoren.

I figur 5 har jeg byttet ut den observerte utstrømningssannsynligheter i *analysepopulasjonen* med den aggregerte utstrømningssannsynligheter for *beholdningen* av ledige (her starter altså datasettet med beholdningen av ledige ved inngangen til 1990, ikke innstrømningen). Dette målet svarer til den utstrømningssannsynligheter vi eventuelt kan observere måned for måned ved hjelp av aggregerte data. For å gjøre denne raten mest mulig sammenlignbar med den estimerte stramhetsindikatoren har jeg kun inkludert ledige med dagpengerettigheter.

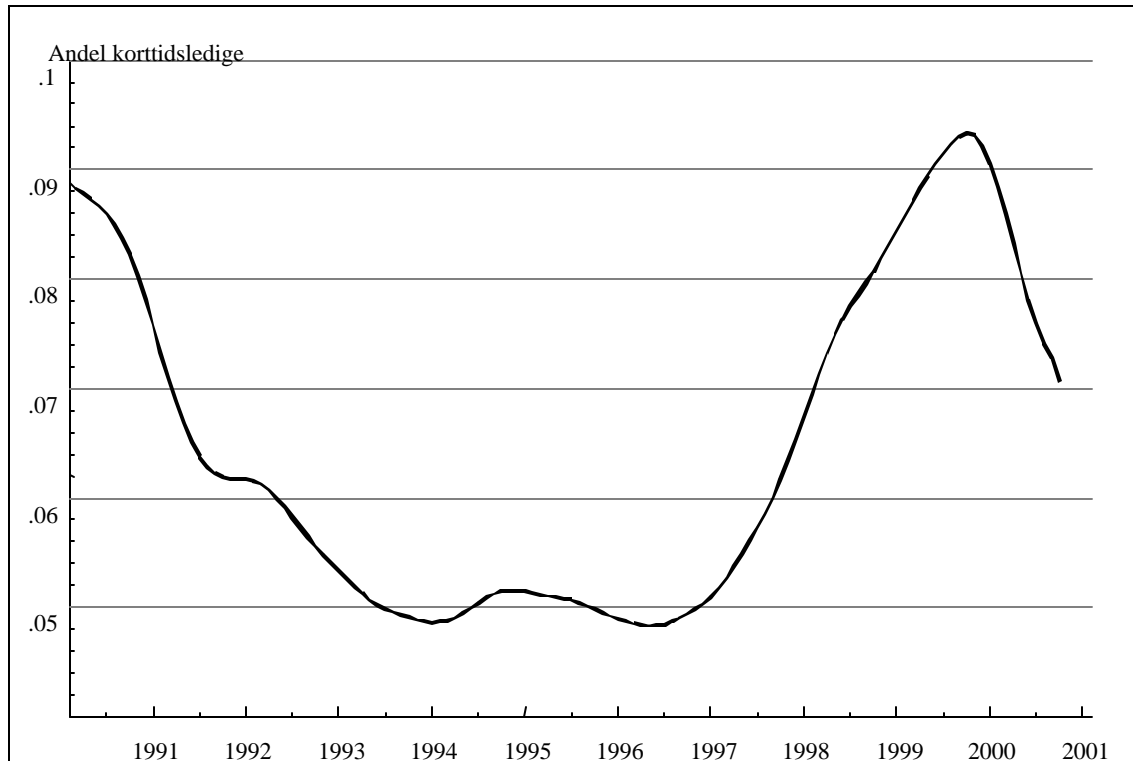


Figur 5. Estimert stramhetsindikatorer og observert utstrømningsrate fra beholdningen av ledige med dagpenger.

Note: Den estimerte stramhetsindikatoren viser de estimerte utstrømningssannsynlighetene relativt til september 1990. Utstrømningsraten er glattet og normalisert slik at den har samme gjennomsnitt og spennvidde som den estimerte stramhetsindikatoren.

