

NORGES HANDELSHØYSKOLE

Bergen, vår 2008

Utredning i fordypningsområdet økonomisk analyse

Veileder: Jarle Møen

## Tregheter i arbeidsmarkedet

Teori om virkninger av faste kostnadskomponenter, og empiriske resultater for  
aggregerte sammenhenger

Helge Sandvig Thorsen

Dette selvstendige arbeidet er gjennomført som ledd i masterstudiet i økonomi- og administrasjon ved Norges Handelshøyskole og godkjent som sådan. Godkjenningen innebærer ikke at Høyskolen inntar ansvar for de metoder som er anvendt, de resultater som er fremkommet eller de konklusjoner som er trukket i arbeidet.

# Sammendrag

I den teoretiske delen av denne oppgaven drøfter jeg hvordan ulike kostnadskomponenter knyttet til variasjoner i antall ansatte kan føre til tregheter i bedriftenes respons på eksogene sjokk. Kostnader ved justert bemanning kan være knyttet til ansettelse, opplæring og oppsigelser av ansatte. Som en utvidelse av teoretisk analyse har jeg også gjennomført en tilnærming med numeriske simuleringer av bedriftsutførelse. Her ble hovedkonklusjonen at treghetene som følger av faste kostnadskomponenter er betydelige for rimelige verdier på slike kostnader. I den empiriske tilnærmingen brukte jeg aggregerte data for produksjon og arbeidsledighet til å teste for eventuelle observerte tregheter mellom ulike variable for aktiviteten i arbeidsmarkedet. Basert på nye norske data bekreftes de treghetene som kommer til uttrykk gjennom Okuns lov, mens det er vanskeligere å dokumentere eventuelle stabile tregheter i samvariasjonen mellom produksjon og sysselsetting.

# Innhold

Forord .....	5
1 Innledning.....	6
2 Begrepsavklaringer og definisjoner.....	10
3 Teoretiske og generelle betraktninger .....	13
3.1 Standard produksjonsteoretiske sammenhenger mellom prisvariable og sysselsetting. ....	13
3.2 Toperiodeanalyse med faste kostnader knyttet til ansettelser og oppsigelser .....	15
3.3 Prisstivheter, lagringsmuligheter og variabel arbeidstid .....	20
3.4 Tregheter fra tilbudssiden i arbeidsmarkedet .....	24
3.5 Markedstilpasninger til faste kostnadskomponenter, bemanningsbyråer .....	25
4 Numerisk tilnærming .....	27
4.1 Kjent prisutvikling, fastlåst arbeidstid .....	28
4.2 Kjent prisutvikling, mulighet for overtidarbeid .....	35
4.3 Kjent prisutvikling, kortere tidshorison.....	40
4.4 Mulige generaliseringer av den numeriske analysen.....	41
5 Empirisk tilnærming og resultater .....	43
5.1 Okuns lov.....	43
5.2 Data .....	46
5.3 Sammenhengen mellom endringer i arbeidsledighet og endringer i produksjon; Okuns lov med norske data .....	48
5.3.1 Stasjonaritet og kointegrasjon .....	48
5.3.2 Resultater basert på metoden med førstedifferanser .....	54
5.3.3 Estimering av sykliske svingninger, potensialverdier og trender .....	57
5.3.4 Resultater basert på gap-metoden .....	61
5.3.5. Mer om resultater fra litteraturen .....	65
6 Sammenhenger mellom produksjon og sysselsetting; aggregerte produktfunksjoner .....	67
6.1 Resultater med ulike modellformuleringer og estimeringsrutiner.....	70
6.2 Estimert treghet i etterspørselen etter arbeidskraft.....	75

7. Oppsummering, konklusjoner, og avsluttende kommentarer .....	82
7.1 Teoretisk og numerisk del.....	82
7.2 Empirisk del .....	84
Litteraturliste .....	89
Vedlegg.....	92
VEDLEGG A: Mathematica .....	92
VEDLEGG B: Kode fra Stata.....	93
VEDLEGG C: Seriekorrelasjon, Durbin-Watson målet, og prosedyrer for korrigerings .....	96

# Forord

På slutten av 80-tallet planla moren min å avslutte sosialøkonomistudiet med å skrive hovedfagsoppgave om tregheter i arbeidsmarkedet. Med full jobb og tre barn viste tiden seg å ikke strekke til. I den følgende oppgaven tar jeg utgangspunkt i problemstillingen hun planla å diskutere. Kapittel 3.2 og deler av 3.3 er basert på en bearbeiding av en skisse til den teoretiske delen av hovedfagsoppgaven hun var i ferd med å gå løs på. Tross noe sparsommelig bruk av kildehenvisninger i denne delen av oppgaven, kan jeg altså ikke påberope meg originalitet for innholdet. Oppgaven for øvrig tok i hovedsak en annen retning enn det min mor la opp til. Unntaket er kapittel 6.3, som reflekterer en empirisk tilnærming som var mye anvendt i litteraturen på 70-tallet.

I arbeidet med oppgaven har jeg fått nyttige innspill fra flere hold. Takk først og fremst til veileder Jarle Møen. På grunn av et utvekslingsopphold våren 2008 fikk jeg ikke satt sammen et utkast til oppgave før noen uker i forkant av den endelige innleveringsfristen. Til tross for kort varsel fikk jeg svært konstruktive og konkrete kommentarer både på dette og senere utkast. Jeg har også fått verdifull hjelp fra flere andre. I utgangspunktet hadde jeg ikke kjennskap til Mathematica, men Jan Ubøe var til stor hjelp i arbeidet med å programmere den modellen som ble brukt i den numeriske delen av oppgaven. Den empiriske delen av oppgaven bød på ulike utfordringer knyttet til tidsserieøkonometri. I den forbindelse er jeg svært takknemlig for hjelpen fra Kjell Vaage, som blant annet hadde oppklarende kommentarer om stasjonaritet og kointegrasjon. I tillegg fikk jeg god hjelp av Georg Rabl når det gjaldt bruken av HP-filteret, og Liv Osland og Jens Petter Gitlesen ga nyttige svar på henvendelser om økonometriske forhold og bruken av Stata. Til slutt vil jeg rette en stor takk til min far Inge Thorsen for gode diskusjoner og kommentarer til problemformuleringer og struktur i tidlige utgaver av oppgaven.

# 1 Innledning

I introduksjonskurs til standard nyklassisk produksjonsteori lærer vi blant annet hvordan endringer i priser på ferdigvarer og produksjonsfaktorer påvirker bedriftenes produksjonsbeslutninger. Innenfor en slik teoritradisjon avspeiler denne responsen produksjonstekniske forhold, og kan for eksempel måles ved elastisiteter. Uttrykt gjennom en partiell markedsmodell er det slike produksjonstekniske forhold som avgjør både helningen og beliggenheten til tilbudskurven for en vare.

I et varemarked finnes det mange kilder til tregheter. Det kan for eksempel hende at statlige prisreguleringer forhindrer prisene fra å reagere som i en friksjonsløs markedsøkonomi på bestemte sjokk i tilbud etter etterspørsel. Det kan også hende at markedsstrategiske betraktninger gjør at prisendringer ikke påvirker produksjonen og bruken av produksjonsfaktorer, jfr. for eksempel teorien om den knekkede etterspørselskurven (Tirole (1988, kapittel 6).

I denne oppgaven skal jeg ikke gå eksplisitt inn på forhold i varemarkedet. Som en første avgrensning skal jeg konsentrere meg om arbeidsmarkedet. Denne avgrensningen er imidlertid litt uklar når det gjelder den empiriske delen av oppgaven. Det er åpenbare koblinger mellom vare- og arbeidsmarkeder, og i mine aggregerte data er det uklart hvor observerte tregheter har sine kilder.

Selv en avgrensning til arbeidsmarkedet er ikke tilstrekkelig som utgangspunkt for en masteroppgave. Som en annen avgrensning skal jeg i hovedsak se bort fra tregheter som har sin årsak i tilbudet av arbeidskraft. Jeg skal også se bort fra eventuelle tregheter som skyldes for eksempel asymmetrisk informasjon og usikkerhet i arbeidsmarkedet, og jeg skal ikke gå inn på ulike tregheter i lønnsfastsettelsen. Enda en form for tregheter som jeg ikke skal gå inn på er det såkalte "hold-up" problemet (Kaas og Madden 2006). Dette består i at bedriftene avstår fra investeringer fordi arbeidstakerne har forhandlingsrett og tilriver seg deler av avkastningen på investeringene. Som en endelig problemformulering for den teoretiske delen av oppgaven har jeg endt opp med å fokusere på *betydningen av faste kostnadskomponenter for etterspørselen etter arbeidskraft*.

Slike faste kostnadskomponenter ved sysselsettingen er knyttet til ansettelser, oppsigelser og opplæring, og bidrar til at arbeidskraften kan oppfattes som en kvasifast produksjonsfaktor. Dette innebærer at noen kostnadskomponenter er uavhengige av hvor mye hver enkelt arbeidstaker jobber og hvor mye som produseres. Ifølge Nickell (1986) var Oi (1962) den som først behandlet arbeidskraften som en kvasifast produksjonsfaktor. I den teoretiske og numeriske delen av min oppgave er formålet nettopp å drøfte hvordan slike faste kostnadskomponenter kan virke til å stabilisere produksjon og sysselsetting i en enkelt bedrift, det vil si at de kan virke til å dempe utslagene av for eksempel variasjoner i priser.

Sysselsetting kan måles både ved antall tilsatte og ved antall timeverk som går med i produksjonen. Dette betyr at arbeidsinnsatsen og produksjonen kan variere selv om antall sysselsatte er konstant. I den numeriske delen av oppgaven skal jeg drøfte hvordan dette kan oppstå som følge av faste kostnader knyttet til antall ansatte. Dette representerer videre forbindelsen mellom den teoretiske og den empiriske delen av oppgaven. Faste kostnader kan føre til at produksjonen varierer mer enn antall sysselsatte, og dette kan registreres som en treghet, både i data for enkeltbedrifter og i aggregerte data.

Jeg har bare hatt tilgang til aggregerte data. I den grad den omtalte tregheten gjør seg gjeldende, kan den være en forklaring på Okuns lov. Den opprinnelige versjonen av Okuns lov er definert ved at en økning i arbeidsledigheten med ett prosentpoeng utover naturlig ledighet gir en reduksjon i produksjon/inntekt med 3% (Okun, 1962). Senere har estimatet på Okunkoeffisienten gjennomgående vært noe lavere i makrolitteraturen, men fortsatt høyere enn en skulle forvente ut fra rent produksjonstekniske betraktninger. Som en naturlig tolkning og forklaring reflekterer dette tregheter i arbeidsmarkedet; det skal store produksjonsendringer til for å gi vesentlige utslag i registrert ledighet. De faste kostnadene er en mulig forklaring på disse treghetene. I henhold til definisjonen kan Okuns lov også defineres med motsatt kausalitet. En slik spesifisering brukes gjerne til å beregne produksjons- og velferdstap ved arbeidsledighet utover den naturlige.

Hovedformålet med denne oppgaven har vært å finne ut om Okuns lov kan observeres ut fra norske data. Med data frem til 1996 har Lee (2000) estimert Okunkoeffisienten for 16 OECD-land. Han fant et estimat på omtrent 2 for norsk økonomi, men det var store forskjeller mellom land. Både Lee og andre (for eksempel Freeman, 2001) peker på at Okuns lov neppe er robust overfor strukturendringer i arbeidsmarkedet. På det grunnlaget har jeg ønsket å teste sammenhengen når en bruker nye data for norsk økonomi. Strukturendringene kan for

eksempel bestå i økt yrkesaktivitet for kvinner, eller større fleksibilitet i valg av arbeidstid. Den viktigste strukturendringen i arbeidsmarkedet i senere år er imidlertid knyttet til den sterke fremveksten av bemanningsbyråer. Dette er spesielt interessant sett i forhold til min fokusering på de faste kostnadene. Bemanningsbyråer kan oppfattes som en markedsrespons på slike faste kostnader, og bidrar til økt fleksibilitet i arbeidsmarkedet.

Koblingen mellom den teoretiske og den empiriske delen av oppgaven har åpenbare svakheter. For det første gjelder teorien for variasjoner i sysselsetting, mens Okuns lov er formulert for variasjoner i arbeidsledighet. Sett likevel at variasjoner i arbeidsledighet entydig reflekterer variasjoner i sysselsetting. Kan en forvente å observere betydningen av de faste kostnadene i data? Dette er selvsagt tvilsomt så lenge en bare har aggregerte data. Det kan være mange andre årsaker til observerte tregheter enn de faste kostnadene. Mitt formål krever ideelt sett mikrodata, der en har observasjoner om hvordan produksjon, sysselsetting og faste kostnader samvarierer. Slike data har jeg imidlertid ikke hatt tilgang til.

Det er ikke opplagt at variasjoner i arbeidsledighet entydig reflekterer variasjoner i sysselsetting. Arbeidsledigheten påvirkes også av tilbudssiden, for eksempel ved hvor mange som melder seg ledige. Videre kan sysselsettingen som nevnt måles både ved antall ansatte og ved antall timeverk. Variasjoner i arbeidsinnvandring kan også ha innflytelse på sammenhengen mellom arbeidsledighet og sysselsetting.

Som en oppfølging av den teoretiske delen av oppgaven er det derfor vel så naturlig å fokusere på sammenhenger mellom produksjon (målt ved bruttoprodukt) og sysselsetting (målt både ved antall ansatte og antall timeverk). Derfor har jeg også presentert resultater fra regresjonsanalyse av slike sammenhenger. Noen av disse resultatene ga god mening, andre viste seg vanskeligere å tolke innenfor min problemstilling.

Det er imidlertid flere årsaker til at jeg har knyttet mest oppmerksomhet til Okunsammenhengen. For det første viste det seg at denne sammenhengen rent økonometrisk ble etablert på et mer tilfredsstillende fundament enn sammenhengen mellom produksjon og sysselsetting. For det andre representerer Okuns lov i seg selv en viktig sammenheng i makrolitteraturen. I standard introduksjoner til makroøkonomi er den en del av grunnlaget for utledningen av den aggregerte tilbudskurven. Med en høy Okunkoeffisient vil AS-kurven være flat, og dette har stor betydning i en vurdering av effektiviteten til stabiliseringspolitikken. Tregheter i arbeidsmarkedet trekker følgelig i retning av å gjøre penge- og finanspolitikk til mer effektive virkemidler rettet mot produksjon og verdiskapning.



Med slike tregheter kreves det imidlertid store doser av slike tiltak for å oppnå en bestemt målsetning for sysselsetting og arbeidsledighet.

For en effektiv stabiliseringspolitikk er det også nyttig å vite hvordan tregheter mellom etterspørsel, produksjon, og sysselsetting eventuelt varierer mellom ulike sektorer og ulike regioner. Slik informasjon kan for eksempel brukes når myndighetene skal finne ut hvilke aktiviteter de kan stimulere dersom de ønsker økt produksjon uten sterk sysselsettingsvekst og økt press i arbeidsmarkedet. Det er også nyttig med slik informasjon som grunnlag for å finne ut hvilke aktiviteter som bør stimuleres for å få sterkest mulig reduksjon i arbeidsledigheten på kort sikt.

De fleste og de viktigste referansene til litteratur om betydningen av faste kostnader går noen tiår tilbake i tid. Når det gjelder makrosammenhenger mellom arbeidsledighet og produksjon kan en derimot finne mange nye bidrag i litteraturen. De fleste bidragene er imidlertid empiriske, jeg kjenner ikke til eksplisitte forsøk på å koble Okunsammenhengen til aktørens tilpasning og betydningen av for eksempel faste kostnadskomponenter for arbeidskraften. Sett på bakgrunn av at Okuns lov er sentral for eksempel i vurderingen av stabiliseringspolitikk, synes jeg den nevnte koblingen mot teori burde ha en større plass i litteraturen. Som en annen motivasjon for oppgaven gjentar jeg at de faste kostnadene er viktige for å forstå den sterke fremveksten av bemanningsbyråer.

Problemstillingen for denne oppgaven er godt forankret i den fagporteføljen jeg har hatt i valgetningen økonomisk analyse ved NHH. Jeg har hatt bruk for å gjøre greie for bedriftenes tilpasning til variable og faste kostnadskomponenter, og de sammenhengene jeg studerer har nære koblinger til teori om makroøkonomisk politikk. Likevel er det økonometrikurset jeg har hatt mest bruk for. Uten et godt utgangspunkt i økonometri ville det vært tungt å komme i mål med denne oppgaven. I tillegg drar oppgaven veksler på arbeidsmarkedsteori. Dette er ikke et av mine valgfag, men jeg har blitt kjent med deler av kurset gjennom arbeidet med oppgaven.

I kapittel 2 skal jeg gjøre greie for sentrale begreper og definisjoner. Oppgaven består videre av fire hoveddeler; to teoretiske og to empiriske. Kapittel 3 gir en enkel toperiodeanalyse av grunnleggende problemstillinger. I kapittel 4 generaliseres sentrale deler av den teoretiske skissen innenfor en numerisk tilnærming, basert på simuleringer av bedriftstilpasning. Den mest sentrale delen av oppgaven er kapittel 5, der jeg gir empiriske resultater for sammenhengen mellom arbeidsledighet og brutto nasjonalprodukt for norsk økonomi. I dette kapitlet fokuseres det i hovedsak på Okuns lov. I kapittel 6 presenterer jeg empiriske

resultater for sammenhengen mellom sysselsetting og brutto nasjonalprodukt. Dette gjøres både gjennom estimering av en produktfunksjon, og innenfor en tilnærming som fokuserer på etterspørselen etter arbeidskraft. Til slutt gir jeg en oppsummering, med avsluttende kommentarer, i kapittel 7.

## 2 Begrepsavklaringer og definisjoner

Et formål med denne oppgaven er å vise hvordan faste kostnader knyttet til bruken av arbeidskraft kan virke inn på produksjon og sysselsetting i enkeltbedrifter og i økonomien samlet. De faste kostnadene bidrar til å gjøre ansettelse til en investeringsbeslutning for bedriftene. Med slike kostnader fremstår arbeidskraften som en kvasifast produksjonsfaktor innenfor et noenlunde kort tidsperspektiv. I denne oppgaven skal jeg operere med følgende kategorier av faste kostnader:

- ansettelseskostnader
- oppsigelseskostnader
- opplæringskostnader

I den analysen som følger opptrer ansettelses- og opplæringskostnader prinsipielt sett helt tilsvarende, i den forstand at de påvirker bedriftenes beslutninger på samme måte. Det gir slik sett ikke tapt generalitet å operere med disse kostnadene som en samlet kategori. I fortsettelsen oppfattes derfor opplæringskostnadene som en del av ansettelseskostnadene. Til denne kategorien hører med andre ord både kostnader knyttet til å besette ledige stillinger og til å sette de nyansatte i produktivt arbeid. Rene ansettelseskostnader er forklart av utgifter til annonsering, reiseutgifter i forbindelse med intervjuer, og kostnader ved å bruke tid på intervjuer, sjekke referanser osv. I en noe utvidet definisjon kan en også regne inn at bedrifter noen ganger dekker flyttekostnader for nytilsatte. Mer generelt kan også ansettelsen knyttes til andre frynsegoder, som er uavhengige av selve arbeidsinnsatsen. Slike frynsegoder kan ofte være et substitutt for høyere lønn, og er ofte blant annet motivert av skattemessige forhold. Dette bidrar til å redusere de variable og øke de faste kostnadene knyttet til bruken av arbeidskraft.

Opplæringskostnader kan knyttes både til nytilsatte og til å bygge opp kompetansen til eksisterende arbeidsstokk. Ifølge Ehrenberg og Smith (2006, side 146) kan en operere med følgende tre kategorier av slike kostnader:

- direkte pengeutbetalinger knyttet til lærere og opplæringsmateriell
- implisitte (alternativ)kostnader knyttet til tapt produksjon når mer erfarne ansatte demonstrerer ulike prosedyrer i mer uformelle sammenhenger
- implisitte (alternativ)kostnader knyttet til produksjonstapet i den tiden de ansatte er under opplæring heller enn i produktivt arbeid

Ehrenberg og Smith (2006, kapittel 5) går også inn på spørsmålet om det er bedriften eller den enkelte ansatte som vil/bør bære kostnadene ved opplæring. Bedriftene kan bare forventes å bære slike kostnader dersom de kan beholde litt av merinntektene som følger av opplæringen, dvs at inntektsøkningen som følge av opplæringen ikke i sin helhet går til lønnsøkning for de arbeidstakerne det gjelder. Som en første opplagt betingelse for at dette skal gjelde må opplæringen føre til at

$$MRP = MP_L \cdot MR > w$$

der  $MP_L$  er grenseproduktiviteten til arbeidskraft og  $MR$  er grenseinntekten ved å øke produksjonen med 1 enhet.  $MRP$  ("marginal revenue product") er med andre ord inntektene ved å tilsette en ekstra arbeidstaker. For at bedriften skal være villig til å bære opplæringskostnadene må i det minste denne merinntekten være høyere enn lønnsatsen etter opplæring. I tillegg må den tilsatte bli lenge nok i bedriften til at merinntektene forsvarer opplæringskostnadene.

Vurderingen av opplæringskostnader avhenger også av hvilken type opplæring det er snakk om. Generell opplæring kan anvendes i mange bedrifter og mange sektorer, det kan for eksempel være språkopplæring, generelle datakunnskaper o.l. Slik opplæring har en høyere grad av risiko for bedriften enn spesifikk opplæring, som er knyttet til de arbeidsoppgavene som er relevante bare hos den aktuelle bedriften. Dersom det ikke er høye mobilitetskostnader vil en bedrift typisk være mer villig til å bære kostnader til spesifikk opplæring enn til mer generell opplæring. Et dilemma for bedriften er hvor høyt den skal sette lønnsatsen etter opplæring. En høy lønnsats reduserer i seg selv lønnsomheten i investeringene knyttet til opplæring, samtidig som den reduserer sannsynligheten for at arbeidstakeren skal skifte jobb.

Som en mulig markedsløsning peker Ehrenberg og Smith (2006, side 155) på at bedrift og arbeidstaker typisk kan dele kostnadene med opplæring, i en avtale som innebærer relativt kraftig lønnsøkning etter opplæringsperioden er over. Dette siste bidrar til økt stabilitet i sysselsettingsforholdet. Ehrenberg og Smith (2006, side 155) viser imidlertid til empiriske undersøkelser fra USA som antyder at bedriftene typisk bærer storparten av opplæringskostnadene, mens de påfølgende lønnsøkningene som regel er betydelig lavere enn produktivitetsgevinstene.

Møen (2005) diskuterte betydningen av opplæring i kunnskapsintensive bedrifter. I slike bedrifter tilegner de ansatte seg verdifull kunnskap gjennom arbeid med forskning og utvikling. Møen viste til studier som dokumenterer at faren for å miste kvalifisert arbeidskraft er mindre enn en umiddelbart skulle tro i slike bedrifter. Kompetansen blir som regel høyest verdsatt i den bedriften der kunnskapen er opparbeidet, og økt kunnskap blir typisk fanget opp gjennom bedriftens interne lønssystem. På den måten oppstår kraftigere lønnsvekst i FoU-bedrifter enn i andre bedrifter. Dette forklarer videre hvorfor slike bedrifter som regel rekrutterer kvalifisert arbeidskraft, selv om de gjerne har lavere begynnerlønn enn bedrifter innenfor andre bransjer.

Både ansettelses- og opplæringskostnader kan være avhengige av konjunktursituasjonen. I et stramt arbeidsmarked kan det være vanskelig å finne kvalifisert arbeidskraft, slik at søkekostnadene blir høyere. I tillegg er verdien av tapt produksjon i opplæringsperioden større i høykonjunktur.

Kompensasjoner er ofte en viktig del av oppsigelseskostnadene. Dersom det foreligger saklig grunn for en oppsigelse, har ikke bedriften erstatningsplikt. I min teoretiske og numerisk baserte analyse er arbeidstakerne homogene. Dette innebærer at enhver oppsigelse er saklig i den forstand at den er finansielt motivert. I noen tilfeller kan imidlertid bedriften ha inngått tidsbetingede kontrakter med de ansatte. Det kan oppstå situasjoner da bedriften finner det lønnsomt å kompensere ansatte for å oppløse kontrakten. En annen form for oppsigelseskostnad har å gjøre med gjensidig oppsigelsestid. Den medfører at bedriften ikke blir kvitt en arbeidstaker straks han betraktes som ulønnsom, slik at arbeidstakeren bidrar negativt til bedriftens overskudd i oppsigelsestiden. En mer indirekte type oppsigelseskostnader er knyttet til bedriftens renommé. Et rykte som ustabil arbeidsgiver kan straffe seg i perioder med stramt arbeidsmarked.

## 3 Teoretiske og generelle betraktninger

Et hovedformål med oppgaven er som nevnt å diskutere hvordan forekomsten av faste kostnader påvirker stabiliteten i sysselsettingen. Det kan tenkes flere mulige presiseringer av stabilitet:

- hvordan sysselsetting og produksjon reagerer på etterspørselssjokk i markedet.
- hvordan endringer i sysselsetting og arbeidsledighet er knyttet til endringer i produksjon; sysselsettingen er ikke nødvendigvis gitt som en rent produksjonstekniske funksjon av produsert mengde.

I denne oppgaven skal jeg komme inn på begge disse presiseringene av stabilitet. I den numeriske delen legges hovedvekten på den første presiseringen, mens de empiriske resultatene i større grad vurderes mot den andre presiseringen.

### 3.1 Standard produksjonsteoretiske sammenhenger mellom prisvariable og sysselsetting.

I denne gjennomgangen skal jeg gå ut fra at bedriften opererer under frikonkurranse både i produktmarkedet og i arbeidsmarkedet. Anta først at produktfunksjonen er gitt ved

$$1) \quad X = F(N, K)$$

der  $X$  angir antall produserte enheter av et gode, mens  $N$  og  $K$  er henholdsvis antall arbeidstakere og antall enheter av kapital som går med i produksjonen. La videre  $p$  representere prisen pr enhet av produktet, mens  $w$  angir lønnsraten, og  $r$  angir prisen pr enhet kapital. Fra standard produksjonsteori har en da at en frikonkurransebedrift maksimerer profitten når verdien av grenseproduktet er lik prisen pr enhet for hver av produksjonsfaktorene:

$$2) \quad pF'_N(N, K) = w$$

$$3) \quad pF'_K(N, K) = r$$

Ligningene 1), 2), og 3) gir videre grunnlag for å finne ut hvordan endringer i prisvariable virker inn på sysselsettingen i en bedrift;  $N = N(p, w, r)$ . Ved å totaldifferensiere gjennom det aktuelle ligningssystemet kommer en videre frem til følgende velkjente resultater fra standard mikroøkonomisk teori:

$$4) \quad \frac{dN}{dp} = \frac{F'_K \cdot F''_{NK} - F'_N \cdot F''_{KK}}{p \cdot D}$$

$$5) \quad \frac{dN}{dw} = \frac{F''_{KK}}{p \cdot D}$$

$$6) \quad \frac{dN}{dr} = -\frac{F''_{NK}}{p \cdot D}$$

der  $D = F''_{NN}F''_{KK} - (F''_{NK})^2$ . Med en forutsetning om konkav produktfunksjon blir  $D > 0$ , og med en forutsetning om såkalt teknisk komplementaritet ( $F''_{NK} > 0$ ) følger det at  $\frac{dN}{dp} > 0$ ,  $\frac{dN}{dw} < 0$  og  $\frac{dN}{dr} < 0$ .

Innenfor et kortsiktig tidsperspektiv er det rimelig å oppfatte kapitalbeholdningen som en gitt størrelse;  $K = \bar{K}$ . I en slik situasjon er bedriftens optimale sysselsetting gitt ved  $pF'_N(N, \bar{K}) = w$ . Siden  $F'_N > 0$  og  $F''_{NN} < 0$  følger det av dette at:

$$7) \quad \frac{dN}{dp} = -\frac{F'_N}{p \cdot F''_{NN}} > 0$$

$$8) \quad \frac{dN}{dw} = \frac{1}{p \cdot F''_{NN}} < 0$$

Her er det lett å vise at virkningen av en lønnsendring på etterspørselen etter arbeidskraft er sterkere når kapitalen kan varieres fritt enn når den er fast, det vil si at virkningen er større på lang sikt. Forklaringen er at større fleksibilitet gir større respons på produksjon, og denne effekten dominerer over substitusjonseffekt mellom kapital og arbeidskraft. Dette er en anvendelse at Le Chateliers prinsipp, se Varian (1992, kapittel 5).

Basert på standard nyklassisk produksjonsteori finner en med andre ord at etterspørselen etter arbeidskraft bare avhenger av produksjonstekniske forhold, dvs av grenseproduktiviteter og produktaksellerasjoner. I en slik statisk modell responderer etterspørselen etter arbeidskraft

momentant på endringer i prisvariable. Her er for eksempel ingen grunn til å utsette ansettelse eller oppsigelser som følge av usikkerhet om prisutvikling. Her er heller ikke åpnet for muligheten for å respondere på prisvariasjoner gjennom lagerendringer, beslutninger om produksjon og antall ansatte kan ikke tas separat. Som et annet eksempel kan det være fornuftig for bedrifter å respondere på kjente prisvariasjoner ved gradvise justeringer av arbeidsstokken. Dette kan en heller ikke forklare med utgangspunkt i en enkel statisk nyklassisk modell for bedriftens tilpasning.

Samlet sett er det lett å finne eksempler på at en statisk nyklassisk modell er for enkel. En mer realistisk beskrivelse av bedriftens tilpasning krever blant annet at en tar inn tidsperspektivet.

## 3.2 Toperiodeanalyse med faste kostnader knyttet til ansettelse og oppsigelser

Som forenkende forutsetninger tar analysen utgangspunkt i at det er

- en bestemt kategori homogen arbeidskraft
- to perioder

Teoretisk sett ville det være mer tilfredsstillende å ta hensyn til at arbeidstakere typisk har ulike kvalifikasjoner og produktivitet. Dette er nettopp med på å gi mening til søke- og ansettelseskostnader i forbindelse med tilsetninger. Det gir dessuten langt flere muligheter for å studere virkninger av ulike prisforløp dersom en opererer med flere tidsperioder. Dette blir klarere i kapittel 4, der det er brukt en tilnærming med numeriske simuleringer. En rent analytisk tilnærming krever mer restriktive forutsetninger om tidsdimensjonen i problemet.

I den analysen som følger er tidsperspektivet forutsatt å være for kort til at kapitalutstyret kan regnes som en variabel produksjonsfaktor. Som en videre forenkling forutsettes ansettelsene å finne sted i starten av hver periode. Ved å pådra seg oppsigelseskostnader kan bedriften si opp arbeidstakere i slutten av den første perioden. Det er derimot ikke kostnader knyttet til oppsigelser i slutten av tidshorisonten, periode 2.

Bedriften forutsettes videre å maksimere den samlede neddiskonterte profitten over de to periodene. La  $\pi_i$  og  $N_i$  være henholdsvis profitt og sysselsetting i periode  $i$ , mens  $r$  er diskonteringsfaktoren. Samlet neddiskontert profitt er da

$$\pi = \pi_1 + \frac{\pi_2(N_1)}{1+r}$$

der det er markert for at profittmulighetene i periode 2 avhenger av hvor mange arbeidstakere som arves fra periode 1. Dette skyldes faste kostnader ved ansettelse og oppsigelser. Med arbeidskraft som eneste produksjonsfaktor er produktfunksjonen for periode  $i$  gitt ved  $X_i = F(N_i)$ , der  $X_i$  er antall produserte enheter i periode  $i$ . La videre  $h$  være faste kostnader knyttet til å ansette en arbeidstaker, mens  $p_i$  er prisen pr enhet av godet, i periode  $i$ . Samlet neddiskontert profitt er dermed gitt ved:

$$\pi = (p_1 \cdot F(N_1) - w_1 \cdot N_1 - h \cdot N_1) + \frac{\pi_2(N_1)}{1+r}$$

Av dette følger det at førsteordensbetingelsen for optimalt antall ansatte i periode 1 er gitt ved:

$$\frac{d\pi}{dN_1} = p_1 \cdot F'(N_1) - (w_1 + h) + \frac{\pi_2'(N_1)}{1+r} = 0$$

Det kan tenkes tre typer av løsninger på dette optimeringsproblemet:

$$A) p_1 F'(N_1) = w_1 + h \text{ og } \pi_2'(N_1) = 0$$

Uttrykt med ord svarer en slik løsning til at verdien av grenseproduktet til arbeidskraften skal være lik kostnadene ved å tilsette en ekstra arbeidstaker i periode 1 ( $p_1 F'(N_1) = w_1 + h$ ), samtidig som dette antall ansatte isolert sett også maksimerer profitten i periode 2 ( $\pi_2'(N_1) = 0$ ). Dette svarer til samme løsning som en ville få om periodene ble vurdert hver for seg, i en friksjonsfri tilpasning. Optimalt antall ansatte i periode 1 er altså tilfeldigvis lik optimalt antall ansatte i periode 2, slik at det ikke er noen faste kostnader knyttet til overgangen mellom de to periodene. Dette betyr imidlertid ikke at prisen pr enhet av godet vil være den samme i de to periodene. Anta at lønnsraten er konstant, lik  $w$ , over tid. Med  $N_1 = N_2$  er også grenseproduktiviteten lik i de to periodene. I den skisserte situasjonen vil da



$\frac{w+h}{p_1} = \frac{w}{p_2}$ . Siden det er faste kostnader knyttet til ansettelser i første periode,  $h > 0$ , er altså løsninger med  $N_1 = N_2$  bare mulige dersom  $p_1 > p_2$ . Uten de faste kostnadene ville en slik prisutvikling ha ført til redusert sysselsetting over tid. I denne situasjonen virker altså de faste kostnadene til å stabilisere sysselsettingen.

$$B) p_1 F'(N_1) > w_1 + h \text{ og } \pi_2'(N_1) < 0$$

Med en slik tilpasning er verdien av grenseproduktet til arbeidskraft høyere enn kostnadene ved å tilsette en ekstra arbeidstaker ( $p_1 F'(N_1) > w_1 + h$ ), samtidig som økt antall ansatte i periode 1 ville reduserte profitten i periode 2 ( $\pi_2'(N_1) < 0$ ). I denne situasjonen vil altså økt tilsetning i periode 1 gi høyere profitt i denne perioden, mens det ville gi lavere profitt i periode 2. I en optimal løsning er disse to effektene veid mot hverandre. I et dynamisk perspektiv er altså bedriften tjent med lavere sysselsatting i periode 1 enn den ville valgt i en friksjonsfri økonomi. Årsaken er at økt antall ansatte i periode 1 ville gitt større oppsigelseskostnader i starten av periode 2. Denne situasjonen svarer til at prisen pr enhet av godet reduseres mer fra periode 1 til periode 2 enn det som var tilfellet i situasjon A). Det følger videre av  $p_1 F'(N_1) > w_1 + h$  at grenseproduktiviteten skal være minst like høy i situasjonen med ansettelseskostnader som i en situasjon uten faste kostnader knyttet til ansettelser. Med en forutsetning om avtagende grenseproduktivitet ( $F''(N_1) < 0$ ) svarer dette til at sysselsettingen i periode 1 i alle fall ikke blir høyere enn i en situasjon uten ansettelseskostnader. I periode 2 er profitten gitt ved

$$\pi_2(N_1, N_2) = p_2 \cdot F(N_2) - w_2 \cdot N_2 - (N_1^* - N_2) \cdot f$$

der  $N_1^*$  er optimalt antall ansatte i periode 1 og  $f$  kostnadene ved å si opp en arbeidstaker. Optimalt antall ansatte i periode 2 er med andre ord gitt ved  $p_2 \cdot F'(N_2) = w_2 - f$ . Grenseproduktiviteten skal med andre ord være lavere enn i situasjonen uten oppsigelseskostnader. Dette svarer til at antall sysselsatte skal være høyere enn i situasjonen uten oppsigelseskostnader. Konklusjonen er dermed at de faste kostnadene knyttet til variasjoner i antall ansatte i alle fall ikke bidrar til økt sysselsetting i periode 1, mens de bidrar til høyere sysselsetting i periode 2. Dette betyr at de faste kostnadene også i denne situasjonen bidrar til å stabilisere sysselsettingen over tid.

$$C) p_1 F'(N_1) < w_1 + h \text{ og } \pi_2'(N_1) > 0$$

Med denne tilpasning er verdien av grenseproduktet til arbeidskraft lavere enn kostnadene ved å tilsette en ekstra arbeidstaker ( $p_1 F'(N_1) < w_1 + h$ ), samtidig som økt antall ansatte i periode 1 ville gi økt profitt i periode 2 ( $\pi_2'(N_1) > 0$ ). I denne situasjonen vil altså økt tilsetting i periode 1 gi redusert profitt i denne perioden, mens det ville gi høyere profitt i periode 2. I en optimal løsning er disse to effektene veid mot hverandre. I et dynamisk perspektiv er altså bedriften tjent med høyere sysselsetting i periode 1 enn den ville valgt i en friksjonsfri økonomi. Forklaringen er at dette ville gi lavere ansettelseskostnader i starten av periode 2. Dette svarer med andre ord til en situasjon der bedriften ønsker å øke antall ansatte fra periode 1 til periode 2. For en konstant lønn svarer dette videre til at prisutviklingen i periode 2 må være gunstigere for bedriften enn det som var tilfelle i situasjon A. I en slik situasjon ser en altså at ansettelseskostnader bidrar til å forklare såkalt arbeidshamstring, det vil si at sysselsettingen holdes høyere enn det som er lønnsomt ut fra markedssituasjonen i inneværende periode isolert sett.

Dersom bedriften er optimalt tilpasset skal en marginal økning i antall ansatte i periode 1 ikke ha noen innflytelse på samlet neddiskontert profitt:

$$\frac{d\pi}{dN_1} = \frac{d\pi_1}{dN_1} + \frac{1}{1+r} \cdot \frac{d\pi_2}{dN_1} = (p_1 F'(N_1) - w_1 - h) + \frac{h}{1+r} = 0 \Rightarrow p_1 F'(N_1) = w_1 + \frac{h \cdot r}{1+r}$$

Ansettelseskostnadene bidrar med andre ord til å redusere sysselsettingen i periode 1, siden de gir økt krav til grenseproduktivitet (og  $F''(N_1) < 0$ ). Med  $N_1 < N_2$  bidrar dette videre isolert sett destabiliserende på sysselsettingen i denne situasjonen. Optimal sysselsetting i periode 2 er gitt ved kravet om at  $p_2 F'(N_2) = w_2 + h$ , det vil si at ansettelseskostnadene bidrar til å dempe sysselsettingen også i denne perioden. Dette virker isolert sett stabiliserende på sysselsettingen i den aktuelle situasjonen. Siden  $h > \frac{hr}{1+r}$  bidrar de faste kostnadene til å dempe sysselsettingen mer i den første enn i den andre perioden, det vil si at det er den stabiliserende effekten på sysselsettingen som dominerer.

Som en konklusjon har denne toperiodeanalysen vist at ansettelses- og oppsigelseskostnader virker til å stabilisere sysselsettingen over tid. Analysen var basert på en forutsetning om at prisen pr enhet av godet var uavhengig av produksjonsbeslutningene. Dette kan for eksempel være forklart av at prisen er bestemt fra verdensmarkedet. I den grad prisen i tillegg

reflekterer variasjoner i innenlands produksjon representerer dette en ytterligere stabiliserende effekt på variasjoner i sysselsettingen. Anta som eksempel en eksogent påført prisøkning. Økt innenlands produksjon ville i neste omgang bidra til å dempe prisøkningen. I en ny likevekt ville produksjonsøkningen dermed være lavere enn i en situasjon der innenlands bedrifter ikke har noen innflytelse på prisen.

I analysen foran maksimerte bedriften samlet neddiskontert profitt over de to periodene. Det kan tenkes at bedriftsledere er mer nærsynte i sin tilpasning, det vil si at de tar beslutninger ut fra de priser og lønninger som observeres i en bestemt periode. Dette kan for eksempel skyldes en grunnleggende usikkerhet om utviklingen i priser og lønninger. Vil de faste kostnadene knyttet til ansettelser og oppsigelser bidrar til større stabilitet i sysselsettingen også i en slik situasjon?

Anta først at optimalt antall sysselsatte i periode 1 er langt lavere enn optimalt antall sysselsatte i periode 2, det vil si at markedssituasjonen har utviklet seg veldig gunstig for den aktuelle bedriften. Ansettelseskostnadene gjør seg da gjeldende i begge periodene,  $p_i F'(N_i) = w_i + h$ ,  $i = 1, 2$ , det vil si at de bidrar med den samme økningen i verdien av grenseproduktet i de to periodene. Virkningen på utviklingen i antall ansatte avhenger av hvordan grenseproduktiviteten varierer med sysselsettingen. Generelt sett er det ikke mulig å si om ansettelseskostnadene har en stabiliserende virkning på sysselsettingen i en slik situasjon.

Anta alternativt at markedssituasjonen ikke er veldig forskjellig i de to periodene, det vil si at optimalt antall ansatte i periode 2, gitt ved  $p_2 F'(N_2) = w_2$ , ikke avviker veldig mye fra det antall bedriften har ansatt i periode 1. Dersom  $w_2 - f < p_2 F'(N_1) < w_2 + h$  vil ikke bedriften endre antall ansatte. I en slik situasjon bidrar altså de faste kostnadene knyttet til ansettelser og oppsigelser til å stabilisere sysselsettingen i bedriften. Dette gjelder også i en situasjon der markedssituasjonen er vesentlig svekket fra periode 1 til periode 2. Bedriften vil da redusere antall ansatte i samsvar med betingelsen om at  $p_2 F'(N_2) = w_2 - f$ . Dette innebærer at grenseproduktiviteten skal være lavere enn i en situasjon uten oppsigelseskostnader. Siden  $F''(N_1) < 0$  svarer dette videre til at oppsigelseskostnadene virker til å dempe reduksjonen i antall sysselsatte, det vil si at de virker stabiliserende på sysselsettingen.

### 3.3 Prisstivheter, lagringsmuligheter og variabel arbeidstid

Den formen for tregheter som er spesifisert i kapittel 3.2 gir ingen forklaring på Okuns lov. I den analysen er bedriften prisfast kvantumstilpasser, og den selger til enhver tid alt som er produsert. Samtidig er det ingen grunn til at arbeidstakere ikke skal bidra for fullt i produksjonen, det vil si at sammenhengen mellom produksjonen og antall ansatte er entydig bestemt ved produktfunksjonen. Da vil også sammenhengen mellom arbeidsledighet og produksjon være gitt gjennom produksjonstekniske forhold.

Det er imidlertid mulig at faste kostnader knyttet til variasjoner i antall ansatte kan beholde arbeidstakere selv om de ikke tar direkte del i produksjonen av varer for markedet. I en slik situasjon kan for eksempel arbeidstakere settes til vedlikeholdsarbeid, eller andre oppgaver som ikke gir økt produksjon. Slike situasjoner omtales ofte som "ledighet på jobben", og innebærer at samlet produksjon ikke uten videre følger direkte av å sette inn for antall ansatte i produktfunksjonen. Dette kan for eksempel inntreffe i situasjoner der det

- er tregheter i prisdannelsen
- ikke er lagringsmuligheter for den varen som produseres
- finner sted midlertidig endringer i etterspørsel

Tregheter i prisdannelsen kan inntreffe som følge av ulike typer markedsimperfeksjoner, for eksempel som følge av stilltiende avtaler om prissamarbeid e.l. Tirole (1988, kapittel 5) påpeker at dersom en situasjon med gjentakende priskonkurranse oppfattes å ha uendelig tidshorisont, er det en mulighet for at prising over marginalkostnaden kan være en stabil likevekt. For at dette skal være tilfellet, må alle parter foretrekke samarbeidslikevekten fremfor alternativet. Alternativet vil være å bryte samarbeidet ved å sette egen pris marginalt under den eventuelle prisen ved stilltiende samarbeid. Bedriften som avviker vinner hele markedet i denne perioden, og tilegner seg dermed en positiv profitt. Fra og med neste periode vil imidlertid prisen senkes til grensekostnad, og dermed vil muligheten for positiv profitt være konkurrert bort. For å unngå dette, må summen av forventet profitt ved stilltiende samarbeid være større enn profitten som kan oppnås ved avvik i en periode.