Igjen er det åpenbart at den aggregerte utstrømningsraten fra ledighet ikke samvarierer veldig godt med den estimerte stramheten på arbeidsmarkedet. En mulig tolkning er som følger: Ved inngangen til 1990-tallet hadde det pågått en lavkonjunktur over et par år, bl.a. i form av en kraftig økning i innstrømningen til ledighet<sup>7</sup>. I denne perioden kunne arbeidsledighet ramme nokså "tilfeldig", slik at også mange personer med relativt gode kvalifikasjoner ble rammet. Som følge av den høye innstrømningen til ledighet var andelen korttidsledige høy relativt til andelen langtidsledige. Dette er illustrert i figur 6, der jeg har plottet utviklingen i andelen "nye ledige", dvs. antall dagpengemottagere som er kommet til i løpet av den siste måneden (og har vært ute av registeret i minst to måneder), relativt til antallet dagpengemottagere totalt.

<sup>7</sup> Dette ligger dessverre utenfor observasjonsvinduet for denne analysen. Registerdata for 1989 er ikke fullt ut sammenlignbare med data for senere år, og før 1989 har vi ikke tilgang til registerdata i det hele tatt. Men de varighetsspesifikke beholdningstallene som har vært publisert av Arbeidsdirektoratet indikerer at innstrømningen til ledighet ble neste fordoblet fra januar 1988 til januar 1989.



Figur 6. Andel av dagpengemottagere med varighet på under 1 måned.

Fordi korttidsledige gjennomgående har bedre ”jobbegenskaper” enn langtidsledige bidro den høye andelen korttidsledige i den første fasen av lavkonjunkturen til å bremse fallet i observerte utstrømningsrater, på tross av at individuelle jobbsjanser ble sterkt svekket. Etter hvert som lavkonjunkturen varte ved fant det imidlertid sted en gradvis utsortering blant arbeidsledige personer, slik at denne gruppen i økende grad bestod av personer med relativt sett dårlige individuelle jobbsjanser<sup>8</sup>. Dermed begynte også den observerte utstrømningsraten å falle.

Den moderate bedring og stabilisering av konjunkturforholdene som fant sted tidlig på 1990-tallet var ikke tilstrekkelig til å reversere disse sammensetningsendringene. Utstrømningssannsynligheten var fortsatt lav, og gjennomsnittlig varighet av pågående

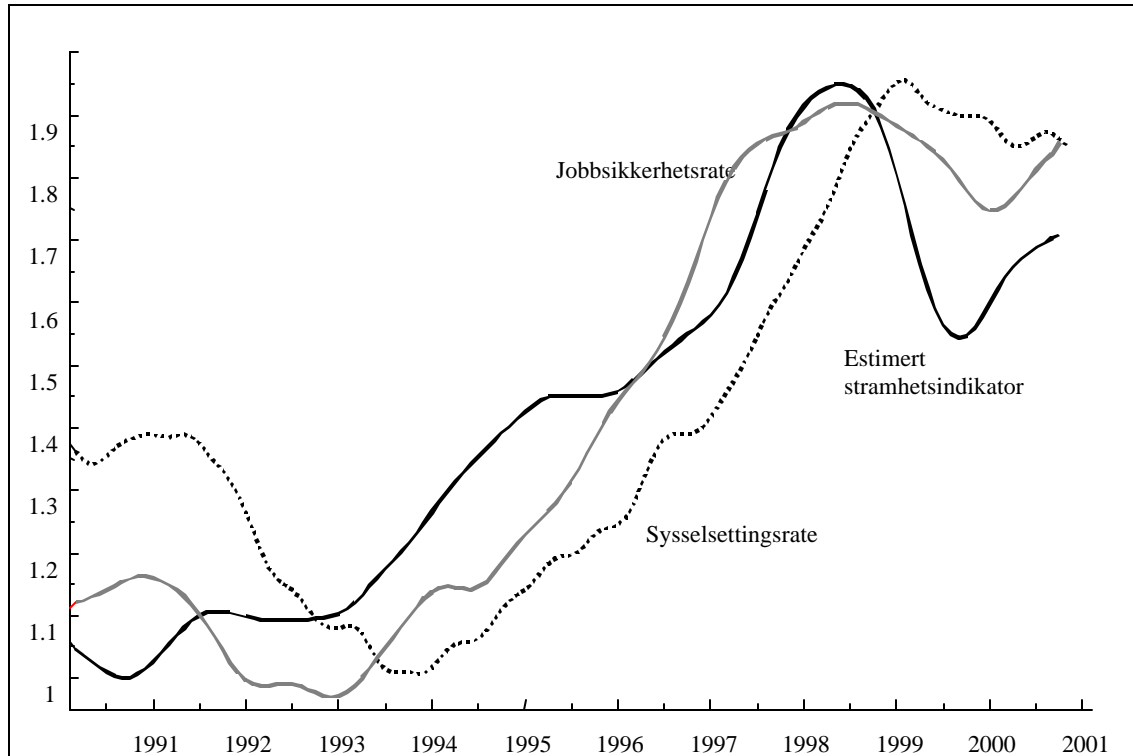
<sup>8</sup> Røed og Zhang (2000a) viser at det i løpet av denne perioden vokste fram en gruppe arbeidsledige som i liten grad var reelle arbeidssøkere, og som følgelig hadde en jobbsannsynlighet tilnærmet lik null under de den gang rådende konjunkturforhold.