I resonnementet som følger er prisen forutsatt fastlåst på et nivå som svarer til at det er etterspørselen som begrenser produksjonen. Anta videre at bedriften opplever en kjent midlertidig reduksjon i etterspørselen, og at godet som produseres ikke kan lagres. Bedriftens

problem vil da være om de skal si opp ansatte i perioder med lavere produksjon/etterspørsel, eller om den skal opprettholde sysselsettingen ved å la arbeidstakere være ledige på jobben. La  $t_1$  være det tidspunktet da etterspørselen faller, mens etterspørselen er som i utgangspunktet på tidspunkt  $t_2$ . Den gitte etterspørselsreduksjonen setter bedriften i stand til å redusere antall ansatte med  $\Delta N$ . Bedriften vil da beholde antall ansatte dersom:

$$(h + f)\Delta N > w\Delta N(t_2 - t_1)$$

Av dette følger det at sysselsettingen typisk vil være mindre avhengig av en midlertidig reduksjon i produksjonen dersom:

- oppsigelses- og ansettelseskostnadene er høye
- lønnsatsen er lav
- perioden med redusert etterspørsel er kort

Dette innebærer videre at faste kostnader knyttet til variasjoner i sysselsettingen er en mulig forklaring på Okuns lov, som svarer til at arbeidsledighet reagerer tregt på endringer i produksjon. De faste kostnadene kan bidra til at bedrifter velger å opprettholde sysselsettingen heller enn å gå til oppsigelser i perioder med lavkonjunktur og redusert produksjon. Da er ikke lenger sammenhengen mellom produksjon og sysselsetting gitt ved produktfunksjonen. Også i dette tilfellet kan en si at bedriftene hamstrer, eller lagrer, arbeidskraft, i påvente av økt etterspørsel ("labor hoarding"). Ehrenberg og Smith (2006, kapittel 5) viser til at den målte produktiviteten for arbeidskraft typisk faller i starten av en periode med lavkonjunktur, og stiger igjen i oppgangstider. Dette forklarer de med at bedrifter gjerne beholder de beste og mest produktive arbeidstakerne, selv om det ikke er lønnsomt ut fra en rent nærsynt vurdering av markedssituasjonen. Ved konjunkturoppgang kan da produktiviteten øke kraftig, siden bedriftene kan dra veksler på en godt trent og produktiv stab av arbeidstakere.

Resonnementet blir tilsvarende i en situasjon der det er usikkerhet knyttet til den videre prisutviklingen. I en slik situasjon vil beslutningene om sysselsetting være avhengig av prisforventninger. En annen modifikasjon kunne vært å ta hensyn til lagringsmuligheter for det aktuelle produktet. I så fall måtte en vurdere verdien av det som produseres i perioden med lavkonjunktur opp mot lagerkostnadene. Denne vurderingen kommer i så fall som et supplement til avveilingen mellom lønnskostnader og faste kostnader knyttet til variasjoner i sysselsettingen. Med lave lagerkostnader for produktet skulle en forvente at en bedrift er

mindre villig til å ha ansatte som ikke bidrar direkte i produksjonen. Som en tredje modifikasjon har en muligheten for at bedriften permitterer ansatte. Resonnementet blir omtrent som over, med veldig lave verdier på  $h$  og  $f$ . Det kan tenkes slike kostnader også ved permitteringer. Dette kan for eksempel være knyttet til renommé, og/eller til muligheten for å miste kvalifisert arbeidskraft i løpet av perioden med permisjoner, slik at bedriften blant annet pådrar seg nye opplæringskostnader når produksjonsaktiviteten skal tilbake til opprinnelig nivå.

I den numeriske delen av denne oppgaven introduseres muligheten for at bedriftene kan bruke arbeidstiden som støtpute i perioder med variasjoner i etterspørselen. Faste kostnader knyttet til ansettelser og oppsigelser kan føre til at bedriftene velger å variere antall arbeidstimer pr ansatt heller enn antall ansatte. Anta at en bedrift ønsker å øke produksjonen i en periode. Dette kan være et resultat av en midlertidig økning i prisen pr enhet av godet. Alternativt kan det skyldes at etterspørselen øker i en situasjon der prisen er fastlåst på et høyt nivå, slik at bedriften ønsker å tilfredsstille den økte etterspørselen. Produksjonen kan økes ved at bedriften ansetter flere og/eller ved at ansatte jobber overtid. I valget mellom slike løsninger må utgiftene ved bruk av overtid veies opp mot kostnader ved en midlertidig utvidelse av antall ansatte. Antall arbeidstakere og antall timer pr arbeidstaker kan oppfattes som to substituerbare produksjonsfaktorer. Ehrenberg og Smith (2006, side 149-151) går nærmere inn på denne avveiningen. Det sentrale punktet er at grensekostnaden ved å øke produksjonen skal være den samme, enten den ekstra produksjonsenheten produseres ved økt antall ansatte eller ved økt antall arbeidstimer pr ansatt. Denne beslutningen påvirkes selvsagt både av overtidssatsen, de faste kostnadene ved tilsetting, og produktivitetsvurderinger av utvidet arbeidstid.

I slike vurderinger må en selvsagt også ta hensyn til at det er lovverk knyttet både til variasjoner i antall ansatte og variasjoner i antall arbeidstimer pr ansatt. Både arbeidstakernes oppsigelsesvern og reglene for bruk av overtid i arbeidsmiljøloven definerer begrensninger for bedriftenes tilpasning.

I resonnementet over er det implisitt forutsatt at variasjoner i arbeidstid ikke påvirker produktiviteten. Det er flere grunner til at dette kan være urimelig (Vislie 1980):

- i) arbeidsintensiteten kan være omvendt avhengig av arbeidstid (tretthetseffekten)

- ii) utnyttelsen av realkapitalen er positivt avhengig av arbeidstiden (kapitalutnyttelseeffekten)
- iii) effektiv arbeidstid kan avta som andel av total arbeidstid (dødtidseffekten)

Eventuelle virkninger på produktiviteten påvirker selvsagt også valget mellom variasjoner i arbeidstid eller variasjoner i antall ansatte. Trethetseffekten trekker i retning av at bedriften bør ansette flere heller enn å bruke overtid, mens de to andre effektene trekker i motsatt retning. Trethetseffekten trekker altså i samme retning som økningen i timelønn ved overtidarbeid, det vil si at de bidrar til å øke den effektive timelønnsatsen ved økt antall arbeidstimer pr ansatt. For å få et fullstendig bilde av utviklingen i effektiv timelønnsats må en også ta hensyn til kapitalutnyttelseeffekten og dødtidseffekten. Disse effektene trekker i retning av at den effektive timelønnsatsen reduseres når antall timer pr ansatt øker. Likevel må en forvente at den effektive timelønnsatsen øker dersom en produksjonsøkning dekkes ved at arbeidstakerne jobber overtid. Virkningen av overtidssatsen vil normalt dominere over virkningene på produktiviteten. Økningen i effektiv timelønnsats gir videre grunnlag for å beregne kostnadene ved å øke produksjonen ved økt overtidarbeid. Det er denne kostnaden som må settes opp mot ansettelses- og oppsigelseskostnader i en endelig vurdering av hvordan bedriften skal dekke behovet for en midlertidig produksjonsøkning. La effektiv timelønnsats være gitt ved  $w^e$ , mens  $w$  er timelønnen i utgangspunktet og  $\Delta t$  er antall timer med økt produksjon. La videre  $N_1$  være antall ansatte i utgangspunktet, mens  $\Delta N$  er den endringen i antall ansatte som er nødvendig dersom antall timer pr arbeidstaker opprettholdes. Dette innebærer at bedriften vil bruke arbeidstiden som støtpute dersom

$$(h + f)\Delta N > (w^e - w) \cdot \Delta t \cdot N$$

En tilpasning med økt bruk av overtid er altså mer sannsynlig i situasjoner der

- lønnsatsen for overtid er lav
- trethetseffekten er liten, mens kapitalutnyttelseeffekten og dødtidseffekten er betydelige
- perioden med økt produksjon er kort
- oppsigelses- og ansettelseskostnadene er høye

Merk at de faste kostnadene knyttet til variasjoner i sysselsettingen er av engangskarakter, mens lønnskostnader o.l. varierer med arbeidstiden. Jo lengre tidsperspektivet er jo mindre betydning har de faste kostnadene for bedriftens tilpasning. Innenfor et rimelig kort tidsperspektiv bidrar de faste kostnadene til at også arbeidskraften kan oppfattes som en fast produksjonsfaktor.

### 3.4 Tregheter fra tilbudssiden i arbeidsmarkedet

Som en avslutning på den teoretiske gjennomgangen skal jeg kort kommentere hvordan noen tregheter i arbeidsmarkedet har sitt utgangspunkt i tilbudssiden. Ehrenberg og Smith (2006) går relativt grundig inn på slike tregheter, i kapittel 5. Den grunnleggende ideen er at arbeidstakere ikke er fullt mobile i valget mellom arbeidgivere med ulike lønnstilbud. For det første koster det tid og penger å finne informasjon om mulige nye jobbalternativer. For det andre er det ofte kostnader knyttet til å skifte jobb. Noen ganger kan jobbskifte for eksempel kreve at en flytter til et annet geografisk område.

Slike mobilitetshindringer gjør at enkeltbedrifter står overfor stigende tilbudskurver i arbeidsmarkedet, og helningen på tilbudskurven vil være positivt avhengig av nivået på mobilitetskostnadene. Med stigende tilbudskurver får en bedrifter med monopsonistisk makt i arbeidsmarkedet. Uten å gå i detalj om en slik markedsløsning gir dette blant annet en forklaring på at en ofte observerer rimelig vedvarende geografiske lønnsforskjeller for en bestemt type arbeidskraft. Mobilitetskostnader forklarer med andre ord brudd på den såkalte loven om én pris.

Mobilitetskostnader kan også bidra til å forklare tregheter i sysselsettingen. Anta først at det skjer et etterspørselssjokk som gir økt pris. Med høye mobilitetskostnader og en stigende tilbudskurve kan det kreve relativt store lønnsøkninger å oppnå en bestemt sysselsettingsøkning. Det samme gjelder i en situasjon der det positive etterspørselssjokket kommer i en situasjon der produktprisen er relativt høy og bedriften i utgangspunktet er rasjonert. I slike situasjoner kan det lønne seg for bedrifter å benytte seg av overtid heller enn å by opp lønningene for å tilfredsstille den økte etterspørselen. Dette gjelder særlig dersom etterspørselsøkningen er av midlertidig karakter. Det kan også lønne seg for bedriften å beholde arbeidsstokken i en periode med redusert etterspørsel. Alternativet til slik "labor hoarding" kan være at bedriften pådrar seg store kostnader ved gjenoppbygging av



arbeidsstokken etter perioden med redusert etterspørsel. Disse kostnadene kan delvis være tradisjonelle ansettelseskostnader, og delvis økte lønnskostnader som følge av mobilitetskostnader ved rekruttering og (gjen)oppbygging av arbeidsstokken. Samlet sett innebærer dette at slike mobilitetskostnader bidrar til å forklare at

- variasjoner i etterspørsel ikke gir tilsvarende variasjoner i produksjon og sysselsetting
- variasjoner i produksjon ikke alltid motsvares av tilsvarende variasjoner i antall sysselsatte

### 3.5 Markedstilpasninger til faste kostnadskomponenter, bemanningsbyråer

Bemanningsbyråer, som Adecco og Manpower, kan blant annet sees som en markedsrespons på at det er faste kostnader knyttet til variasjoner i antall ansatte. Timesatsen for tjenester formidlet gjennom disse byråene er ofte markert høyere enn timesatsene for ordinært tilsatte. Dette reflekterer en markedsbestemt premie for at bedriftene slipper faste kostnader med å øke antall ansatte. I tillegg gir vikarbyråene bedriftene en mulighet til å vurdere individuelle kvalifikasjoner til arbeidssøkere som kan være aktuelle for mer permanent tilsetting. Bemanningsbyråene formidler slik sett også informasjon, og de relativt høye timesatsene kan dermed også fungere som en betaling for en slik formidling.

Ifølge Ehrenberg og Smith (2006, side 150) har aktiviteten i slike vikarbyråer økt kraftig i senere tiår, og de antyder at denne virksomheten dekket rundt 25% av all sysselsettingsveksten i amerikansk økonomi på midten av 90-tallet. Tallet er neppe like høyt i Norge, men veksten i denne virksomheten er uansett en klar indikasjon på at ansettelses-, opplærings-, og oppsigelseskostnader har en stadig sterkere innflytelse på aktiviteten i en økonomi. Arbeidskraften må med andre ord i stadig større grad vurderes som en kvasifast produksjonsfaktor. Ehrenberg og Smith (2006, side 150) gir også informasjon som indikerer at bruken av overtid er størst for de kategoriene av arbeidskraft med størst faste kostnader knyttet til ansettelse og opplæring.



Figur 1: Omsetningsvekst i bemanningsbransjen, norsk økonomi. Figur fra Hasås (2008)

Figur 1 illustrerer den kraftige veksten i bemanningsbransjen de siste årene. Omsetningen har omtrent tredoblet på litt over 3 år. Ifølge Fiksdal (2007) er dette et tegn på et velfungerende og fleksibelt norsk næringsliv; byråene gir mulighet for endringer i arbeidsstokken til vesentlig lavere kostnader enn det som er tilfellet ved ordinære ansettelser. Som nevnt over gir midlertidige ansettelser også mulighet for en mer uforpliktende vurdering av potensielle fremtidige jobbsøkere. Dette reduserer for eksempel eventuelle problemer med asymmetrisk informasjon ved ansettelser, og bidrar dermed til å redusere bedriftenes risiko. Bemanningsbyråene spiller slik sett en viktig rolle når bedriftene rekrutterer nye heltidsansatte. Fiksdal (2008) presenterer bransjestatistikken til NHO Service. Denne slår fast at nær 10 000 personer fikk fast jobb gjennom bemanningsbyråene i 2007. I den grad de faste kostnadskomponentene bidrar til å dempe sysselsettingen og skape tregheter i arbeidsmarkedet, kan en argumentere for at effekten av bemanningsbyråene drar i motsatt retning.

Ikke alle er like begeistret for veksten i bemanningsbransjen. I et innlegg i LO-aktuelt hevder Toska (2008) at veksten ”skjer på bekostning av ordinære ansettelser” og at den medfører ”undergraving av tariffavtalene.”

## 4 Numerisk tilnærming

Det er åpenbare begrensninger knyttet til en enkel teoretisk analyse for et to-periode-tilfelle. For det første gir den ingen muligheter til å kvantifisere virkningene av endringer i pris/etterspørsel. For det andre forsvinner en viktig dimensjon ved dynamisk optimering når analysen begrenses til to perioder. Med generaliseringer i slike retninger blir problemstillingen fort analytisk uhåndterlig. Derfor har jeg valgt en tilnærming med numeriske simuleringsforsøk, der bedriften maksimerer samlet neddiskontert profitt i en situasjon der prisen varierer over de periodene som er spesifisert. En slik tilnærming gir mulighet til å drøfte hvordan

- produksjon og sysselsetting responderer tregt på prisendringer (kapittel 4.1)
- antall sysselsatte responderer tregt på variasjoner i produksjon (kapittel 4.2)

Som grunnlag for de numeriske simuleringene er det nyttig å ha et omtrentlig kjennskap til nivået på de faste kostnadskomponentene. Det er imidlertid vanskelig å ha et velbegrunnet generelt anslag for dette nivået, det kan forventes å variere mellom yrkeskategorier og jobbposisjoner, mellom land, og over tid. Jeg kjenner ikke til relevante beregninger for norsk økonomi. For amerikansk økonomi kan en finne noen antydninger hos for eksempel Ehrenberg og Smith (2006, side 145). De viser blant annet til undersøkelser fra 1982, om at det i gjennomsnitt ble brukt 22 timer på å vurdere og intervjuer ufaglærte jobbsøkere. Etter ansettelse kommer nye kostnader i forbindelse med opplæring. Ehrenberg og Smith (2006, side 146) viser videre til en undersøkelse fra 1990, som konkluderer med at det i gjennomsnitt går med 30% av arbeidstiden til opplæring av en nyansatt i løpet av de første 3 månedene. De spesifiserer også hvordan denne tiden typisk er fordelt mellom ren instruksjonstid, og ulike former for mer uformelt tilsyn.

Ehrenberg og Smith (2006, side 146-148) skiller ikke skarpt mellom ulike former for faste kostnadskomponenter. En annen form for faste kostnader enn de som er nevnt over er kompensasjoner for forsikringer, frynsegoder av ulike slag, betaling for pauser, ferier, sykdom o.l., som er knyttet mer til antall ansatte enn til antall arbeidstimer. Ehrenberg og Smith (2006, side 148) viser til studier som konkluderer med at slike kostnader knyttet til ”employment benefits” utgjør omtrent 19% av årlige kostnader knyttet til arbeidskraften. De skriver også at

det typisk gis erstatninger tilsvarende 8-12 måneders lønnsutbetalinger for det de kaller urettmessige oppsigelser. Det er ikke helt klart definert hva som er en urettmessig oppsigelse, men det er i det minste klart at det ofte er knyttet erstatningsforpliktelser til reduksjoner i antall ansatte.

Generelt sett er det praktiske problemer med kategorisering av ulike faste kostnader, det er ikke alltid klart om de skal regnes som ansettelses-, opplærings- eller oppsigelseskostnader. I de numeriske beregningene som følger skiller jeg som en forenkling mellom ansettelses- og oppsigelseskostnader. Det må selvsagt forventes å være store variasjoner i slike kostnadskategorier, mellom ulike sektorer, mellom ulike bedrifter, og mellom ulike yrkeskategorier. Til numerisk bruk gir tallene over likevel grunnlag for å si at det generelt sett ikke er urimelig å regne med både ansettelseskostnader (inklusive opplæringskostnader) og oppsigelseskostnader rundt 100000 i en situasjon med årlig lønn rundt 400000.

## 4.1 Kjent prisutvikling, fastlåst arbeidstid

Anta en bedrift som etableres i starten av periode 1, med et gitt produksjonsanlegg. I utgangspunktet har imidlertid bedriften ingen ansatte, dvs at den påføres ansettelseskostnader for alle ansatte før driften kommer i gang. Vi ser imidlertid bort fra at bedriften har oppsigelseskostnader knyttet til de arbeidstakerne den står igjen mot slutten av den relevante tidshorisonten. Foreløpig ignoreres også muligheten for at bedriften kan justere arbeidstiden pr arbeidstaker, og beholdningen av realkapital forutsettes konstant innenfor det aktuelle tidsperspektivet. Med en tidshorisont på  $n$  perioder er den neddiskonterte profitten til bedriften gitt ved:

$$\pi = \pi_1 + \frac{\pi_2(N_1)}{1+r} + \dots + \frac{\pi_n(N_n, N_{n-1})}{(1+r)^n} = \pi_1 + \sum_{j=2}^n \frac{\pi_j(N_j, N_{j-1})}{(1+r)^j}$$

Her er notasjonen den samme som i den rent teoretiske drøftingen foran, det vil si at  $h$  er de faste kostnadene knyttet til å ansette en arbeidstaker, mens  $f$  er kostnadene ved å si opp en arbeidstaker. Profitten i første periode er gitt ved:

$$\pi_1 = p_1 X_1 - wN_1 - hN_1$$

Profitt i periodene etter initiering er da gitt ved:

$$\pi_i = \begin{cases} p_i X_i - wN_i - f(N_{i-1} - N_i) & \text{dersom } N_{i-1} > N_i \\ p_i X_i - wN_i - h(N_i - N_{i-1}) & \text{dersom } N_i > N_{i-1} \end{cases}$$

Produktfunksjonen er gitt ved:

$$X_i = g(N_i) = aN_i^\alpha$$

der  $a$  er en skalaparameter for produksjonen, mens  $\alpha$  er elastisiteten knyttet til bruken av arbeidskraft i produksjonen. Bedriften forutsettes videre å maksimere samlet profitt,  $\pi$ , dvs at vi står overfor et dynamisk optimeringsproblem.

Anta som et eksempel at bedriften står overfor 4 perioder, med periodelengde 1 år. I dette eksemplet er årslønnen gitt ved  $w=400000$ . Den kjente prisutviklingen er gitt ved  $p_1 = 100, p_2 = 200, p_3 = 150$  og  $p_4 = 100$  i de fire periodene. I vurderingen av de numeriske resultatene er det nyttig å kjenne løsningen for situasjoner der bedriften optimerer for en periode om gangen, i et helt friksjonsfritt marked. En slik løsning finner en analytisk ved å maksimere:

$$\pi = p \cdot aN^\alpha - wN$$

Førsteordensbetingelsen er da gitt ved:

$$\frac{\partial \pi}{\partial N} = p \cdot a \cdot \alpha N^{\alpha-1} - w = 0$$

Dette gir

$$N = \alpha^{-1} \sqrt[\alpha]{\frac{w}{p \cdot a \cdot \alpha}}$$

det vil si at  $N = \left(\frac{p \cdot a}{2w}\right)^{\frac{1}{\alpha}}$  med  $\alpha = 0.5$ .

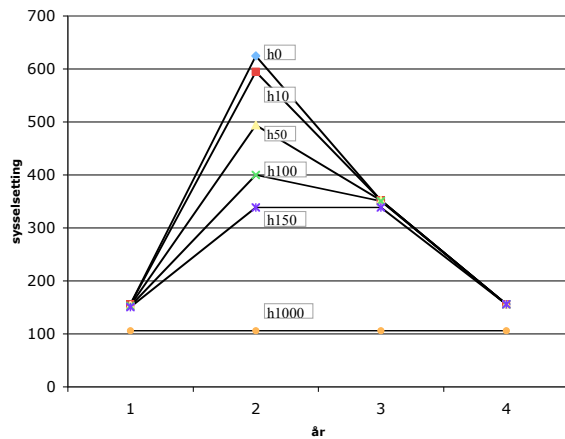
Med friksjonsfri tilpasning er sysselsettingen i de 4 periodene gitt ved  $N_1 = 156.25$ ,  $N_2 = 625$ ,  $N_3 = 351.56$  og  $N_4 = 156.25$ . Dette er også den løsningen en får med dynamisk optimering i en situasjonen der det ikke er noen kostnader knyttet til oppsigelser og ansettelser.

Anta først at det er kostnader knyttet til ansettelser, men ikke til oppsigelser. Figur 2a viser hvordan økte ansettelseskostnader fører til større treghet i sysselsettingen. De faste kostnadene ved ansettelser har ført til at bedriften ansetter færre nye arbeidstakere som respons på den kraftige prisøkningen fra periode 1 til periode 2. Ansettelseskostnadene må bli svært høye før de berører utviklingen i antall sysselsatte i periodene 3 og 4. For  $h > 130000$  vil sysselsettingen i periodene 2 og 3 være like store med den skisserte prisutviklingen, mens  $h > 600000$  før bedriften velger en lavere sysselsetting i periode 4 enn den ville gjort med en helt friksjonsfri tilpasning. I disse simuleringsforsøkene faller prisen fra og med periode 2. Med tilstrekkelig høye ansettelseskostnader kan den optimale sysselsettingen i periode 2 bli lavere enn det som svarer til den friksjonsfrie tilpasningen i senere perioder. I så fall vil naturlig nok den optimale sysselsettingen i senere perioder reduseres til samme nivå som i periode 2; en bedrift som optimerer tilpasningen over tid vil ikke tilsette arbeidstakere i overgangen til perioder med lavere pris.

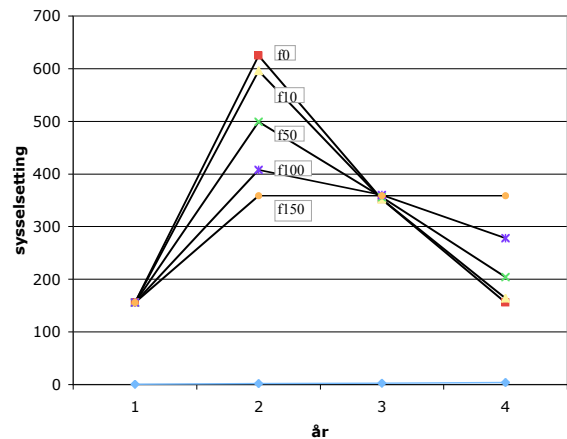
I Figur 2b er det oppsigelseskostnadene som varierer, mens det ikke er kostnader knyttet til ansettelser. Det går klart frem av figuren at også oppsigelseskostnader bidrar til å skape tregheter i sysselsettingen. Oppsigelseskostnader har omtrent samme virkning på sysselsettingen i periodene 2 og 3 som like store ansettelseskostnader. Forklaringen på treghetene er selvsagt ikke helt den samme. I dette tilfellet tar bedriften hensyn til at den pådrar seg oppsigelseskostnader ved å ansette flere i en periode enn det som er optimalt i senere perioder. Merk også at sysselsettingen i periode 4 blir høyere i situasjonen med oppsigelseskostnader enn med like store ansettelseskostnader. Dette skyldes forutsetningen om at det ikke er oppsigelseskostnader knyttet til reduksjon i sysselsettingen mot slutten av tidshorizonten. Siden bedriften har høyt aktivitetsnivå i periodene 2 og 3 kan det lønne seg å holde et sysselsettningsnivå i siste periode som er høyere enn det som svarer til en rent friksjonsfri tilpasning. Oppsigelseskostnadene må vurderes opp mot den reduserte profitten ved en tilpasning der lønnen er høyere enn verdien av grenseproduktet. Den sysselsettningsutviklingen som er representert ved  $f = 150000$  i Figur 2b er gyldig også for alle høyere verdier av oppsigelseskostnadene med  $\pi > 0$ . Så lenge sysselsettningsutviklingen ikke involverer oppsigelser er den uavhengig av nivået på oppsigelseskostnadene.

Tendensen til at variasjonene i sysselsetting jevnes ut er naturlig nok enda sterkere når en har både ansettelses- og oppsigelseskostnader. Dette er illustrert i Figur 2c. I en slik situasjon vil sysselsettingen i periodene 2 og 3 være like store for  $h = f > 70000$ , og det er generelt en sterkere tendens enn i de andre figurene til at sysselsettingen dempes i perioder med høy pris, og øker i

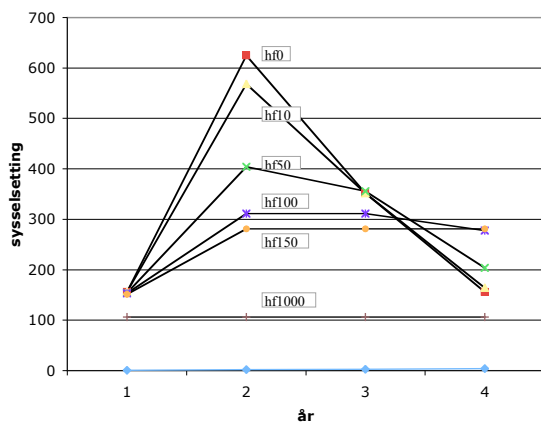
perioder med mindre gunstig inntjeningspotensial for produktet. Merk forøvrig at sysselsettingen i periode 4 ikke øker jevnt med nivået på de faste kostnadene. Økningen gjelder bare opp til det nivået der sysselsettingen i periode 2 (og dermed periode 3) er redusert til sysselsettningsnivået i periode 4. Etter dette fører ytterligere høyere faste kostnader til at sysselsettingen blir lavere i alle periodene.



a) Ansettelseskostnadene varierer



b) Oppsigelseskostnadene varierer



c) Både ansettelses- og oppsigelseskostnadene varierer

Figur 2: Virkninger på optimal sysselsetting av midlertidig prisøkning:  $\mathbf{p} = [100, 200, 150, 100]$ . I a) varierer bare ansettelseskostnadene, i b) varierer bare oppsigelseskostnadene, mens begge komponentene varierer i c), med  $h=f$ . Tallene etter h og f i figuren er angitt i 1000 kroner, dvs at for eksempel h100 svarer til ansettelseskostnader på 100000.

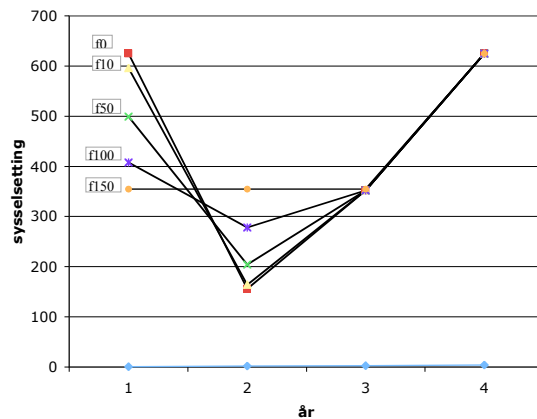
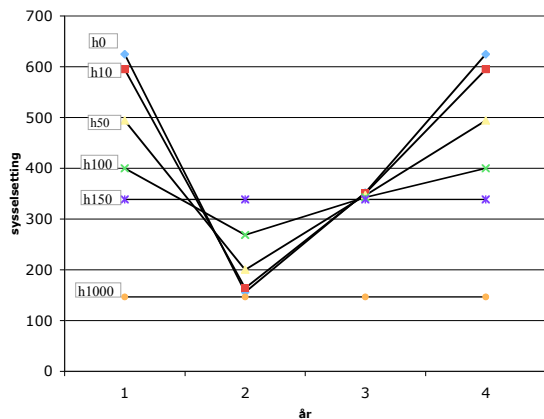
Simuleringsforsøkene indikerer videre at det ikke spiller noen stor rolle for variasjonene i sysselsetting om det er ansettelses- eller oppsigelseskostnadene som dominerer. Virkningene er både kvalitativt og kvantitativt sett relativt tilsvarende for ulike typer av faste kostnadskomponenter.

Ehrenberg og Smith (2006, side 146) viser til empiriske undersøkelser som konkluderer med at de landene som har strengest oppsigelsesvern (høyest oppsigelseskostnader) har færrest arbeidstakere som går over til å bli arbeidsledige. Undersøkelsene indikerer imidlertid også at disse kostnadene bidrar til å redusere strømmen av arbeidsledige som får jobbtillbud. Dette er i samsvar med simuleringsresultatene over; høye oppsigelseskostnader bidrar til å dempe sysselsettingsveksten i perioder med gode markedsvilkår, og de kan videre virke til å gi høyere langtidsledighet i økonomien.

Som et annet eksperiment kan en anta en midlertidig reduksjon i prisen pr enhet av produktet. Anta som eksempel at den kjente prisutviklingen over de fire periodene er gitt ved  $p_1 = 200, p_2 = 100, p_3 = 150$  og  $p_4 = 200$ .

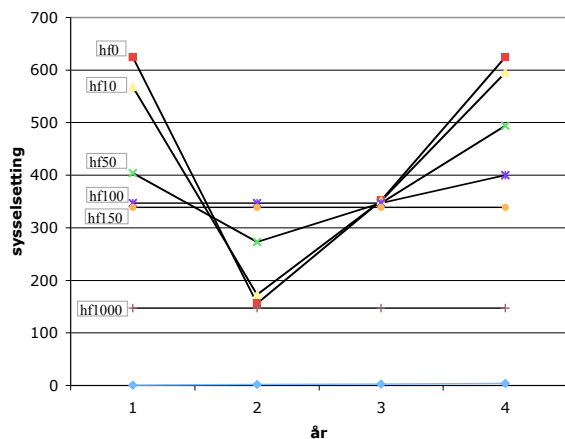
Det går frem av Figur 3a at ansettelseskostnadene demper sysselsettingsvirkningen av en midlertidig reduksjon i prisen pr enhet av produktet. På denne måten sparer bedriften seg for ansettelseskostnader i senere perioder, der prisen pr enhet har økt. Ansettelseskostnadene bidrar til at bedriften ansetter færre arbeidstakere både i periode 1 og i periode 4, mens den ansetter flere i periode 2 enn den ville gjort med en friksjonsfri tilpasning. Periode 3 representerer et skritt på vegen mot gjenoppretting av opprinnelig pris. Sysselsettingen i denne perioden påvirkes bare vesentlig dersom ansettelseskostnadene er svært høye, dvs over det nivået der variasjon i sysselsetting har opphørt. Det går frem av figuren at dette i alle fall er tilfelle for  $h=150000$ . Med enda høyere ansettelseskostnader vil optimal sysselsetting i periode 1 være lavere enn det som svarer til den friksjonsfrie tilpasningen for periode 3. I en slik situasjon vil det ikke være lønnsomt for bedriften å ansette flere arbeidstakere inn mot periodene 3 og 4, selv om prisen pr enhet av produktet øker betydelig.





a) Ansettelseskostnadene varierer

b) Oppsigelseskostnadene varierer



c) Både ansettelses- og oppsigelseskostnadene varierer

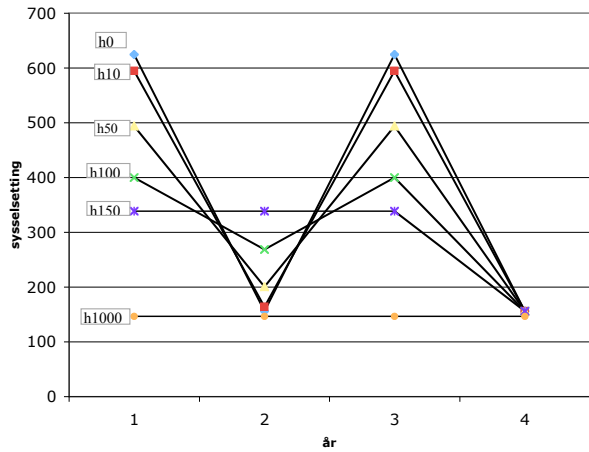
Figur 3: Virkninger på optimal sysselsetting av en midlertidig prisreduksjon:  $\mathbf{p} = [200, 100, 150, 200]$ . I a) varierer bare ansettelseskostnadene, i b) varierer bare oppsigelseskostnadene, mens begge komponentene varierer i c), med  $h=f$ . Tallene etter h og f i figuren er angitt i 1000 kroner, dvs at for eksempel h100 svarer til ansettelseskostnader på 100000.

Utslagene i de første periodene blir relativt tilsvarende når en ser på isolerte variasjoner i oppsigelseskostnadene. Høye oppsigelseskostnader bidrar til å dempe sysselsettingen i periode 1 og til å øke sysselsettingen i periode 2. På denne måten reduseres kostnadene ved variasjoner i arbeidsstokken, samtidig som bedriften avstår fra å utnytte det fulle inntekspotensialet knyttet til prisvariasjonene. Når oppsigelseskostnadene er så høye at de gir

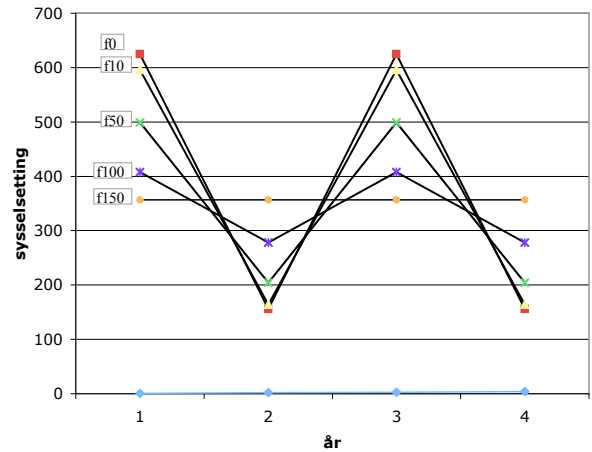
en optimal sysselsetting i periode 1 som ikke er høyere enn den optimale (friksjonsfrie og dynamiske) tilpasningen i periode 3 når systemet en stabil tilstand. Så lenge det ikke er oppsigelser involvert er bedriftens tilpasning upåvirket av ytterligere økninger i slike kostnader. Husk igjen forutsetningen om at det ikke er kostnader knyttet til eventuelle oppsigelser mot slutten av tidshorizonten. Dette forklarer at optimalt antall ansatte i periode 4 vil tilsvare den friksjonsfrie tilpasningen i denne perioden, uansett hva oppsigelseskostnadene måtte være.

Figur 3c illustrerer hvordan ansettelses- og oppsigelseskostnader forsterker hverandre, slik at responsen på prisendringer blir kraftig dempet sammenlignet med en friksjonsfri tilpasning. I en situasjon der både ansettelses- og oppsigelseskostnadene er 50000 vil for eksempel sysselsettingen i de første 3 periodene være omtrent den samme som i en situasjon der en av disse komponentene er 100000. For periode 4 vil løsningen med  $h=f=50000$  ligge mellom løsningen med  $h=100000$  og løsningen med  $f=100000$ . Dette skyldes at oppsigelseskostnader alene ikke påvirker løsningen i periode 4. Generelt sett illustrerer figuren tydelig hvordan bedriften lagrer arbeidskraft i påvente av perioder med bedre inntjening og høyere aktivitetsnivå.

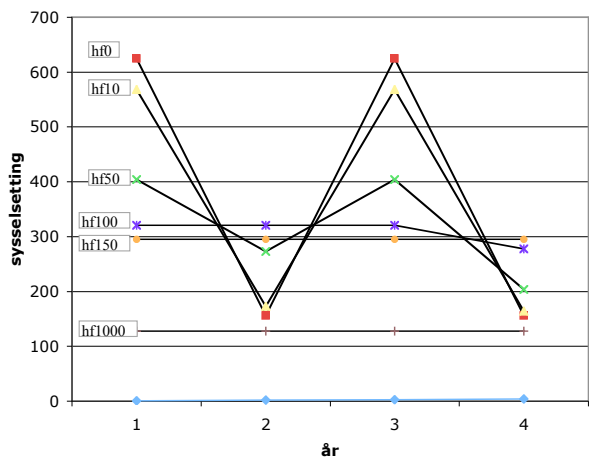
Som en siste illustrasjon av hvordan ansettelses- og oppsigelseskostnader bidrar til å jevne ut variasjoner i sysselsetting gjelder Figur 4 en situasjon der prisutviklingen i de 4 periodene svinger sterkt: 200, 100, 200, 100. Figuren illustrerer nok en gang at like store ansettelses- og oppsigelseskostnader har omtrent samme kvantitative virkning på sysselsettingen. En forskjell er at oppsigelseskostnadene demper reduksjonen i sysselsettingen inn mot siste periode, mens ansettelseskostnaden ikke bidrar til forskjell mellom friksjonsfrie og tidsoptimaliserende tilpasning i denne perioden. En annen forskjell er at en når et nivå på oppsigelseskostnadene med en stabil løsning der det er samme sysselsetting i alle periodene. Ytterligere høyere oppsigelseskostnader har ingen virkning på løsningen. Med ansettelseskostnader når en også en løsning uten variasjoner i sysselsetting, men sysselsettingsnivået for denne stabile løsningen er negativt avhengig av nivået på ansettelseskostnadene. I Figur 4c ser en at utviklingen mot en løsning uten variasjoner i sysselsetting blir langt raskere når en har både ansettelses- og oppsigelseskostnader.



a) Ansettelseskostnadene varierer



b) Oppsigelseskostnadene varierer



c) Både ansettelses- og oppsigelseskostnadene varierer

Figur 4: Virkninger på optimal sysseissetting av prisvariasjoner:  $\mathbf{p} = [200, 100, 200, 100]$ . I a) varierer bare ansettelseskostnadene, i b) varierer bare oppsigelseskostnadene, mens begge komponentene varierer i c), med  $h=f$ . Tallene etter h og f i figuren er angitt i 1000 kroner, dvs at for eksempel hf100 svarer til at  $h=f=100000$ .

## 4.2 Kjent prisutvikling, mulighet for overtidsarbeid

De simuleringsresultatene som er referert foran er basert på en forenklet forutsetning om at arbeidstiden pr ansatt er fastlåst, uavhengig av pris/etterspørsel. Den tilnærmingen fanger med

andre ord ikke opp muligheten for at bedriften kan velge å la eksisterende arbeidsstokk jobbe overtid heller enn å tilsette flere arbeidstakere. For bedriften blir dette valget en avveining mellom utgifter knyttet til variasjoner i antall ansatte og utgifter som følger av at overtidssatsen er høyere enn ordinær lønssats. Som nevnt tidligere blir utfallet av denne avveiningen triviell dersom tidshorisonten er avgrenset til en periode. Da er valget enkelt bestemt gjennom en sammenligning mellom kostnadene knyttet til bruk av overtid og ansettelseskostnader ved å øke antall ansatte. I et dynamisk perspektiv blir det vanskeligere. Som et tilleggsargument har en at bruk av overtid kan spare bedriften for oppsigelseskostnader i en senere periode, i en situasjon der pris/etterspørsel reduseres.

Som et hovedresultat så langt har vi sett at de faste kostnadskomponentene knyttet til endringer i antall tilsatte bidrar til å stabilisere både sysselsetting og produksjon i perioder med varierende pris/etterspørsel. Vi har imidlertid ikke fått en mulig forklaring på hvordan slike faste kostnader kan påvirke samvariasjonen mellom produksjonen og antall ansatte i en bedrift. De simuleringsresultatene som følger viser at arbeidstiden kan brukes som støtpute mot variasjoner i pris/etterspørsel, slik at produksjonen kan variere langt mer enn antall sysselsatte. Slik sett bidrar dette som en mulig forklaring på Okuns lov.

Bruk av overtid kan ivaretas gjennom følgende definisjon av profitten i periode  $i$ :

$$\pi_i = \begin{cases} p_i X_i - w_0 N_i - w_1 (b_i - 1) N_i - f(N_{i-1} - N_i) & \text{dersom } N_{i-1} \geq N_i \\ p_i X_i - w_0 N_i - w_1 (b_i - 1) N_i - h(N_i - N_{i-1}) & \text{dersom } N_i > N_{i-1} \end{cases}$$

der

- $b_i$  = utnyttelsesraten av eksisterende arbeidsstokk i periode  $i$ , dvs at arbeidstakerne jobber overtid når  $b_i > 1$ , mens alle jobber normalarbeidsdagen når  $b_i = 1$
- $w_0$  = lønssatsen for arbeid innenfor normalarbeidsdagen
- $w_1$  = lønssats for overtidarbeid

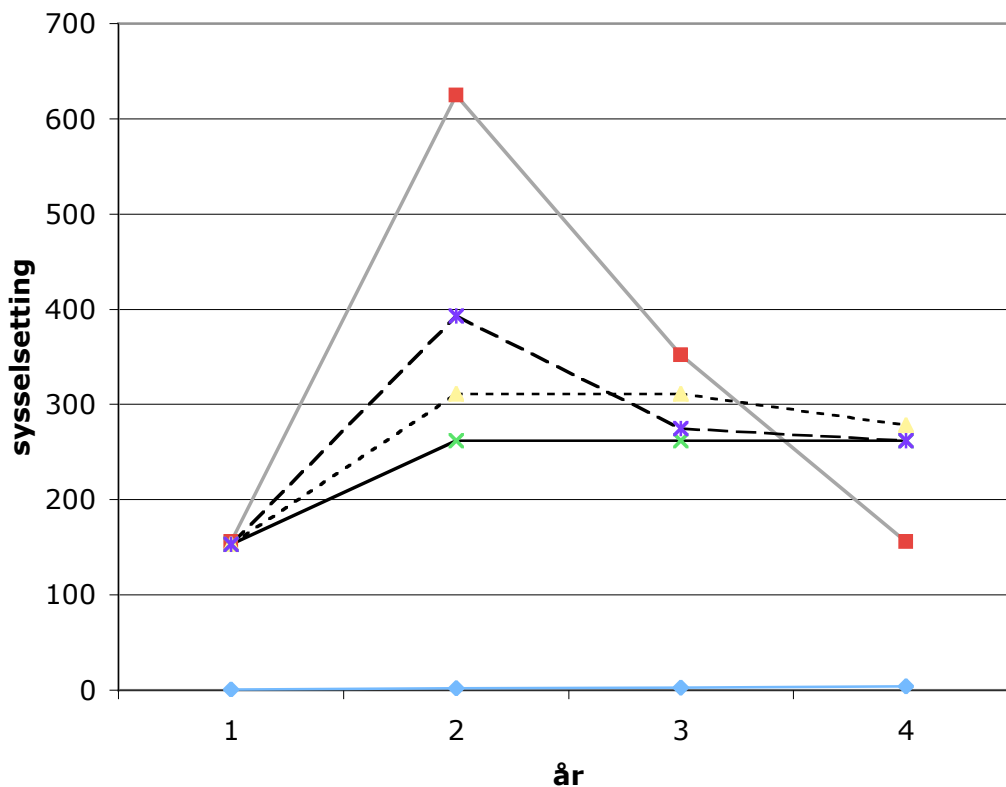
I denne spesifiseringen av profitten er det tatt hensyn til muligheten for at bedriften innenfor en dynamisk ramme kan velge å bruke overtidarbeid selv i en periode der den har sagt opp arbeidstakere.