ledighetsperioder økte<sup>9</sup>. De med best jobbsjanser kom seg ut av ledighetskøen, og de med dårligst jobbsjanser ble igjen. Først når vi fikk en relativt kraftig konjunkturoppgang fra og med våren 1993 begynte etter hvert også de aggregerte utstrømningsratene å øke, om enn vesentlig saktere de individuelle. Etter hvert åpnet det seg jobbmuligheter også for dem med svakest kvalifikasjoner, ofte med arbeidskontorene i en pådriverrolle (Røed og Zhang, 2001). Da arbeidsmarkedet igjen begynte å bli svekket våren 1998 gjentok historien seg. Økt innstrømning til ledighet medførte en kortsiktig bedring av de gjennomsnittlige egenskapene til de ledige. For en stund kunne dette "kamouflere" svekkelsen av de individuelle utstrømningsratene. Men, litt "forsinket", begynte også den observerte utstrømningsraten å falle rundt årsskiftet 1998/1999. Mønsteret som tegner seg er med andre ord at utviklingen i den aggregerte utstrømningsraten isolert sett undervurderer den negative konjunkturutviklingen i de innledende fasene av en lavkonjunktur (fordi "gjennomsnittskvaliteten" på de ledige forbedres som følge av den økte innstrømning). Den vil også fange opp selve vendepunktet lenge etter at toppen er passert. Tilsvarende vil den undervurdere en konjunkturoppgang i dens innledende fase, og igjen registrere vendepunktet lenge etter at bunnen er passert.

Figur 7 illustrerer at den aggregerte sysselsettingsraten (eller arbeidsledighetsraten) er et enda dårligere mål på stramheten i arbeidsmarkedet, i hvert fall slik det oppleves for de arbeidsledige. Tidlig på 1990-tallet fortsatte arbeidsledighetsraten å øke i flere år etter at jobbmulighetene for den enkelte ledige hadde begynt å ta seg opp igjen. Og på slutten av 1990-tallet fortsatte arbeidsledighetsraten å falle i om lag ett år etter at de arbeidslediges jobbmuligheter hadde begynt å forverre seg.

---

<sup>9</sup> Jeg har dessverre ikke tilgang til registerdata som kan gi individbasert informasjon om varigheten av pågående ledighetsforhold ved starten av observasjonsperioden. Ifølge Arbeidsdirektoratets statistikk økte andelen langtidsledige (ledige med varighet på minst ett år) fra 8,6 prosent av de helt ledige i 1989 til 15,8 prosent i 1992. Det er grunn til å tro at disse tallene undervurderer den relative økningen i langtidsledighet. Grunnen til dette er at Arbeidsdirektoratet "nullstiller" varigheter etter deltagelse i arbeidsmarkeds tiltak.