Bedriftenes mulighet for å benytte seg av overtidsarbeid må også reflekteres i formuleringen av produktfunksjonen.  $N$  representerer ikke lenger tilstrekkelig informasjon om den arbeidsinnsatsen som inngår i produksjonen av godet. Slik informasjon kan en ta inn ved å spesifisere effektive arbeidskraftenheter i produktfunksjonen:

$$X_i = a(b_i N_i)^\alpha$$

Her er det altså korrigeret for at arbeidsinnsatsen er større enn antall ansatte når  $b > 1$ . Alternativt kunne en spesifisere problemet ved antall timeverk i produksjonen. I de kjøringene som er gjort for denne modifiserte modellformuleringen er bruken av overtid tillatt å variere i samsvar med  $b \in [1, 1.5]$ , dvs at den øvre grensen for bruken overtid er satt til 50% av normalarbeidsdagen. Kjøringene tar ikke hensyn til mulighetene for deltidsarbeid. Det er heller ikke gjort forsøk på å ta hensyn til mulige virkninger av tretthetseffekt, kapitalutnyttelseeffekt og/eller dødtidseffekt. Basert på slike effekter kan en argumentere for at både gjennomsnittlig arbeidstid og antall ansatte bør inngå i produktfunksjonen, innenfor visse rammer kan disse variablene substituere hverandre i produksjonen. Det kan for eksempel tenkes at korttidsetterspørselen etter arbeidskraft møtes med variasjoner i arbeidstid, mens tilpasningen på lenger sikt finner sted ved en justering av antall tilsatte.

Med denne formuleringen av bedriftens tilpasningsproblem dobles antall endogene variable ( $\sum_{i=1}^n (N_i + b_i)$ ), slik at det blir vanskeligere å finne en optimal løsning ved hjelp av en enkel løsningsalgoritme. Dette er en årsak til at analysen av det ikke-lineære optimeringsproblemet er begrenset til 4 perioder.

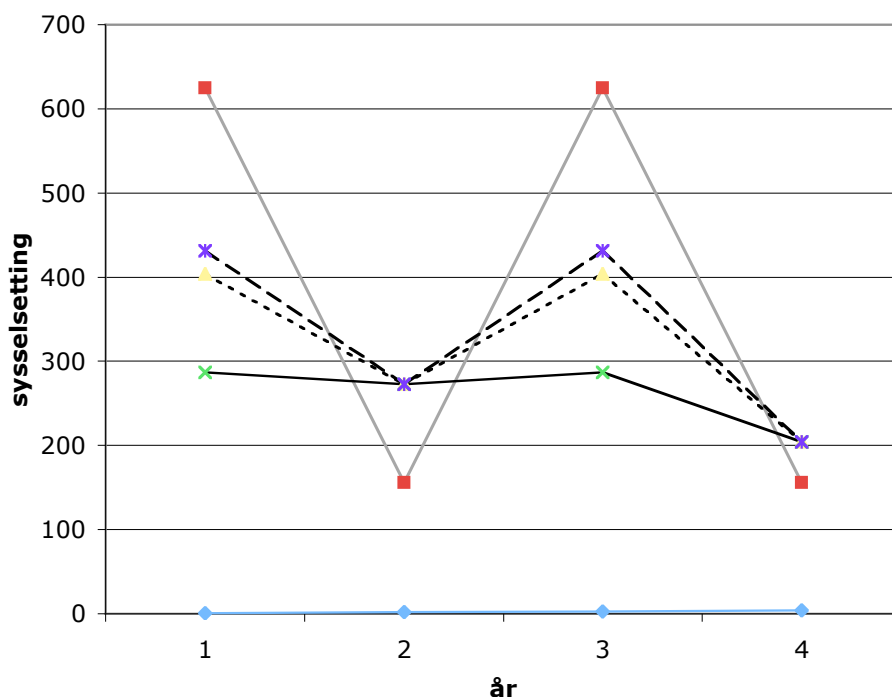


Figur 5: Virkninger på optimal sysselsetting av en midlertidig prisøkning:  $\mathbf{p} = [100, 200, 150, 100]$ . Den gråmarkerte linjen representerer den friksjonsfrie tilpasningen, for de andre linjene er  $h=f=100000$ . Den heltrukne svarte linjen angir antall ansatte når bedriften har anledning til å bruke overtid, med 10% tillegg i lønn. Den mest finstiplede linjen representerer tilpasningen når bedriften ikke har anledning til å bruke overtid, mens den stiplede linjen markerer antall effektive arbeidskraftenheter.

Figur 5 illustrerer virkningene på sysselsetting av en midlertidig økning i prisen pr enhet av godet. Ansettelses- og oppsigelseskostnadene er satt høyt, til 100000 NOK, og satsen for overtidarbeid er satt bare 10% høyere enn ordinær timesats. Likevel gir ikke mulighetene for å bruke overtid veldig sterke kvantitative utslag på variasjonene i sysselsetting. Figur 4 illustrerer imidlertid at virkningene går klart i den retning en skulle forvente. Den grå linjen i figuren viser optimal tilpasning i et friksjonsfritt arbeidsmarked, der det ikke er ansettelses- eller oppsigelseskostnader knyttet til variasjoner i antall ansatte. Den heltrukne linjen viser at variasjonene i antall sysselsatte er nesten eliminert når arbeidskraften er en kvasifast produksjonsfaktor, samtidig som bedriften har anledning til å bruke overtidarbeid. Variasjonene i sysselsetting er noe større dersom bedriften ikke har anledning til å bruke overtidarbeid som støtpute mot en midlertidig økning i etterspørselen. Denne situasjonen er

illustrert av den mest finstiplede linjen i Figur 5. Den andre stiplede linjen representerer variasjoner i antall effektive arbeidskraftenheter ( $b_i N_i$ ) i situasjonen der det er åpnet for bruk av overtid. Det er tydelig i figuren at den reelle arbeidskraftinnsatsen varierer langt kraftigere enn antall sysselsatte i denne situasjonen. Dette innebærer videre at variasjonen i produksjon ikke er veldig nært reflektert i antall sysselsatte.

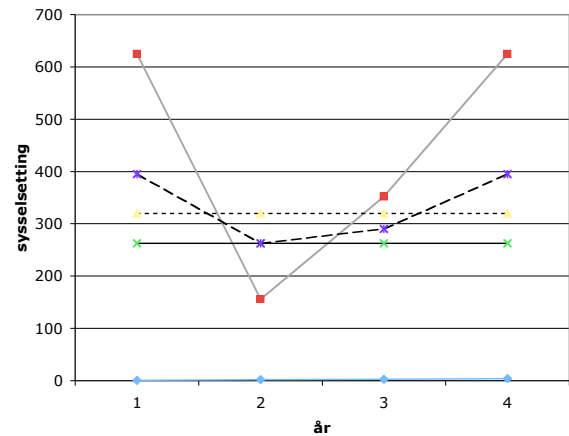
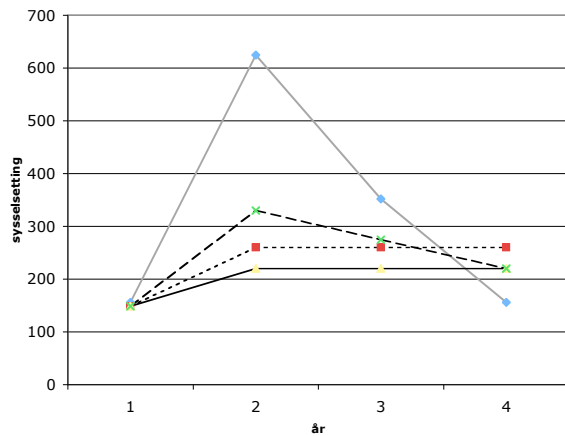
I situasjoner der arbeidstiden varierer er sammenhengen mellom produksjonen og antall sysselsatte ikke bestemt av produktfunksjonen. Dette blir enda tydeligere i Figur 6, der prisen pr enhet svinger kraftig i de 4 periodene: 200, 100, 200, 100. I dette tilfellet blir effektene veldig tydelige selv om verdien av de faste kostnadene er satt lik halvparten av det som var tilfelle i Figur 5;  $h=f=50000$ . Figuren viser at antall effektive arbeidskraftenheter i situasjonen med overtidsarbeid varierer noe sterkere enn antall ansatte i en situasjon der det ikke er åpnet for overtidsarbeid. Figuren viser også at antall sysselsatte varierer veldig lite, selv om produksjonen og antall effektive arbeidskraftenheter varierer relativt mye over de fire periodene. Dette innebærer at de faste kostnadene representerer en mulig forklaring på Okuns lov, målt som en sammenheng mellom produksjon og arbeidsledighet.



Figur 6: Virkning på optimal sysselsetting av en midlertidig prisøkning:  $\mathbf{p} = [200,100,200,100]$ . Den gråmarkerte linjen angir friksjonsfrie tilpasning, for de andre linjene er  $h=f=50000$ . Heltrukken svart linje angir antall ansatte når bedriften kan bruke overtid, med 10% tillegg i lønn. Den mest finstiplede linjen representerer tilpasningen når bedriften ikke har anledning til å bruke overtidsarbeid, mens den stiplede linjen markerer antall effektive arbeidskraftenheter.

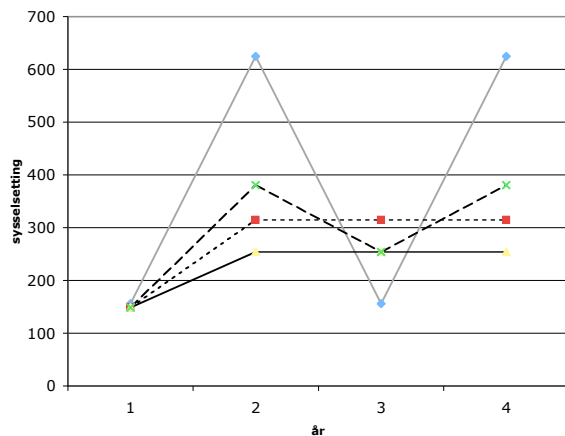
### 4.3 Kjent prisutvikling, kortere tidshorisont

Anta at den relevante periodelengden er kvartal, og at bedriftens tidshorisont er 4 perioder, med kjent prisutvikling. Med et slikt tidsperspektiv blir både lønnsatsen og skalaparameteren i produktfunksjonen 1/4 av opprinnelige verdier, dvs at  $w=100000$  og  $a=25000$ .



a) Midlertidig prisøkning:  $\mathbf{p} = [100, 200, 150, 100]$

b) Midlertidig prisfall:  $\mathbf{p} = [200, 100, 150, 200]$



c) Prissvinginger:  $\mathbf{p} = [200, 100, 200, 100]$

Figur 7: Antall sysselsatte og antall effektive arbeidskraftenheter varierer med forskjellige forutsetninger om prisutviklingen i 4 kvartaler.  $h=f=50000$ , og det gis 10% tillegg for overtidsarbeid. Den gråmarkerte linjen representerer den friksjonsfrie tilpasningen. Den heltrukne svarte linjen angir antall ansatte når bedriften har anledning til å bruke overtidsarbeid, mens den mest finstiplede linjen representerer tilpasningen når bedriften ikke har anledning til å bruke overtidsarbeid. Den stiplede linjen markerer antall effektive arbeidskraftenheter.



Figur 7 viser at de faste kostnadene bidrar til en kraftig utjevning av antall sysselsatte over tid i de skisserte tilfellene. I situasjonene med en midlertidig prisreduksjon og med kraftige periodevise svingninger vil antall sysselsatte til og med være identisk i de fire kvartalene. Figuren viser også at antall sysselsatte blir lavere når bedriften har anledning til å bruke overtidarbeid. Dette gjelder i alle situasjonene. Med bruk av overtid vil imidlertid antall effektive arbeidskraftenheter samvariere betydelig tettere med produksjonen enn det som er tilfelle for antall sysselsatte.

## 4.4 Mulige generaliseringer av den numeriske analysen

I simuleringene foran var det forutsatt en kjent prisutvikling. Dette svarer mer til et unntakstilfelle enn til en normal situasjon for en bedrift. Normalsituasjonen er at prisutviklingen ikke er kjent, men at bedriftene har bestemte forventninger om det videre forløpet. Dette er det mulig å ta hensyn til i simuleringene. Prisutviklingen kan representeres ved en bestemt sannsynlighetsfordeling i modellen, der det introduseres parametre både for bedriftenes forventning og usikkerhet (varians) om prisen i kommende perioder. Med en stokastisk spesifisering av prisutviklingen kan en videre eksperimentere både med forventning og usikkerhet. Det kan for eksempel være rimelig å la usikkerheten øke ettersom tiden går. Det kan også være relevant og mulig å ta hensyn til at forventninger kan være adaptive, det vil si at de justeres i samsvar med observert utvikling i tidligere perioder.

Jeg ville ikke forvente at innføring av stokastisk prisutvikling tilførte mye kvalitativt nytt i vurderingen av hvordan faste kostnadskomponenter påvirker bedriftenes beslutninger om produksjon og sysselsetting. Det er fortsatt grunn til å tro at slike faste komponenter vil bidra til å dempe responsen på produksjon og sysselsetting av fluktasjoner i priser, og det er i alle fall ikke mindre grunn til å regne med at bedriften vil tilby overtidssordninger i en periode med økt produksjon. Tilpasningen avhenger blant annet av hvor lenge bedriften forventer at perioden med økt pris/produksjon skal vare.

I analysen foran har jeg sett bort fra at en bedrift kan ha muligheten til å variere bruken av deltidsarbeid. Rent teknisk kunne dette gjøres blant annet ved å tillate at  $b < 1$  i de numeriske simuleringene. Dette måtte imidlertid suppleres med andre justeringer i modellformuleringen, for eksempel når det gjelder spesifiseringen av lønnsstruktur. Jeg har ikke gjort forsøk i denne

retning, men det er grunn til å regne med at også en slik generalisering av arbeidstiden ville virke til at produksjonsendringer ikke gir tilsvarende sterke endringer i sysselsetting. Dette betyr med andre ord at også muligheten for å variere omfanget av deltidsarbeid kan bidra til å forklare Okuns lov.

I de numeriske beregningene som er presentert foran er svingninger i markedet representert ved prisutviklingen. Det kan også tenkes situasjoner der prisene av en eller annen grunn er fastlåst (trege) på et nivå der bedriftene er rasjonert. I så fall måtte en legge inn i programmet eksogene endringer i produksjonen, og deretter drøfte hvordan nivået på faste kostnader virker inn på sysselsetting og bruken av overtid.

Både den teoretiske og numeriske delen av oppgaven er basert på en forutsetning om at det bare er en type arbeidskraft i bedriften. Dette er selvsagt ikke rimelig. Nickell (1986) refererer for eksempel til amerikanske undersøkelser som konkluderer med at ansettelseskostnadene for høyere teknisk og administrativt personell er tolv ganger så høye som for ufaglærte arbeidstakere. Ideelt sett burde modellformuleringen ta hensyn til at bedriften har tilsatt flere yrkeskategorier, med ulike kostnader for ansettelse, opplæring og oppsigelse. En slik modellformulering kunne blant annet brukes til å få frem hvordan og hvorfor noen yrkeskategorier hamstres mer enn andre. Dette kunne også vært et nyttig utgangspunkt for en empirisk analyse basert på data for enkeltbedrifter, der en kjenner fordelingen av ulike yrkeskategorier i tider med variasjoner i etterspørselen.

Som en ytterligere generalisering kunne det også vært mulig å la produktiviteten variere mellom enkeltindivider. Heterogen arbeidskraft er nettopp en av årsakene til at bedriftene kan ha høye ansettelseskostnader. Bedriftene kjenner ikke produktiviteten til den enkelte, her er typisk en situasjon med asymmetrisk informasjon mellom arbeidsgiver og arbeidstaker. Bedriften kan imidlertid bruke tid og penger til å hente informasjon om ulike arbeidstakere. Som en hovedregel kunne en videre anta at økte kostnader til å hente informasjon gir større sannsynlighet for å tilsette arbeidstakere med høy produktivitet. Jeg skal ikke forsøke å gå videre i retning av en slik generalisering her, men tror at dette kunne være en interessant tilnærming både til å forklare (endogenisere) ansettelseskostnadene og til å analysere virkninger av slike kostnader.

Det burde videre være relativt enkelt å la produktiviteten variere systematisk med antall arbeidstimer; en kunne i prinsippet ta hensyn både til tretthetseffekten, dødtidseffekten og kapitalutnyttelseeffekten.

En annen viktig generalisering av den numeriske analysen ville vært å ta eksplisitt hensyn til mulighetene for at produserte enheter kan lagres. Det er ikke uten videre opplagt at det er rasjonelt for en bedrift med "labour hoarding" i en situasjon der det er muligheter for lagerhold av ferdigvarer. I en analyse med usikkerhet i etterspørselen gjør Wen (2005) greie for den dynamiske interaksjonen mellom hamstring av arbeidskraft og ordinært lagerhold av varer. Det er en gjensidig negativ avhengighet mellom optimalt lagerhold og optimal "labour hoarding". Denne avhengigheten bestemmes blant annet gjennom en avveining mellom kostnadene ved lagerhold og kostnadene knyttet til variasjoner i antall ansatte.

## 5 Empirisk tilnærming og resultater

Foran er faste kostnader knyttet til variasjoner i antall ansatte lansert som en mulig forklaring på at antall sysselsatte kan reagere tregt på variasjoner i etterspørselsforhold og produksjon. Et viktig spørsmål er om slike tregheter reflekteres i sammenhengen mellom aggregerte mål for de relevante størrelsene. Som mål for samlet produksjon skal jeg bruke brutto nasjonalprodukt. Når det gjelder arbeidskraft skal jeg først gjøre beregninger med ledighetsprosenten, det vil si at jeg skal drøfte Okuns lov med utgangspunkt i norske data. Som neste skritt brukes antall ansatte og antall timeverk som mål for sysselsettingen, i forsøk på å finne ut om eventuelle tregheter kommer til uttrykk gjennom estimering av makro produktfunksjoner. Til slutt i denne empiriske delen av oppgaven legges det eksplisitt inn en treghetsmekanisme i en modell for etterspørselen etter arbeidskraft. I selve den estimerbare modellformuleringen kommer denne treghetsmekanismen til uttrykk ved at sysselsettingen i foregående periode legges til i listen over uavhengige variable.

### 5.1 Okuns lov

Okuns lov er mye omtalt i makrolitteraturen. Loven har navn etter Arthur Okun, som var økonomisk rådgiver for President Kennedy. Okun (1962) formulerte loven på grunnlag av en empirisk undersøkelse av data for arbeidsledighet og verdien av produksjonen i amerikansk økonomi. Okun brukte kvartalsdata for perioden 1948-1960. Hovedpoenget med denne loven

er som nevnt innledningsvis at det er en treghet mellom endringer i produksjon og endringer i arbeidsledighet; det skal relativt store økninger til i produksjon for å gi en bestemt reduksjon i ledigheten.

Mange lærebøker i makroøkonomi bruker Okuns lov som en sentral sammenheng i utledningen av den aggregerte tilbudskurven, se for eksempel DeLong (2002), Dornbusch et al. (2004) og Gärtner (2003). Ingen av bøkene går grundig inn i en diskusjon av mulige forklaringer på loven, selv om Dornbusch et al. (2004) i kapittel 7 antyder at den kan ha sammenheng med oppsigelseskostnader og bruken av overtid. De antyder også som en mulig forklaring at langtidsledige demotiveres og trekker seg ut av arbeidsstyrken, slik at den registrerte ledigheten relativt sett ikke øker like mye som produksjonen reduseres i lavkonjunktur. I makrolitteraturen går det videre frem at den aggregerte tilbudskurven (AS-kurven) er flatere jo større treghetene er i arbeidsmarkedet, dvs jo høyere den såkalte Okunkoeffisienten er. AS-kurven reflekterer hvor raskt endringer i produksjon gir seg utslag i prisnivå. Virkningen går gjennom arbeidsmarkedet og lønnsdannelsen. Dersom produksjonsendringer gir små utslag i sysselsetting blir virkningene i arbeidsmarkedet beskjedne, slik at det blir små utslag i lønninger og priser. Dette er det intuitive grunnlaget for at en høy Okunkoeffisient gir en flat AS-kurve. Isolert sett bidrar med andre ord en høy Okunkoeffisient til å styrke mulighetene for at økonomisk-politiske myndigheter kan påvirke aktivitetsnivået med finans- og pengepolitikk. Studier av Okuns lov er altså viktige som bakgrunn for å vurdere effekten av stabiliseringspolitikk.