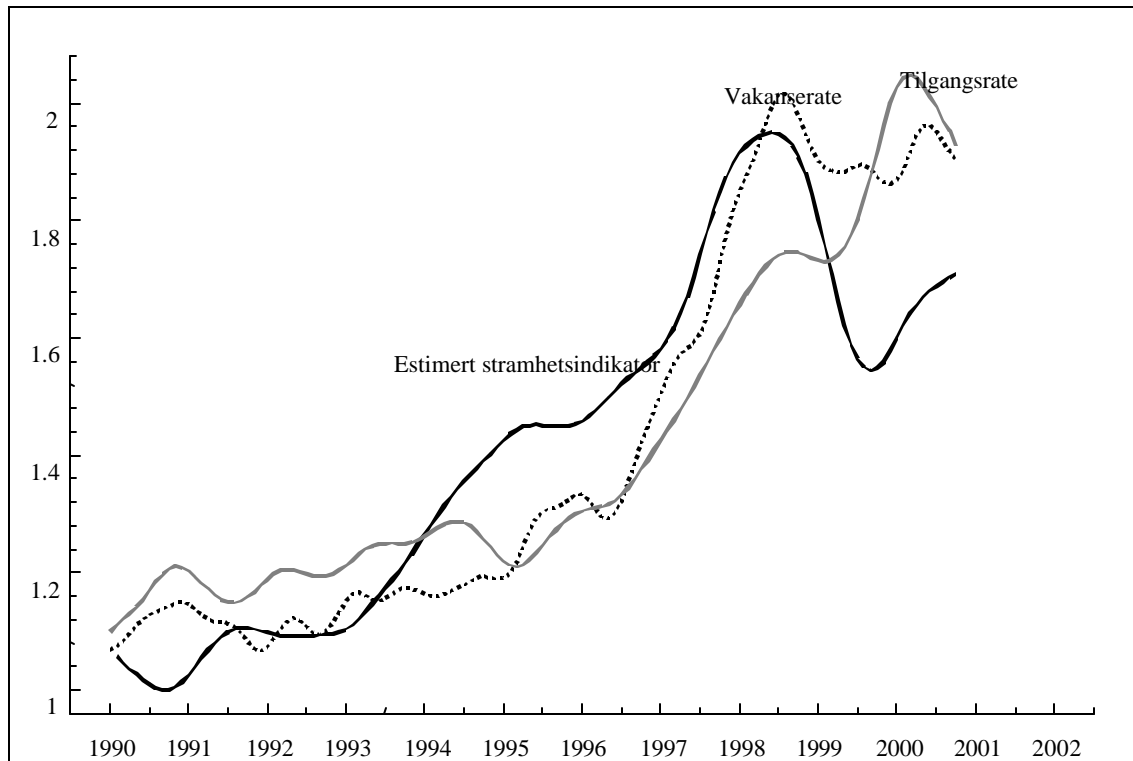


Figur 7. Estimert stramhetsindikatorer og observert jobbsikkerhetsrate og sysselsettingsrate

Note: Den estimerte stramhetsindikatoren viser de estimerte utstrømningssannsynlighetene relativt til september 1990. De andre indikatorene er glattet og normalisert slik at de har samme gjennomsnitt og spennvidde som den estimerte stramhetsindikatoren. Jobbsikkerhetsraten=1-innstrømningsraten til ledighet, sysselsettingsraten=1-ledighetsraten.

I figur 7 har jeg også illustrert utviklingen i ”jobbsikkerhetsraten” (1-innstrømningsraten til ledighet<sup>10</sup>). Det viser seg at dette aggregatet gir et nokså likt bilde av konjunkturutviklingen som den estimerte stramhetsindikatoren. Dette kan tyde på at seleksjonsproblemene er langt viktigere når man vurderer utviklingen i arbeidsledighetsnivået og i strømmene ut fra arbeidsledighet enn når man vurderer innstrømmingen til ledighet, relativt til antallet sysselsatte. Et problem med jobbsikkerhetsraten slik den her er definert er at den er beheftet med målefeil, forårsaket av noen av de nye ledige ikke kommer direkte fra jobb (på dette punkt er ikke ledighetsregisteret helt til å stole på). Det er grunn til å anta at strømmene fra skole og hjem og inn i registrert arbeidsledighet kan være konjunkturfølsomme.

<sup>10</sup> Denne innstrømningsraten er definert som antall nye ledige i måned  $t$  dividert med antall sysselsatte i måned  $t-1$ .



Figur 8. Estimert stramhetsindikatorer og observert vakanserate og tilgangsrate for ledige stillinger, glattet og normalisert slik at alle mål har samme gjennomsnitt og spennvidde som den estimerte stramhetsindikatoren.

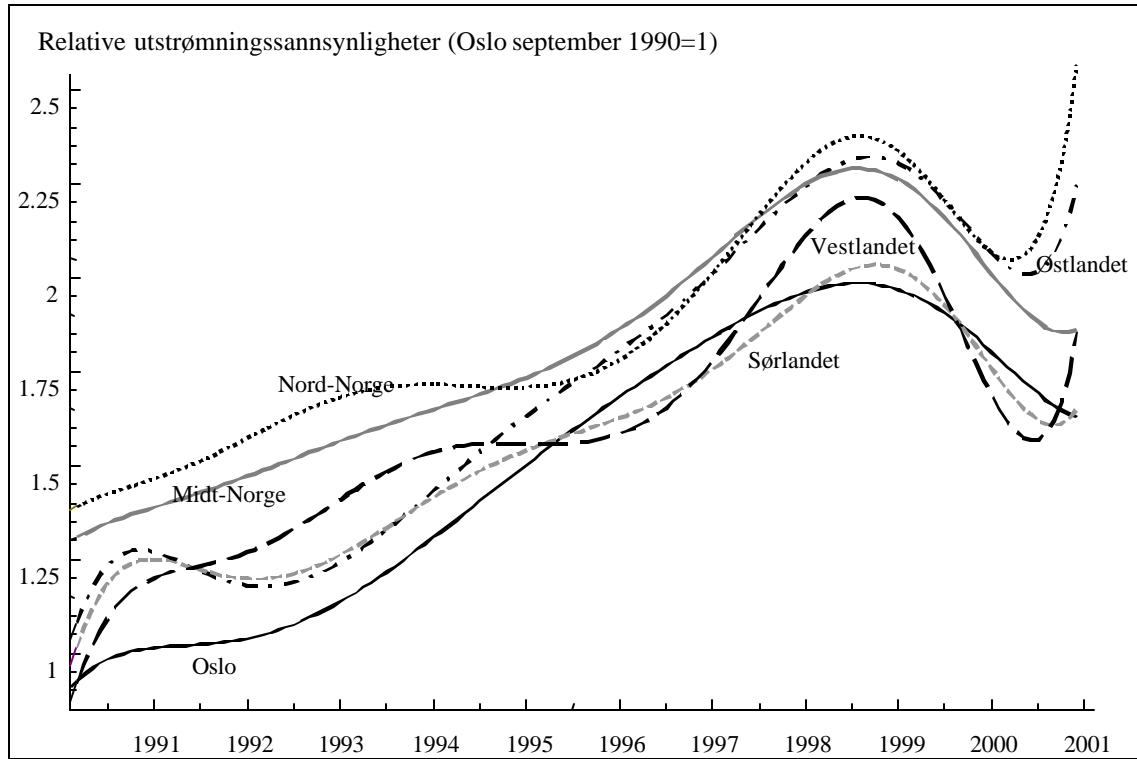
I figur 8 sammenlignes den estimerte stramhetsindikatoren med indikatorer som er basert på arbeidskontorenes tilgang- og beholdning av ledige stillinger. Det er vakanseraten som i størst grad følger den estimerte stramhetsindikatoren, selv om heller ikke denne fanger opp det markerte fallet i arbeidsmarkedet i 1998 og 1999. Det kan tyde på at noe av de reduserte overgangsraterne fra ledighet til jobb i denne perioden delvis ble forårsaket av økt mismatch i arbeidsmarkedet, dvs at arbeidsgivere etterspurte en annen type arbeidskraft enn den som var tilgjengelig. I så fall er det fare for at den estimerte konjunkturindikatoren kan undervurdere det aggregerte lønnspresset i denne perioden. Grunnen til dette er at lønnspresset genereres fra arbeidsgiversiden, snarere enn arbeidstakersiden. Da er det ikke overgangsraten fra ledighet til jobb som er avgjørende, men den tid det tar å få fylt en ledig stilling med en kvalifisert arbeider.