Hos DeLong (2002) er Okuns lov definert slik:

$$u - u^* = -0,4 \cdot \frac{Y - Y^*}{Y^*}$$

Her er  $u^*$  den naturlige ledighetsraten, dvs den ledigheten som svarer til at en kan forvente en stabil inflasjon i økonomien, mens  $Y^*$  er potensiell produksjon. 0,4 er den inverse Okunkoeffisienten. I en mer standard formulering av Okuns lov settes gjerne produksjonsgapet som venstresidevariabel. Dornbusch et al. (2004) opererer med en definisjon der det åpnes for ulike verdier på Okunkoeffisienten ( $\beta$ ):

$$\frac{Y - Y^*}{Y^*} = -\beta \cdot (u - u^*)$$

Dornbusch et al. (2004) regner videre med  $\beta \approx 2$ . Opprinnelig ble Okuns lov formulert med en Okunkoeffisient lik 3 (Okun 1962). Hos for eksempel Blanchard (2005) og DeLong (2002) opereres det med en Okunkoeffisient lik 2.5. Med denne verdien kan Okuns lov formuleres ved:

*Okuns lov, gap-versjonen*: en økning i ledighetsraten med ett prosentpoeng utover naturlig ledighet gir en reduksjon i produksjon/inntekt på 2.5%, det vil med andre ord si at det skal en produksjonsøkning på 2.5% til for å redusere ledigheten med et prosentpoeng (gitt at  $u > u^*$ ).

Denne definisjonen er i samsvar med det som i litteraturen kalles gap-versjonen av Okuns lov. Det er litt uklart hvilken veg kausaliteten skal tolkes, hovedpoenget er at det er en negativ korrelasjon mellom arbeidsledighet og produksjon utover potensiell produksjon. Som nevnt over er denne sammenhengen viktig når en skal vurdere effektiviteten av stabiliseringspolitikk. I tillegg kan en finne eksempler på at Okuns lov brukes som utgangspunkt for å beregne produksjonstapet og kostnadene knyttet til arbeidsledighet utover den naturlige ledighetsraten, se for eksempel Dornbusch et al. (2004), kapittel 7.5.

En alternativ spesifisering av Okuns lov formuleres i førstedifferansene til de aktuelle variablene, uten å ta utgangspunkt i potensiell produksjon og naturlig ledighet. Gärtner (2003) presenterer begge versjonene i gjennomgangen av Okuns lov. Versjonen med førstedifferanser kan formuleres slik:

$$\frac{Y_t - Y_{t-1}}{Y_{t-1}} = \beta_0 - \beta_1(u_t - u_{t-1}) \quad t = 1, \dots, T$$

der  $\beta_0$  representerer gjennomsnittlig vekstrate, mens  $\beta_1$  er Okunkoeffisienten. Dette svarer med andre ord til at

*Okuns lov, versjonen med førstedifferanser*: vekst i produksjon/inntekt samvarierer negativt med endringer i arbeidsledighetsraten.

Gärtner (2003) refererer til at økonometriske studier basert på amerikanske data har gitt et estimat på 1,84 for Okunkoeffisienten. Han refererer også til resultater som viser at sammenhengen er statistisk sett markert mindre signifikant for europeiske økonomier, og at det for mange land var et strukturelt skille for den aktuelle sammenhengen rundt 1973, med det første oljeprissjokket.

Det er litt delte oppfatninger i litteraturen om hvorvidt Okunsammenhengen skal oppfattes som en lov. Christopoulos (2004) omtaler den som en av de mest berømte lovene i økonomisk teori, mens for eksempel Knotek (2007) er mer forsiktige og omtaler den mer som en tommelfingerregel heller enn en strukturell sammenheng for økonomien. Freeman (2001) kaller den en kjernesammenheng i makroteorien, på linje med den kortsiktige Phillipskurven. Riktig målt hevder han at Okuns lov er det nærmeste en kommer en lov i makroteorien. Det er viktig å huske at den uttrykker avvik fra likevektsnivået, heller enn mer generelt hvordan løpende produksjon responderer på løpende endringer i arbeidsledighet.

## 5.2 Data

I de første regresjonene tar jeg for meg årlige data for perioden 1949-2007. Fordelen med årlige data er at vi unngår problemer som følger av sesongsvingninger. Til gjengjeld innebærer slike data at vi har relativt få observasjoner. Årsdata kan derfor være lite egnet som beregningsgrunnlag for Okunsammenhengen. For den aktuelle perioden har jeg hentet informasjon om brutto nasjonalprodukt, antall sysselsatte, antall arbeidsledige og antall utførte timeverk.

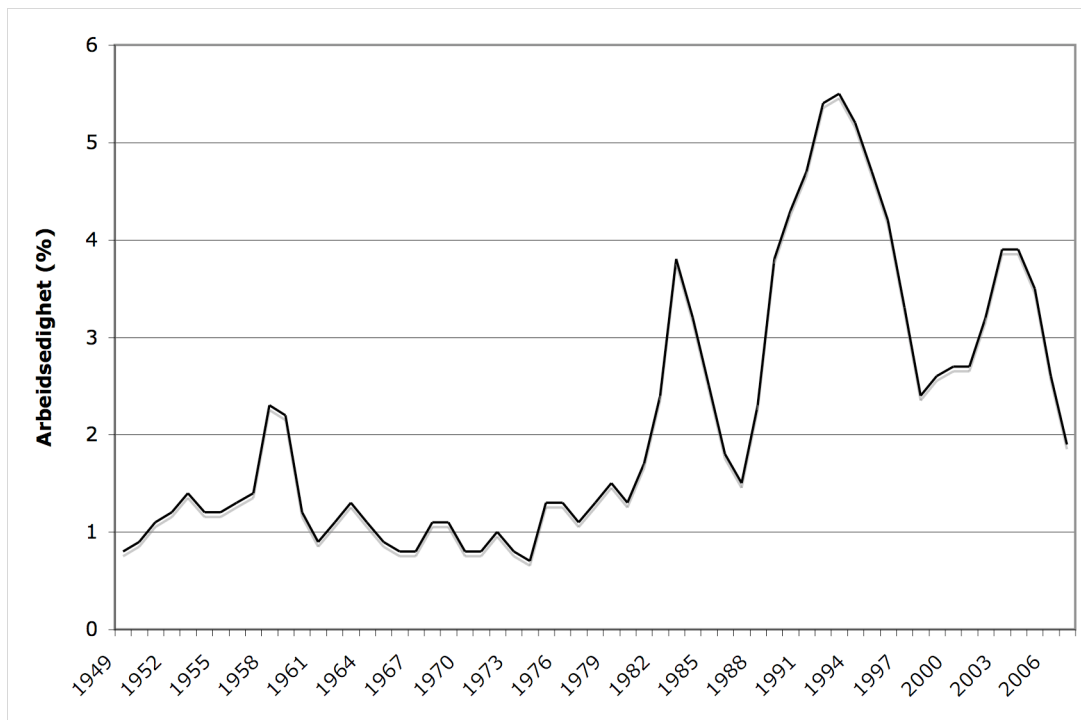
Brutto nasjonalprodukt er målt i faste priser, basert på en indeks fra 2000. Data er hentet direkte fra Statistisk Sentralbyrås database<sup>1</sup>. Sysselsettingsdata og antall timeverk er også fra SSB<sup>2</sup>, og målt i hhv. antall tusen sysselsatte og antall millioner timeverk. Denne informasjonen er nærmere bestemt hentet fra Hansen og Skoglund (2005). Tall for arbeidsledighet er hentet fra ytterligere en kilde ved SSB<sup>3</sup> i tillegg til statistikkbanken for observasjoner etter 1999.

---

<sup>1</sup> <http://www.ssb.no/histstat/aarbok/ht-0901-355.html>

<sup>2</sup> [http://www.ssb.no/emner/09/01/notat\\_200501/notat\\_200501.pdf](http://www.ssb.no/emner/09/01/notat_200501/notat_200501.pdf)

<sup>3</sup> <http://www.ssb.no/histstat/aarbok/ht-0603-252.html>



Figur 8: Gjennomsnittlige årlig ledighetsprosent for norsk økonomi.

Figur 8 illustrerer utviklingen i ledighet for perioden 1949-2007. Vi ser relativt store svingninger gjennom perioden. Trenden ser ut til å være langt mer stabil omtrent inntil inngangen til åttitallet. Fra omkring 1980 ser vi at ledigheten tenderer til å være høyere, og langt mer ustabil. I etterkrigstiden var norsk økonomi preget av politiske restriksjoner og planøkonomi. Konjunktursvingninger påvirket i liten grad arbeidsledigheten. Etter hvert som utviklingen gikk i retning av markedsøkonomi utover 80-tallet, ble norsk industri og norske arbeidsplasser mer følsomme for internasjonale, og nasjonale, konjunktursvingninger. Mest karakteristisk er den langvarige lavkonjunktoren som kom etter oljeprisfallet høsten 1986. Dette kom etter en periode der norsk økonomi var sterkt opphetet, med kraftig lånefinansiert økning i samlet etterspørsel. Situasjonen endte i boligmarkedskrakk og bankkrise. Myndighetene strammet kraftig til i penge- og finanspolitikken, for å få kontroll over inflasjonsutvikling og situasjonen i utenriksøkonomien.

I noen av de regresjonsberegningene som følger er det kvartalsvise data som benyttes. Disse er også hentet fra kilder ved SSB<sup>4</sup>. I motsetning til årsdata krever disse at vi er bevisste på

<sup>4</sup> Sysselsetting og timeverk fra tabell 06174. Bruttoprodukt fra tabell 06130.

sesongsvingninger. Jeg har benyttet meg av data som allerede er sesongjusterte, og skal derfor ikke gå nærmere inn på mulige økonometriske problemer knyttet til sesongsvingninger. Arbeidsledigheten er den variabelen som best illustrerer konjunkturutviklingen. Figur 9 gir informasjon om den kvartalsvise ledigheten for den aktuelle perioden.



Figur 9: Gjennomsnittlig kvartalsvis ledighetsprosent i norsk økonomi.

## 5.3 Sammenhengen mellom endringer i arbeidsledighet og endringer i produksjon; Okuns lov med norske data

### 5.3.1 Stasjonaritet og kointegrasjon

Med en formulering basert på førstedifferanser slipper en problemer knyttet til beregning av potensialverdier for de variable. En slik formulering medfører imidlertid andre mulige problemer. Både Lee (2000) og Attfield & Silverstone (1998) påpeker at en likning på denne formen er feilspesifisert dersom seriene er kointegrerte. Kort sagt kan vi si at to tidsserier er



kointegrerte dersom de er ikke-stasjonære hver for seg, mens en lineær kombinasjon av dem er stasjonær.

Stasjonaritet innebærer at en prosess har konstant fordeling over tid. Mer formelt må den sammensatte fordelingen til  $(x_{t_1}, x_{t_2}, \dots, x_{t_m})$  ha samme fordeling som  $(x_{t_1+h}, x_{t_2+h}, \dots, x_{t_m+h})$  for alle verdier av  $h$ , der  $h$  er definert som alle heltall større eller lik 1 (Hunnes 2007).

En annen definisjon av stasjonaritet, som blant annet blir introduserert i Wooldridge (s. 381), oppnås ved å kreve følgende betingelser oppfylt:

- $E(X_t)$  er konstant for alle verdier av  $t$
- $Var(X_t)$  er konstant for alle verdier av  $t$
- $Cov(X_t, X_{t+k})$  er konstant for alle verdier av  $t$  og alle  $k \neq 0$

Rent formelt er dette definisjonen av såkalt svak stasjonaritet. Begrepet kan også defineres på andre måter, men dette er en tilfredsstillende spesifikasjon for de modellene jeg skal bruke. Wooldridge omtaler for øvrig prosesser som oppfyller disse kravene for ”kovarians-stasjonære prosesser.”

Mer teknisk kan vi si at to variable av integrert orden  $d$ ,  $I(d)$ , er kointegrerte dersom en lineær kombinasjon av dem er integrert av orden 0, dvs.  $I(0)$ . At en variabel er integrert av orden  $d$ , betyr at det må differensieres  $d$  ganger for å oppnå en stasjonær serie. En tidsserie av første orden gjøres stasjonær ved å differensiere en gang. En  $I(2)$ -serie blir stasjonær ved å differensiere to ganger osv.

Serier som er integrert av første orden sies å være svakt avhengige. I slike tilfeller har variabelen såkalt *unit root*. Noe forenklet kan en si at begrepet ”stasjonær prosess” innebærer at prosessen er integrert av orden null. Ikke-stasjonære prosesser er på den andre siden integrerte av orden  $d$ , der  $d$  angir positive heltall større eller lik 1. For økonomiske serier er det vanligst med integrasjon av første orden. Serier med unit root omtales også som ”svakt avhengige”. En fordel med differansemetoden er nettopp at den fører til stasjonaritet i data med unit root.

Senere skal vi se at både arbeidsledighet ( $u_t$ ) og produksjon/BNP ( $Y_t$ ) er integrert av første orden, det vil si at de i seg selv er ikke-stasjonære. En lineær kombinasjon av disse variablene er gitt ved  $Y_t = \alpha + \beta u_t + \varepsilon_t$ . Variablene er kointegrerte dersom feilledet ( $\varepsilon_t$ ) er integrert av

orden 0. I så fall er det velkjent i litteraturen, se for eksempel Wooldridge (2006, side 647), at  $\hat{\beta}$  er en konsistent estimator for kointegrasjonskoeffisienten, og at den angir den langsiktige likevekts-sammenhengen mellom  $u_t$  og  $Y_t$ .

Dette er imidlertid vanligvis ikke tilfellet. Normalt vil I(1)-variable generere et feilledd som også er I(1). Dette gir forventningsskjevhet og inkonsistent  $\hat{\beta}$ . I neste omgang kan dette føre til at det blir estimert en signifikant sammenheng mellom  $u_t$  og  $Y_t$ , selv når en slik sammenheng ikke finnes. I så fall snakker vi om en *spuriøs* sammenheng. Dersom en stokastisk prosess ikke er stasjonær kan en også få kunstig høye  $t$ -verdier og kunstig høy  $R^2$  ved OLS-estimering (Wooldridge 2003).

Fullskalatesting for kointegrasjon er potensielt komplisert, og kan blant annet gjennomføres ved en såkalt Søren Johansen-metode. Når det gjelder tester på Okuns lov er det bare to variable som inngår, jeg vil ta for meg en noe enklere og mer anvendelig variant av testing for kointegrasjon. Metoden er relativt intuitiv ved at den innebærer en oversiktlig og stegvis anvendelse av kjente økonometriske teknikker. Det første som må gjøres er å avdekke integrasjonsgraden til variablene. Dersom variablene er integrert av samme orden, og høyere enn null, er de kandidater for kointegrasjon-regresjon.

Rent praktisk foregår testingen ved ulike varianter av Dickey-Fuller-testen (Dickey og Fuller 1979). For å avdekke unit root, ser vi på forholdet mellom variabelen og dens laggede verdi. Denne sammenhengen testes generelt sett ved uttrykket

$$X_t = \alpha + \phi X_{t-1} + u_t$$

Basert på diskusjonen foran vil prosessen være ikke-stasjonær dersom  $\phi = 1$ . Dette skyldes at  $\phi = 1$  innebærer brudd på betingelsene for stasjonaritet ved at variansen øker med  $t$ .

Dickey-Fuller-testen utføres imidlertid ikke på dette uttrykket direkte, men omformuleres ved å trekke fra forrige periodes verdi,  $X_{t-1}$  på begge sider.

$$X_t - X_{t-1} = \alpha + \phi X_{t-1} - X_{t-1} + u_t$$

$$\Rightarrow \Delta X_t = \alpha + \rho X_{t-1} + u_t, \quad \text{der } \rho = \phi - 1$$

$\phi = 1$  gir altså  $\rho = 0$ . Dersom  $\rho = 0$  kan en følgelig *ikke* forkaste nullhypotesen om ikke-stasjonaritet. Hvis nullhypotesen i motsatt fall kan forkastes, utelukkes ikke-stasjonaritet. I så

fall er variabelen med andre ord stasjonær.

For øvrig er det ikke den vanlige t-fordelingen som ligger til grunn for diskusjon av resultatene, men en egen Dickey-Fuller-fordeling. Denne er basert på Monte Carlo-simuleringer, og kalles ofte  $\tau$ -fordelingen (Hunnes 2007).

Dickey-Fuller-testen kan også brukes til å teste for integrasjon av høyere orden enn en. I så fall benyttes en *utvidet* Dickey-Fuller-test, som gir rom for flere lagger enn en. Hvis en for eksempel ønsker å teste for andregradsintegrasjon, skal en ta utgangspunkt i følgende uttrykk:

$$X_t = \alpha + \phi_1 X_{t-1} + \phi_2 X_{t-2} + u_t$$

Fremgangsmåten videre er tilsvarende som for en ordinær Dickey-Fuller-test. Likningen omformuleres ved å differensiere to ganger. Dette gir

$$X_t = \alpha + \rho_1 X_{t-1} + \rho_2 X_{t-2} + u_t.$$

Her er  $\rho_1 = \phi_1 + \phi_2 - 1$  og  $\rho_2 = \phi_2$

Med dette som utgangspunkt testes nullhypotesen om ikke-stasjonaritet,  $H_0 : \rho_1 = 0$ , mot alternativhypotesen.

Hvis integrasjonsgraden viser seg å være én for begge variablene, er det tid for å teste for kointegrasjon. Vaage (2000) illustrerer testing av kointegrasjon. Vi går tilbake til det generelle tilfellet med tidsseriene  $u_t$  og  $Y_t$ . Første skritt ved testing av kointegrasjon er å gjennomføre regresjon mellom disse, det vil si teste følgende sammenheng

$$\hat{Y}_t = \hat{\alpha} + \hat{\beta}u_t$$

Dette kalles *kointegrasjonslikningen*. Med utgangspunkt i denne estimeres verdien av residualen:

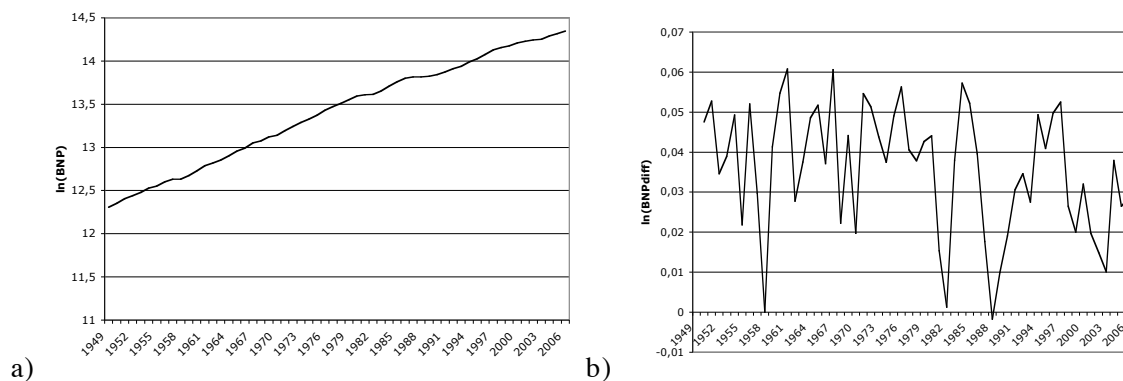
$$\hat{\varepsilon}_t = Y_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta}u_t$$

Som nevnt over har en kointegrasjon dersom denne er  $I(0)$ , altså stasjonær av orden null. I motsatt fall må hypotesen om kointegrasjon forkastes. For å finne ut dette testes residualen videre ved Dickey-Fuller-prosedyren. Vi ser på

$$\Delta \hat{\varepsilon}_t = \rho_1 \hat{\varepsilon}_t + \rho_2 \Delta \hat{\varepsilon}_{t-1} + e_t$$

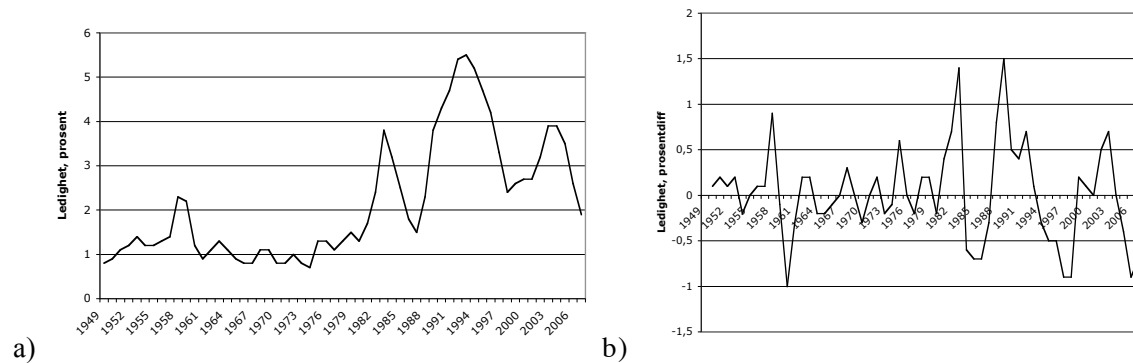
Nullhypotesen er derfor  $H_0 : \rho_1 = 0$ , og testes mot alternativhypotesen  $H_1 : \rho_1 < 0$ . Hvis nullhypotesen forkastes, betyr det at her er stasjonaritet i residualene. Dette innebærer at de aktuelle tidsseriene er kointegrerte.