## Utviklingen i disaggregerte stramhetsindikatorer

En forutsetning bak analysen i forrige avsnitt var at konjunkturutviklingen påvirker alle utsrømmingssannsynligheter proporsjonalt. I virkeligheten vil det naturligvis være slik at ulike personer påvirkes i ulik grad og på ulik måte. Dette kan man ta hensyn til ved å estimere separate kalendertidseffekter for grupper av arbeidsledige personer. For å komme fram til et ”samlemål” på konjunkturutviklingen i økonomien som helhet må man da foreta en eller annen veid summering av de ulike gruppernes konjunkturforhold. I en viss forstand er det et slikt veid gjennomsnitt som estimeres når man pålegger en proporsjonal (felles) konjunkturreffekt. I enkelte sammenhenger kan det imidlertid være av interesse å analysere hvordan konjunktursituasjonen utvikler seg i ulike segmenter av arbeidsmarkedet. Dette kan gjøres ved å estimere kalendertidseffektene separat for de ulike gruppene. For å begrense antallet parametre har jeg i det følgende valgt å fokusere på modeller der konjunkturreffektene fanges opp gjennom polynomer av kalendertid (og der også sesongefferktene estimeres separat for de ulike gruppene).

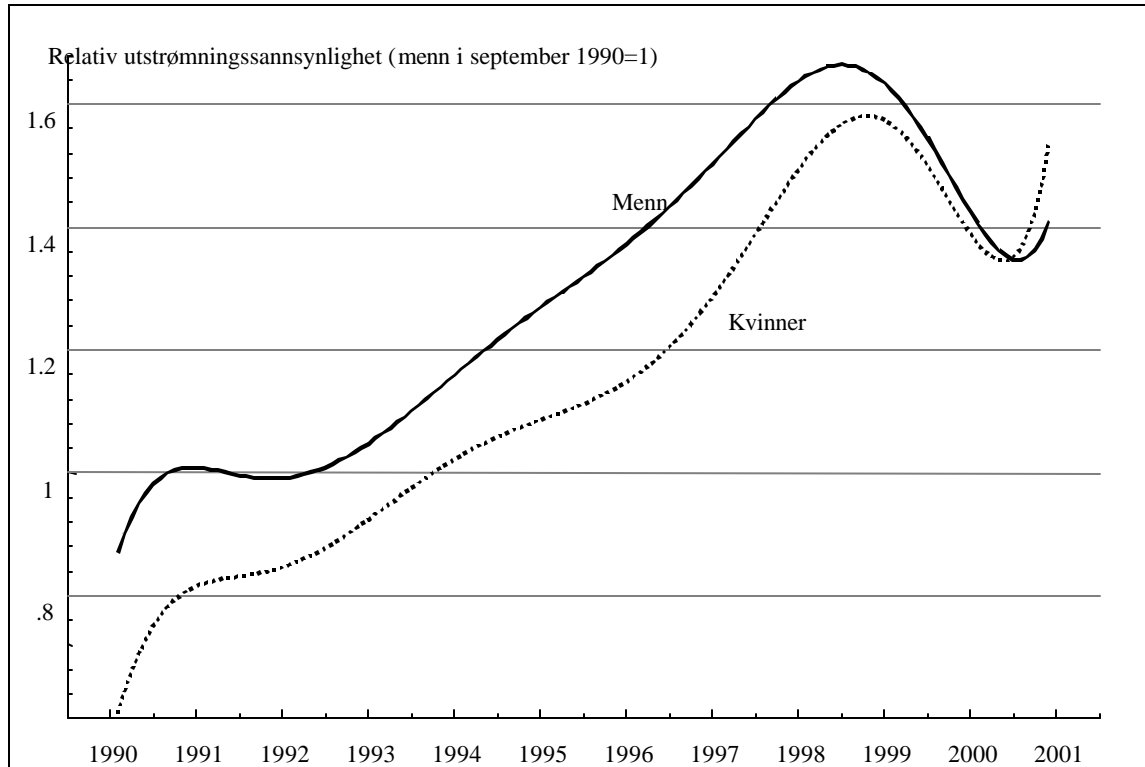
Figur 9 viser hvordan stramheten i arbeidsmarkedet har utviklet seg i ulike deler av landet. Det er jevnt over lettest å komme seg ut av arbeidsledighet i Nord-Norge, og vanskeligst i Oslo (alt annet likt). Det har vært en markert oppgangskonjunktur i alle deler av landet. Det sentrale østlandsområdet har muligens hatt en noe mer gunstig konjunkturutvikling enn resten av landet. Konjunktursvingningene var generelt sterkere på Vestlandet enn i andre regioner.



Figur 9. Regionvise konjunkturstimater, basert på separate polynom i kalendertid av syvende grad. Referansemåned: September.