Det har naturlig nok vært gjort en rekke tester av unit roots og kointegrasjon i tidsseriestudier av sammenhengen mellom for eksempel arbeidsledighet og produksjon. Lee (2000) brukte testene til Søren Johansen til å teste for kointegrasjon for OECD-landene. Nullhypotesen om ingen kointegrasjon ble forkastet for alle land bortsett fra Norge. Som nevnt innledningsvis vil en modell med førstedifferenser være feilspesifisert dersom kointegrasjon forekommer. Lee tok konsekvensen av dette, og gjennomførte nye regresjoner av Okuns lov ved såkalte error correction-modeller. Estimaten som ble oppnådd på denne måten var imidlertid relativt tilsvarende de estimatene som ble oppnådd når han ikke tok hensyn til mulige problemer ved kointegrasjon. Samlet sett konkluderer Lee (2000) med at det ikke gir alvorlig forventningsskjevheter i estimering av Okunkoeffisienten om en utelater relasjonen for kointegrasjon.



Figur 10: Utviklingen i  $\ln(\text{BNP}_t)$  og  $(\ln(\text{BNP}_t) - \ln(\text{BNP}_{t-1}))$  for norsk økonomi etter 1949.

Figur 10 illustrerer utviklingen av venstresidevariabelen i Okuns lov, dvs bruttonasjonalproduktet, som er representert ved sin naturlige logaritme i figuren. Del a) av figuren viser forløpet til variabelen, mens grafen i del b) beskriver variabelen på differanseform. Figur 11 gir tilsvarende kurver for arbeidsledigheten, målt i prosent av arbeidsstyrken. Begge figurene er basert på årlige data.



Figur 11: Utviklingen i  $\ln(u_t)$  og  $(\ln(u_t) - \ln(u_{t-1}))$  for norsk økonomi etter 1949.

De ubehandlede tidsseriene for variablene ser ut til å følge markerte trender. BNP har åpenbart skiftende forventningsverdi gjennom tidsrommet vi betrakter, med en jevn vekst. Fluktuasjonene rundt trenden ser imidlertid ut til å være relativt konstante over tid. For arbeidsledighet ser vi også tydelige trender og systematiske endringer over tid. I tillegg ser det ut som om størrelsen på fluktuasjonene varierer gjennom tidsrommet. Dette er tegn på at verken forventning eller varians er konstant. Om en betrakter kurvene på differanseform, blir tendensen en annen. Figurene til høyre ser ut til å angi stasjonære prosesser, de gir et visuelt inntrykk av at både gjennomsnitt og varians er relativt stabile.

En må imidlertid gå mer teknisk til verks for å trekke mer presise konklusjoner om stasjonaritet og kointegrasjon. Første skritt er å avdekke integrasjonsgraden til variablene vi benytter. De tidsseriene som ligger til grunn for regresjonen er altså logaritmen til bruttonasjonalproduktet og prosentvis arbeidsledighet. Ved Dickey-Fuller-test returnerer disse  $\tau$ -verdier på hhv.  $-2,548$  og  $-1,617$ . Dette er ikke signifikante verdier; den kritiske verdien til denne testen er  $-2,924$  på 5% signifikansnivå. Nullhypotesen om ikke-stasjonaritet kan følgelig ikke forkastes.

I neste omgang bruker jeg samme teknikk for å teste variablenes førstedifferanser, dvs. at Dickey-Fuller-testen utføres på endring i (logaritmen til) BNP og endring i arbeidsledighet. Dette gir  $\tau$ -verdier på henholdsvis  $-5,222$  og  $-4,41$ , det vil si at begge signifikante. Dermed kan vi forkaste nullhypotesen om ikke-stasjonaritet for begge variablene. Konklusjonen fra Dickey-Fuller-testene blir at variablene er integrerte av første orden,  $I(1)$ , det vil si at de har unit root og at differansene er integrerte av 0-te orden.

Det gjenstår å teste for kointegrasjon. Jeg tar da utgangspunkt i regresjonen mellom de aktuelle variablene, dvs  $\ln(\text{BNP})$  og arbeidsledighet. Ut fra denne genereres en ny variabel,  $\hat{u}$ , som er den predikerte verdien av residualene i regresjonen. Videre utføres Dickey-Fuller-test på residualene, som beskrevet på generelt grunnlag tidligere. Denne testen returnerer ikke-signifikant  $\tau$ -verdi (0.02). Det betyr at en ikke kan konstatere kointegrasjon mellom tidsseriene. Dette stemmer godt overens med resultatene til Lee (2000). Som en konklusjon gir testene for stasjonaritet og kointegrasjon dermed ikke grunnlag for å si at modellen basert på førstedifferanser er feilspesifisert. Det innebærer også at en regresjon mellom nivådefinisjonen av variablene (BNP og ledighetsprosent) ikke gir grunnlag for å tolke den estimerte koeffisienten som en langsiktig likevektsverdi. Ideen er at kointegrasjon reflekterer en mekanisme som gjør at variable vender tilbake til en langsiktig likevektssammenheng etter at systemet har vært utsatt for sjokk. I litteraturen finner en mange eksempler på konstatert kointegrasjon mellom  $\ln(Y_t)$  og  $\ln(u_t)$ . For eksempel finner Cristopoulos (2004) på denne måten at det finnes en langsiktig sammenheng mellom ledighetsprosent og produksjonsvekst i greske regioner.

### 5.3.2 Resultater basert på metoden med førstedifferanser

Som en første tilnærming til å dokumentere Okuns lov anvendes versjonen med førstedifferanser på årlige data for perioden 1949-2006. Metoden med førstedifferanser er som nevnt en grei måte å oppnå stasjonaritet når en har dataserier med en unit root. Mer presist er modellformuleringen gitt ved:

$$\Delta \ln(Y_t) = \beta_0 - \beta_1 \Delta u_t + \varepsilon_t \quad t = 1, \dots, T$$

Brutto nasjonalprodukt er altså representert ved logaritmiske verdier, mens arbeidsledigheten er oppgitt i prosentpoeng.  $\varepsilon_t$  er det stokastiske restleddet. Siden

$$\Delta \ln(Y_t) = \ln(Y_t) - \ln(Y_{t-1}) \approx \frac{Y_t - Y_{t-1}}{Y_{t-1}} = \frac{\Delta Y}{Y_{t-1}} \text{ vil } 100 \cdot \Delta \ln(Y_t) \approx \% \Delta Y_t, \text{ se for eksempel Appendix$$

A hos Wooldridge (2003). Dette innebærer videre at  $\% \Delta Y_t \approx -(100 \cdot \beta_1) \Delta u_t$ , dvs at den estimerte verdien på  $\beta_1$  kan tolkes som et prosenttall når den multipliseres med 100.

Tolkningen er nærmere bestemt gitt ved at  $100 \cdot \beta_1 = \frac{\% \Delta Y_t}{\Delta u_t}$ , dvs den prosentvise endringen i

produksjonen når arbeidsledigheten endres med en enhet (1 prosentpoeng). En slik størrelse kalles ofte en semi-elastisitet (se Wooldridge 2003).

Estimeringen ga følgende resultater:

$$100\Delta \cdot \ln(\hat{Y}_t) = 3.62 - 1.54 \Delta u_t$$

$$(19.70) \quad (-4.27)$$

$$n = 57, R^2 = 0.249, \bar{R}^2 = 0.235$$

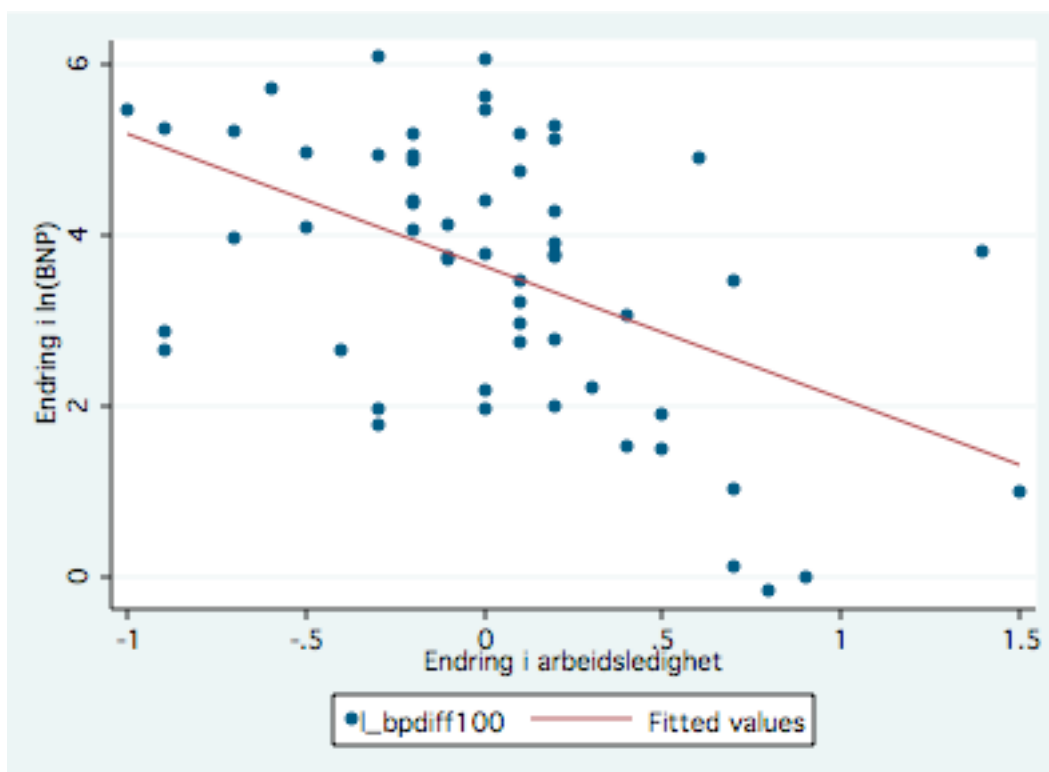
Her er t-verdier gitt i parentes under parameterestimatene.  $\bar{R}^2$  er den justerte  $R^2$ , dvs et føyningsmål som justerer for at økt antall uavhengige variable kan gi en kunstig økning i forklaringsgraden. Disse estimeringsresultatene innebærer at

- Okunkoeffisienten ( $\beta_1$ ) er signifikant, og med fortegn som forventet. Koeffisienten på 1,54 betyr at en endring i arbeidsledighet på ett prosentpoeng, medfører en endring i produksjon på 1,54%
- Den estimerte gjennomsnittlige vekstraten ( $\beta_0$ ) for norsk økonomi har vært 3.62 i den aktuelle perioden

Estimatet for Okunkoeffisienten er med andre ord lavere enn det som vanligvis har vært rapportert i litteraturen. Lee (2000) estimerte Okunkoeffisienten for 16 OECD-land. Han brukte metoden med førstedifferanser på årlige data for perioden 1955-1996. I gjennomsnitt fant han en Okunkoeffisient omtrent lik 2 for de 16 landene. For norsk økonomi fikk han et estimat på 2,21. For den samme perioden fikk jeg et estimat på 1,84. Denne uoverensstemmelsen må skyldes forskjeller i data. Jeg har ikke detaljert informasjon om datagrunnlaget til Lee (2000), og har derfor ingen nærmere forklaring på hva som kan være årsaken til forskjellen i parameterestimerer.

Figur 12 viser et scatterdiagram for sammenhengen mellom bnp-vekst og prosentvise endringer i arbeidsledighet for hele perioden. Visuelt sett er det tydelig at spredningen omkring regresjonslinjen er langt større for norske data enn for regresjonsberegninger basert på amerikanske data, se for eksempel figuren i seksjon 15.1 hos Gärtner (2003) som grunnlag for sammenligning. Dette er også avspeilt i de verdiene på  $\bar{R}^2$  som rapporteres i litteraturen. For amerikanske studier rapporteres gjennomgående langt høyere forklaringskraft enn det som typisk for gjelder europeiske økonomier. Lee (2000) rapporterer for eksempel  $\bar{R}^2 = 0,75$  for amerikansk økonomi. Dette støtter godt opp under hypotesen om at Okuns lov er en langt

mer presis og stabil sammenheng for amerikansk enn for norsk økonomi. Mer generelt er det mange forfattere som har formulert hypotesen om at Okuns lov er mindre gyldig i europeiske økonomier enn for USA, se for eksempel Gärtner (2003). At  $\bar{R}^2$  er høyere i USA trenger imidlertid ikke bety at Okunsammenhengen er mer stabil her. Ved å gjøre en inndeling mellom de amerikanske delstatene hadde kanskje resultatene blitt annerledes. Poenget her er at et høyere aggregeringsnivå ligger til grunn for de amerikanske beregningene. Ved høyere aggregeringsnivå vil flere av de individuelle forholdene i feilleddet nulles ut, og modellen får vanligvis høyere forklaringskraft.



Figur 12: Sammenhengen mellom BNP-vekst og prosentvise endringer i arbeidsledighet med årlige data for perioden 1949-2006.

Den estimerte Okunsammenhengen blir enda mer upresis når en bruker kvartalsdata fra norsk økonomi. Mine data strekker seg tilbake til første kvartal 1981, og går frem til og med andre kvartal 2007. Med t-verdiene i parentes gir regresjonsberegningene i dette tilfellet følgende resultat:



$$100 \cdot \Delta \ln(\hat{Y}_t) = 0.67 - 0.16 \Delta u_t$$

(5.15)    (-0.55)

$$n = 105, R^2 = 0.003, \bar{R}^2 = -0.007$$

Disse resultatene refererer til kvartalsvise endringer, dvs at begge parameterestimatene må multipliseres med fire for at de skal være sammenlignbare med regresjonsresultater basert på årlige data. Med disse resultatene er med andre ord den årlig spesifiserte Okunkoeffisienten lik 0,64, mens den gjennomsnittlige årlige vekstraten for perioden er 2,68. Resultatene reflekterer forøvrig en svært uregelmessig og uklar sammenheng mellom vekst i brutto nasjonalprodukt og endringer i ledighetsprosenten. Okunkoeffisienten er ikke signifikant for noe rimelig signifikansnivå, og verdiene på føyningsmålene viser at regresjonslinjen praktisk talt ikke gir noen forklaringskraft.

Uten å gå i detalj indikerer en nærmere inspeksjon av det relevante scatterdiagrammet en tydelig strukturendring i forbindelse med den norske lavkonjunkturen rundt 1990. Dette støttes av at den estimerte sammenhengen blir noe mer robust anvendt på kvartalsdata for perioden etter 1990:

$$100 \cdot \Delta \ln(\hat{Y}_t) = 0.66 - 0.58 \Delta u_t$$

(4.34)    (-1.34)

$$n = 70, R^2 = 0.026, \bar{R}^2 = 0.016$$

Usikkerheten knyttet til estimatet for Okunkoeffisienten er redusert, selv om den fortsatt ikke er signifikant. Forklaringskraften har økt, men den er fortsatt liten. Merk forøvrig at resultatene svarer til en Okunkoeffisient på 2,32, men usikkerheten i dette estimatet er stor. Den påfallende store forskjellen i forklaringskraft mellom kvartals- og årsdata trenger imidlertid ikke bety at det er feil i kvartalsdata. I forhold til kvartalsdata vil det være naturlig at årsdata visker ut en del målestøy.

### 5.3.3 Estimering av sykliske svingninger, potensialverdier og trender

Som nevnt foran kan Okuns lov spesifiseres enten gjennom førstedifferensene til de aktuelle variablene, eller ved en gap-formulering. Ifølge Lee (2000) er litteraturen nonelunde jevnt fordelt i valget mellom disse tilnærmingene. Med gap-metoden har vi sett over at Okuns lov måles ved avvik fra trendverdiene til produksjon og arbeidsledighet. Utfordringen er dermed å

estimere disse trendverdiene. Anvendelser av gap-metoden kan en for eksempel finne hos Attfield og Silverstone (1998) og Lee (2000). Freeman (2001) spesifiserer også modellen ved avvik fra potensialverdier, innenfor et opplegg der han benytter seg av paneldata. På generell form kan gap-versjonen av Okunsammenhengen formuleres ved:

$$\frac{Y_t - Y_t^*}{Y_t^*} = \beta(u_t - u_t^*) + \varepsilon_t$$

der variablene er angitt på nivåform, og  $Y_t^*$  og  $u_t^*$  er definert som potensielle/naturlige nivåer for henholdsvis produksjon og arbeidsledighet. Bergo (2004) definerer potensielle verdier som ”det produksjonen ville vært dersom priser og lønninger hadde vært helt fleksible”. Okun (1962) benyttet seg også av en tilnærming med likningen på gap-form. Estimatet han brukte for naturlig ledighetsrate var 4%, basert på en påstått bred enighet om at dette var et rimelig mål under eksisterende markedsforhold. For å avdekke potensiell produksjon, kan produktfunksjonen omformuleres:

$$Y_t^* = Y_t - [1 + 0,032(u_t - 4)]$$

Her er 0,032 en subjektivt vektet koeffisient. I og med at et slikt mål ikke oppførte seg stabilt i skiftende konjunkturer, valgte Okun en enkel tidstrend for å måle  $Y^*$ , se Attfield & Silverstone, 1998) for flere kommentarer om tilnærmingen til Okun.

Etter Okuns tid har det blitt utviklet en rekke ulike metoder for å finne potensielle verdier mer presist. Litteraturen viser til studier av blant annet BN-filter (Beveridge og Nelson, 1998) og Bandpass-filter (se for eksempel Freeman (2001)). Jeg skal ikke gå nærmere inn på disse ulike variantene. I stedet vil jeg konsentrere meg om den metoden som trolig er mest brukt i praksis, representert ved det såkalte Hodrick-Prescott-filteret, heretter omtalt som HP-filteret. Tross enkelte svakheter er HP-filteret en vanlig og relativt ukontroversiell teknikk. Metoden har vært mye brukt siden den ble utviklet. I dag benyttes den blant annet av Finansdepartementet, Statistisk Sentralbyrå og Norges Bank (2003) ved beregning av produksjonsgap.

Sammenliknet med metoden med førstedifferanser, som kun er egnet til å fjerne lineære trender, kan HP-metoden filtrere ut også andre typer svingninger fra tidsserien, se for eksempel Freeman (2001). HP-filteret dekomponerer en tidsserie i en trendkomponent og en syklisk komponent. Den langsiktige trenden skal følgelig separeres fra de kortsiktige fluktuationene rundt denne. På denne måten kan trenden beregnes uten annen informasjon

enn den faktiske, observerte tidsserien. I den videre gjennomgangen av HP-filter, antar jeg at vi ser på produksjon. Intuisjonen og fremgangsmåten er naturligvis nøyaktig den samme for andre tidsserier.

Rent teknisk foregår dekomponeringen ved at følgende uttrykk minimeres

$$\min \left\{ \sum_{t=1}^T (y_t - \tau_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1})] \right\}$$

Her angir  $y$  og  $\tau$  hhv. faktisk og potensiell produksjon. Det første leddet i likningen er dermed den kvadrerte summen av differansen mellom faktisk og potensielt nivå. Det andre leddet forteller om endringer i trenden, og straffer variasjoner i vekstraten til trenden. Hvilken vekt dette leddet tillegges, er gitt av parameteren  $\lambda$ . Med  $\lambda = 0$  er det bare det første leddet som vektlegges ved minimering. Dette vil implisitt innebære at konjunktursykler ikke eksisterer, og er følgelig en lite sannsynlig antagelse. Høy verdi på  $\lambda$ , vil derimot innebære høy kostnad ved endringer i vekstraten til trenden. Dersom  $\lambda$  nærmer seg uendelig, vil det innebære lineær trend. Dette er også lite sannsynlig (Hov, 2008).

Ifølge Rabl (2007) vil STATA for en gitt  $\lambda$  beregne hvilken potensiell produksjon som gir lavest varians. Det er vanlig at  $\lambda$  settes til 14400, 1600 og 100 for hhv. månedlige, kvartalsvise og årlige observasjoner. Jeg har sett på både årlige og kvartalsvise størrelser. I stedet for å problematisere dette videre, har jeg derfor valgt  $\lambda$ -verdier på henholdsvis 100 og 1600.

Til tross for at teknikken med HP-filter har vært mye brukt over flere år, er det enkelte svakheter og potensielle problemer ved metoden. Lee (2000) viser til studier som illustrerer at HP-filteeret kan føre til spuriøs inferens, og at metoden kan avvike betydelig fra andre metoder for detrending. Hov (2008) deler svakhetene inn i fem grupper.

- *Manglende teoretisk grunnlag.* Det er ikke opplagt at trend i en tidsserie tilsvarer potensiell verdi i serien. At HP-filteeret er egnet til å avdekke trenden i en tidsserie er heller ingen selvfølge. Resultatene avhenger dessuten av hvilken  $\lambda$ -verdi som er valgt.
- *Endepunktsproblematikk.* Ved prediksjon av trend for periode  $t$  benytter HP-filteeret observasjoner fra periode  $t-1$  og  $t+1$ . Dette kan medføre problemer ved starten og slutten av en tidsserie, da henholdsvis  $t-1$  og  $t+1$  er ukjent i disse endepunktene. Dermed vil faktisk produksjon vektlegges tyngre i endene enn i resten av tidsserien.