Note: Sesongeffektene varierer i betydelig grad mellom de ulike regionene. Valg av referansemåned vil derfor påvirke nivåforskjellene mellom de ulike regionene.

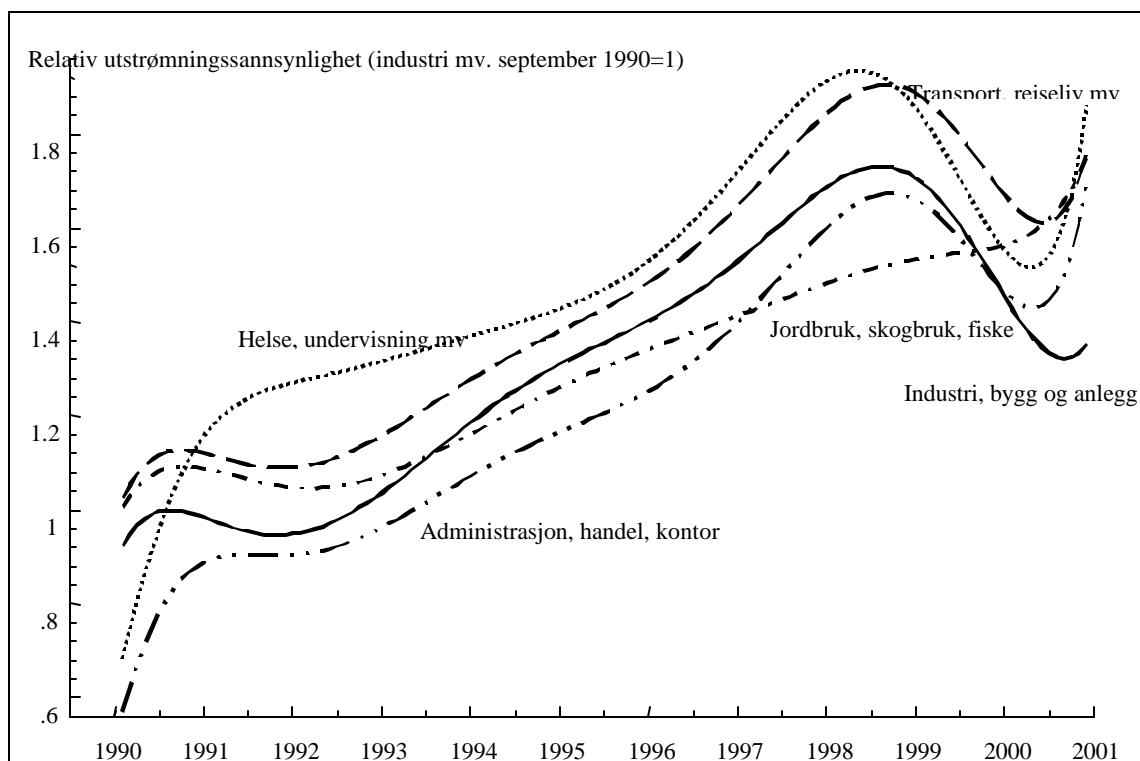
Figur 10 illustrerer utviklingen i konjunktursituasjonen for kvinner og menn. Estimaten indikerer at kvinners og menns jobbmuligheter er blitt likere over tid. Konjunkturmønsteret viser ingen store forskjeller, bortsett fra at den kortvarige svekkelsen av arbeidsmarkedet på slutten av 1990-tallet rammet menn relativt sett sterkere enn kvinner.



Figur 10. Konjunkturstimater for kvinner og menn, basert på separate polynom i kalendertid av syvende grad. Referansemåned: september.

Både de kjønns spesifikke- og de regions spesifikke konjunkturindikatorerne er betinget på alle observerbare individkjennetegn, men ikke på yrkesbakgrunn. Ulikheter i konjunkturforholdene mellom kvinner og menn og mellom ulike regioner kan derfor i en viss grad skyldes systematiske ulikheter i yrkesbakgrunn. Figur 11 illustrerer utviklingen i estimerte konjunkturindikatorer for personer med ulik yrkesbakgrunn<sup>11</sup>. Den makroøkonomiske opphenting på store deler av 1990-tallet slo nokså likt ut for jobbsansynlighetene i alle sektorer, men oppgangen var sterkest og raskest innenfor undervisning og helsestell. Den påfølgende nedgang fra 1998 var sterkest og mest langvarig innenfor industri og bygge- og anleggsbransjen. Primærnæringene skiller seg ut som noe mindre konjunkturfølsomme enn andre næringer. Det er viktig å være oppmerksom på at tilstrømmingen av ledige fra de ulike sektorene også varierer sterkt over konjunkturforløpet. Dette kan endre sammensetningen av uobserverte egenskaper blant de arbeidsledige på en måte som kan virke forstyrrende inn på de estimerte konjunkturreffektene.

<sup>11</sup> Disse estimatene er basert på gruppen av ledige som har hatt jobb før ledigheten inntraff, og der denne jobbets næringstilhørighet er kjent.



Figur 11. Estimerte stramhetsindikatorer for arbeidsledige med ulike yrkesbakgrunn.

## Konklusjon

Utviklingen i arbeidsledighetsraten kan i perioder gi et svært villedende bilde av temperaturen i arbeidsmarkedet. Ved et vendepunkt i konjunkturforløpet kan det ta lang tid før de nye forholdene på arbeidsmarkedet materialiseres i form av et vendepunkt i ledighetsratens utvikling. De samme problemene er knyttet til utviklingen i den observerte utstrømningssannsynligheten fra arbeidsledighet. Årsaken er at ledighetens sammensetning endres systematisk over konjunkturforløpet på en måte som bidrar til å "forsinke" virkningen av endrede konjunkturforhold. I de innledende fasene av en lavkonjunktur vil gruppen av arbeidsledige personer være dominert av korttidsledige med individuelt sett gode jobbsjanser. Etter hvert som lavkonjunktoren varer ved finner det sted en seleksjonsprosess blant de ledige som gjør at de gjennomsnittlige individuelle jobbsjansene svekkes. Med basis i registerbaserte individdata har jeg i denne artikkelen estimert en konjunkturindikator for det norske arbeidsmarkedet på 1990-tallet som er "renset" for denne type seleksjonseffekter. Resultatene tyder på at 1990-tallets konjunkturbunn ble nådd allerede høsten 1990, nesten tre år før den registrerte arbeidsledighetsraten begynte å falle. Arbeidsmar-

kedet befant seg imidlertid nær denne bunnen helt fram til 1993. Resultatene tyder også på at det fant sted en nokså sterk (om enn kortvarig) svekkelse av arbeidsmarkedet høsten 1998 og våren 1999.

I prinsippet er det mulig å oppdatere en mikrobasert stramhetsindikator for arbeidsmarkedet på månedlig basis, nokså umiddelbart etter månedsslutt. En slik indikator kan gi viktig tilleggsinformasjon om utviklingen i det norske arbeidsmarkedet. En test på nytteverdien av en slik indikator er om den forklarer lønnsutviklingen bedre enn eksisterende indikatorer. Ettersom indikatoren foreløpig bare kan beregnes for 10 år er det ikke uproblematisk å foreta slike sammenligninger.

## Referanser

- Johansen, P. R. og Eika, T. (2000) Drivkrefter bak konjunkturforløpet på 1900-tallet. Vedlegg 11 til NOU 2000:21 En strategi for sysselsetting og verdiskapning.
- Layard, R. Nickell, S og Jackman, R. (1991) Unemployment. Macroeconomic Performance and the Labour Market. Oxford University Press.
- Røed, K. (2000) Arbeidsledighetens varighet over konjunkturforløpet. *Søkelys på arbeidsmarkedet*, Vol. 17, 37-46.
- Røed, K. og Zhang, T. (2000a) What Hides Behind the Rate of Unemployment? Micro Evidence from Norway. *Nordic Journal of Political Economy*, Vol. 26, No. 2, 143-170.
- Røed, K. og Zhang, T. (2000b) Labour Market Transitions and Economic Incentives. Memorandum No 15/2000, Økonomisk institutt, Universitetet i Oslo (<http://www.oekonomi.uio.no/memo/memopdf/memo1500.pdf>)
- Røed, K. og Zhang, T. (2001) Does Unemployment Compensation Affect Unemployment Duration? Manuskript. Frishcsenteret.
- Statistisk sentralbyrå (1997) Samledokumentasjon av konjunkturindikatorer i Statistisk sentralbyrå. Rapport 97/17.