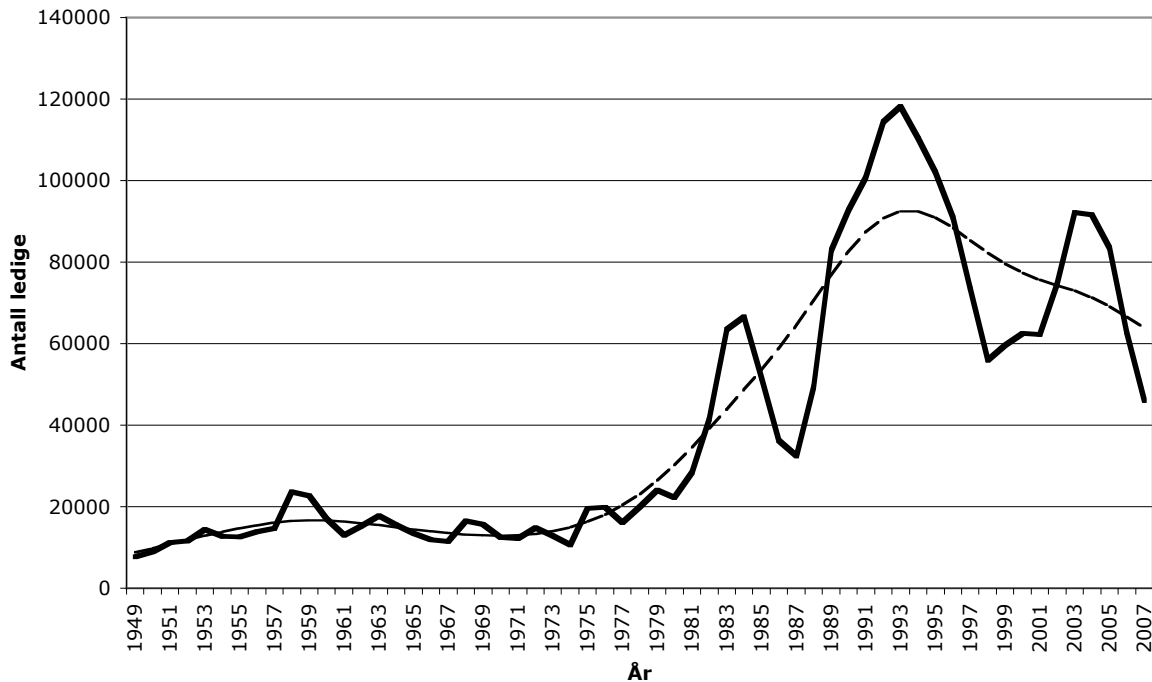
Dette kan løses ved å begrense lengden av tidsserien, slik at vi kjenner  $t-1$  og  $t+1$  for alle observasjoner i serien. Dette innebærer imidlertid at vi får en kortere tidsserie. Særlig kan det være vanskelig å ekskludere de aller siste observasjonene, da disse ofte er mest interessante i forhold til å vurdere fremtidig utvikling. Gjennom det empiriske arbeidet har jeg behandlet tidsserier både med og uten inkluderte endepunktsobservasjoner, uten at det har hatt vesentlig innflytelse på resultatet.

- *Realtidsproblematikk.* Det kan være usikkerhet ved nye observasjoner, da disse ofte blir revidert i ettertid. Potensielle problemer ved slik usikkerhet i observasjoner blir forsterket av endepunktsproblematikken.
- *Problemer ved lange konjunktursykler.* Et HP-filter vil ikke nødvendigvis fange opp langvarige negative produksjonsgap. I stedet for å avdekke lavkonjunktur, vil filteret justere ned potensiell produksjon. Mitt eget datasett omfatter kvartalsvise data fra de siste 27 årene, og årlige data tilbake til 1949. Med tanke på den svingende konjunkturutviklingen som har vært i norsk økonomi gjennom denne perioden, vil jeg ikke tro at dette er et relevant problem for mine beregninger.
- *Symmetri.* I HP filteret tillegges opp- og nedgangstider samme vekt. Dette vil innebære at høykonjunkturer og lavkonjunkturer har samme gjennomsnittslengde. Dette synes å stå i strid med erfaringer fra historisk økonomisk utvikling. Inntrykket fra studier av dette, synes å være at lange oppgangsperioder følges av korte og milde nedgangsperioder. (Wynne & Balke, 1993). Jeg skal ikke gå nærmere inn på dette i denne omgang. Det kan likevel være verdt å merke seg at symmetri ikke nødvendigvis er noen uproblematisk antagelse.

På tross av slike svakheter er HP-filteret altså mye brukt. Metoden regnes ikke for å være særlig kontroversiell. Hovedinnvendingen mot metoden, endepunktsproblematikken, er da også relativt enkel å håndtere ved å gjøre tester der endepunktene utelates.

Som eksempel på hvordan en detrending ved hjelp av HP-filteret virker illustrerer Figur 13 utviklingen i antall arbeidsledige for perioden 1949-2007. Antall arbeidsledige er beregnet som gjennomsnitt over året. Figuren illustrerer hvordan metoden med HP-filteret får frem at den naturlige ledigheten  $U^*$  typisk samvarierer med konjunktorene. I en periode med lavkonjunktur og høy arbeidsledighet vil typisk den naturlige ledigheten øke. Dette kjenner vi igjen som hysteresis fra litteraturen. Dornbusch et al. (2004) forklarer hysteresis med at:

- arbeidsledighet kan bli en vane, mange ledige supplerer med mer uortodokse inntektskilder, andre blir demoraliserte og umotiverte i forsøkene på å få jobb
- langtidsledighet virker selvforsterkende, som et dårlig signal til bedriftene om tiltaks- og arbeidsevne



Figur 13: Observert og detrendet utvikling i antall arbeidsledige i perioden 1949-2007. Den heltrukne linjen representerer observert antall ledige, mens den stiplede linjen representerer trendnivået til antall arbeidsledige, beregnet ved anvendelse av HP-filteret.

### 5.3.4 Resultater basert på gap-metoden

Også med gap-metoden er variablene representert på en differanseform. Nivådefinisjonen av de relevante variablene er integrerte av første orden, mens differanseseriene er stasjonære, det vil si at de er integrerte av orden 0. Vi har sett at variablene ikke er kointegrerte, det vil si at vi ikke trenger regresjon med error correction. Nok en gang skal jeg bruke en semilogaritmisk modellformulering:

$$\ln(Y_t - Y_t^*) = \beta_2 - \beta_3(u_t - u_t^*) + \varepsilon_t \quad t = 1, \dots, T$$

Estimeringen basert på denne modellen ga følgende resultater:

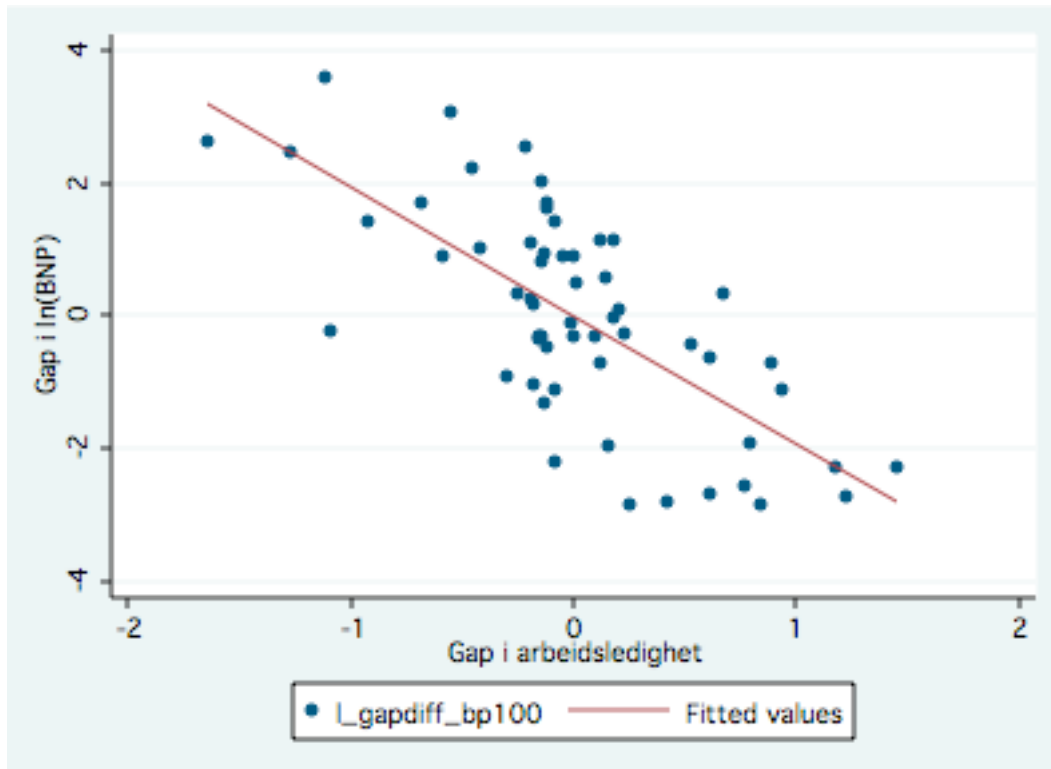
$$100 \cdot \ln(Y_t - Y_t^*) = 0.02 - 1.94 (u_t - u_t^*)$$

(0.16)      (-7.57)

$$n = 58, R^2 = 0.506, \bar{R}^2 = 0.497$$

Okunkoeffisienten er med estimert til å være 1,94 med denne modellformuleringen, det vil si at samlet produksjon vil reduseres med omtrent 2% sammenlignet med sin potensialverdi dersom arbeidsledigheten øker med et prosentpoeng utover den naturlige ledighetsraten. Dette innebærer med andre ord at brutto nasjonalproduktet må øke med omtrent 2% opp mot sin potensialverdi for at arbeidsledigheten skal reduseres med et prosentpoeng ned mot det naturlige nivået. Med denne modellformuleringen har ikke konstantleddet en interessant tolkning.

Sett i forhold til metoden med førstedifferanser gir altså gap-metoden høyere estimat på Okunkoeffisienten, og sammenhengen er mer robust, med høyere t-verdi. Legg også merke til at spredningen omkring regresjonslinjen er langt mindre med gap-metoden enn med metoden basert på førstedifferanser. Med gap-metoden er  $\bar{R}^2 = 0,497$ , mens  $\bar{R}^2 = 0,235$  når en bruker førstedifferansene til de aktuelle variablene. Disse forskjellene kommer visuelt tydelig frem når en sammenligner diagrammene i Figur 12 og 14. Det er imidlertid viktig å merke seg at  $R^2$  for modeller med ulik venstresidevariabel egentlig ikke lar seg sammenligne direkte. Hvis vi for eksempel tok logaritmen av en modell på nivåform, ville vi se at avvikene kom relativt nærmere trenden. Dette ville bidratt til høyere  $R^2$ .



Figur 14: Sammenhengen mellom avvik fra den naturlige ledighetsraten og avvik fra potensielt brutto nasjonalprodukt. Årlige data for perioden 1949-2006.

Lee (2000) estimerte også Okunkoeffisienten ut fra gap-metoden, basert på årlige data for perioden 1955-1996. For norsk økonomi rapporterte han et estimat på 2,74. For den samme perioden fikk jeg et estimat på 2,09. Som nevnt tidligere har jeg ingen nærmere forklaring på en slik forskjell i parameterestimater.

I motsetning til det som var tilfelle når variablene var representert med sine førstedifferenser gir gap-metoden en Okunkoeffisient som er signifikant ulik 0 når en bruker kvartalsdata. Med data for hele perioden 1981-2007 gir estimeringen følgende resultat:

$$100 \cdot \ln(Y_t - Y_t^*) = 0.02 - 0.63 (u_t - u_t^*)$$

$$(0.21) \quad (-2.83)$$

$$n = 106, R^2 = 0.072, \bar{R}^2 = 0.063$$

For perioden etter 1990 er den estimerte sammenhengen gitt ved:

$$100 \cdot \ln(Y_t - Y_t^*) = 0.00 - 0.83 (u_t - u_t^*)$$

$$(0.16) \quad (-2.72)$$

$$n = 58, R^2 = 0.098, \bar{R}^2 = 0.085$$

I vurderingen av disse parameterestimater skal en først huske at de refererer til kvartalsdata. De to kjøringene gir Okunkoeffisienter på h.h.v. 2,52 og 3,32. En skal imidlertid være forsiktig med å trekke konklusjoner basert på disse estimatene. Verdien på føyningsmålet er ikke høy, og det er vanskelig å si a priori hvilke forventningsskjevheter som skapes av utelatte variable. En konklusjon er det imidlertid grunnlag for: gap-metoden virker betydelig mer tilfredsstillende enn metoden basert på førstedifferanser. Sammenlignet med førstedifferansene reduserer gap-metoden usikkerheten knyttet til parameterestimater, og den gir betydelig høyere forklaringskraft til observasjonene.

Et annet forhold som får en del oppmerksomhet i litteraturen er om Okunkoeffisienten har vært konstant i etterkrigsperioden. Dette kan for eksempel testes mot mulige strukturbrudd på gitte tidspunkt. Det tidspunktet som har påkalt mest oppmerksomhet er 1973, se for eksempel Gärtner (2003) og Lee (2000). Dette var tidspunktet for det første oljeprissjokket, og markerte starten på en mer ustabil tider, målt mot makroøkonomiske variable som for eksempel inflasjon og arbeidsledighet. I tillegg har det funnet sted strukturelle endringer i arbeidsmarkedet, med for eksempel kortere arbeidsdager, økt yrkesdeltaking for kvinner. Kan en forvente at Okuns lov er robust mot slike endringer?

Med en test for strukturell stabilitet finner Lee (2000) at nullhypotesen om konstant parameter må forkastes for de fleste land, og han finner at det strukturelle bruddet finner sted rundt 1973. Okunkoeffisienten viser seg stort sett å være lavere etter bruddet, det vil si at det skal mindre endringer til i produksjon for å oppnå en bestemt endring i ledighetsraten enn det som var tilfellet tidligere. Freeman (2001) fant imidlertid ikke generell støtte for at det har vært en strukturendring etter 1973; Chow-testen for en slik strukturendring var bare signifikant for USA og Tyskland. Likevel finner han generell støtte for hypotesen om at Okunkoeffisienten er redusert over tid.

En Chow-test er en teknikk som innebærer at vi velger oss et tidspunkt, og definerer delperioder for observasjonene som forekommer henholdsvis før og etter dette tidspunktet. Ved å sammenligne regresjoner fra delperiodene med regresjoner for den fullstendige tidsserien, tester vi om det har forekommet et strukturelt skift på det aktuelle tidspunktet. Chow-testen er enkelt gjennomførbar, da den er en relativt ukomplisert variant av F-testen (Wooldridge 2003).



Rent teknisk er det regresjonenes *Sum of Squared Residuals* (*SSR*) som ligger til grunn for beregningen av F-verdien. Direkte oversatt er *SSR* altså summen av de kvadrerte residualene, og følgelig et mål på den variasjonen i datamaterialet som ikke kan forklares av modellen.

$$F = \left[ \frac{(SSR_r - (SSR_{ur}))}{(SSR_{ur})} \right] * \left[ \frac{(n - T - Tk)}{(T - 1)k} \right]$$

Her angir  $SSR_r$  summen av de kvadrerte residualene for en regresjon av den totale tidsserien.  $SSR_{ur}$  er summen av tilsvarende mål for hver av delperiodene. Videre er  $n$  totalt antall observasjoner,  $k$  antall forklaringsvariable og  $T$  antall delperioder. Anvendt på en gap-spesifisert modellformulering brukte jeg årlige norske data til å teste om det har funnet sted en strukturell endring i Okunsammenhengen etter 1973. Chow-testen ga en F-verdi på 0,598. Dette innebærer at vi ikke kan konstatere forskjell mellom periodene.

### 5.3.5. Mer om resultater fra litteraturen

Hovedtyngden av empiri om Okunsammenhengen er basert på amerikanske data. Et unntak finner en hos Paldam (1987), og som nevnt estimerer også Lee (2000) sammenhengen for en del europeiske land. Resultatene viser betydelige nasjonale forskjeller. Lee (2000) finner verdier under 1 for Italia, og 12,6 for Japan. Attfield og Silverstone (1998) finner en liten verdi, 1.45, for britisk økonomi, mens Lee (2000) viser til studier som estimerer en koeffisient på nesten 30 for Japan. Årsaken til ekstremt høye verdier for japansk økonomi er strukturelle forhold i arbeidsmarkedet, representert ved livslange arbeidskontrakter med enkeltbedrifter. Okunsammenhengen kan selvsagt også estimeres for ulike regioner. Den eneste studien jeg kjenner til er gjort for greske regioner (Christopoulos 2004). Her rapporteres det at Okunkoeffisienten er signifikant ulike 0 for bare 6 av 13 regioner, og estimatene varierer fra 0,32 (Peloponnes) til 1,70 for Kreta. Kreta er den regionen i Hellas med veldig liten arbeidsledighet og nesten ingen langtidsledighet. På nasjonalt nivå finner ikke Christopoulos (2004) en signifikant sammenheng.

Både Lee (2000) og Freeman (2001) gir viktige bidrag om den aktuelle sammenhengen, men de rapporterer ulike konklusjoner om hva som er den generelle tendensen i litteraturen. Ifølge Lee (2000) er det en tendens til at estimatene for Okunkoeffisienten har blitt lavere over tid, og at de gjennomgående er markert lavere for de fleste europeiske land enn for USA. Til dette

siste kan en finne støtte hos for eksempel Bender et al. (2006). Som tidligere nevnt reflekterer redusert Okunkoeffisient økt fleksibilitet i arbeidsmarkedet. Dette skyldes altså at det skal mindre produksjonsendringer til for å endre arbeidsstokken. Fra diskusjonen i den numeriske delen husker vi også at økt fleksibilitet blant annet kan ha bakgrunn i reduserte faste kostnader ved oppsigelser og ansettelser. Lee (2000) forklarer reduksjonen i Okunkoeffisienten med strukturelle forskjeller i arbeidsmarkedet. Europeiske økonomier har typisk sterkere fagforeninger, mindre lønnsfleksibilitet og mer generøse ledighetstrygder. Dette har vært kjent lenge i litteraturen, for eksempel argumenterte Feldstein (1973) på den måten for at det var større tregheter i europeiske arbeidsmarkeder. Ifølge Freeman (2001) varierer estimatene fra omtrent 2 for USA og Canada, mens de typisk er mellom 3 og 5 for europeiske land, og over 10 for Japan. Freeman (2001) hevder videre at det har vært en tendens til at estimatene har økt for europeiske land i senere år.

Knotek (2007) argumenterer for at Okun-sammenhengen er en empirisk regularitet heller enn en lov basert på strukturelle forhold. Dette gjør han på grunnlag av forsøk med rullerende regresjoner. Han tar nærmere bestemt utgangspunkt i samme kvartalsdata for den samme 13 årsperioden som Okun (1962). Deretter la han til observasjoner for et kvartal om gangen, og ignorerte den siste observasjonen i den rullerende 13 årsperioden. Basert på denne metoden fant Knotek (2007) at Okunkoeffisienten varierer relativt mye over tid. Han finner ingen langsiktig trend i estimatene, men registrerer en tendens til at det skal større produksjonsøkninger til for å oppnå en bestemt reduksjon i arbeidsledigheten i lavkonjunktur enn i høykonjunktur. Basert på data fra 20 OECD-land kommer Virén (2001) frem til resultater som klart og systematisk støtter hypotesen om at Okunkoeffisienten har størst verdi i perioder med høgkonjunktur. Litteraturen gir også mulige forklaringer på slike resultater. Som Blackley (1991) skriver er det langt større mulighet for å få gjennomslag for en jobbsøknad i en periode med høykonjunktur, det vil si at flere arbeidstakere kan forventes å melde seg som en del av arbeidsstyrken. Dermed skal det store økninger til i produksjonen før det gir vesentlige utslag i den registrerte ledigheten.

Dette argumentet taler for at en bør ta inn i regresjonen en variabel for hvor høy andel av befolkningen som er i arbeidsstyrken. En generell utfordring i økonometrisk analyse er muligheten for at utelatte variable kan påvirke estimatene på sentrale parametre. Når det gjelder Okunsammenhengen kan en i tillegg til arbeidsstyrken argumentere for å inkludere beholdningen av realkapital. Dette kan forankres i produksjonsteori. Både Attfield og Silverstone (1998) og Freeman (2001) tar inn slike variable i estimeringen av

Okunsammenhengen. Attfield og Silverstone konkluderer med at kapitalbeholdning og arbeidsstyrke ikke påvirker estimatene for Okunkoeffisienten, mens Freeman finner at disse variablene kan ha en signifikant virkning på estimatene i noen datasett. Jeg har ikke gjort slike forsøk på norske data.

## 6 Sammenhenger mellom produksjon og sysselsetting; aggregerte produktfunksjoner

Etter å ha sett på sammenhengen mellom produksjon og arbeidsledighet i diskusjonen av Okuns lov, skal jeg nå se på antall sysselsatte heller enn antall arbeidsledige. Som diskutert i innledningen er det ikke åpenbart at variasjoner i ledighet entydig reflekterer variasjoner i sysselsetting. Hovedmotivasjonen for å betrakte data for sysselsetting er at disse gir muligheter for å vurdere tregheter i ulike produksjonssektorer.

Ved estimering av produktfunksjonen benytter jeg nok en gang data fra kilder ved SSB. Nærmere bestemt er antall sysselsatte og antall timeverk hentet fra tabell 05217, bruttoprodukt fra tabell 05112, mens realkapitalbeholdning i faste priser ble tilsendt fra SSB etter forespørsel.

Den teoretiske og numeriske delen av denne oppgaven refererer til to typer av tregheter:

- treghet i produksjonsrespons på prisendringer
- treghet mellom variasjoner i produksjon og variasjoner i sysselsetting

Vi har sett at Okuns lov måler denne siste formen for tregheter. Rent intuitivt skulle en forvente at slike tregheter enda mer direkte kan måles gjennom sammenhengen mellom produksjon og sysselsetting. I kapitlet foran ble tidsserien for brutto nasjonalprodukt rapportert å være integrert av første orden,  $I(1)$ . Ideelt sett kunne en jo håpe at dette også gjelder tidsserier for sysselsetting, slik at neste skritt blir å teste for kointegrasjon. Det viser seg imidlertid at antall sysselsatte,  $N$ , er integrert av andre orden,  $I(2)$ , det vil si at variabelen ikke har unit root. Variable av integrasjonsgrad to kjennetegnes gjerne ved akselererende vekst. Det er vanskelig å se noen umiddelbar intuitiv forklaring på hvorfor dette er tilfellet for

sysselsetting. Implikasjonen er uansett at nivåvariablene for sysselsetting og produksjon ikke kan være kointegrerte, det vil si at en ikke kan forvente at koeffisienten i regresjonsligningen mellom disse variablene reflekterer en langsiktig likevektsverdi for denne sammenhengen.

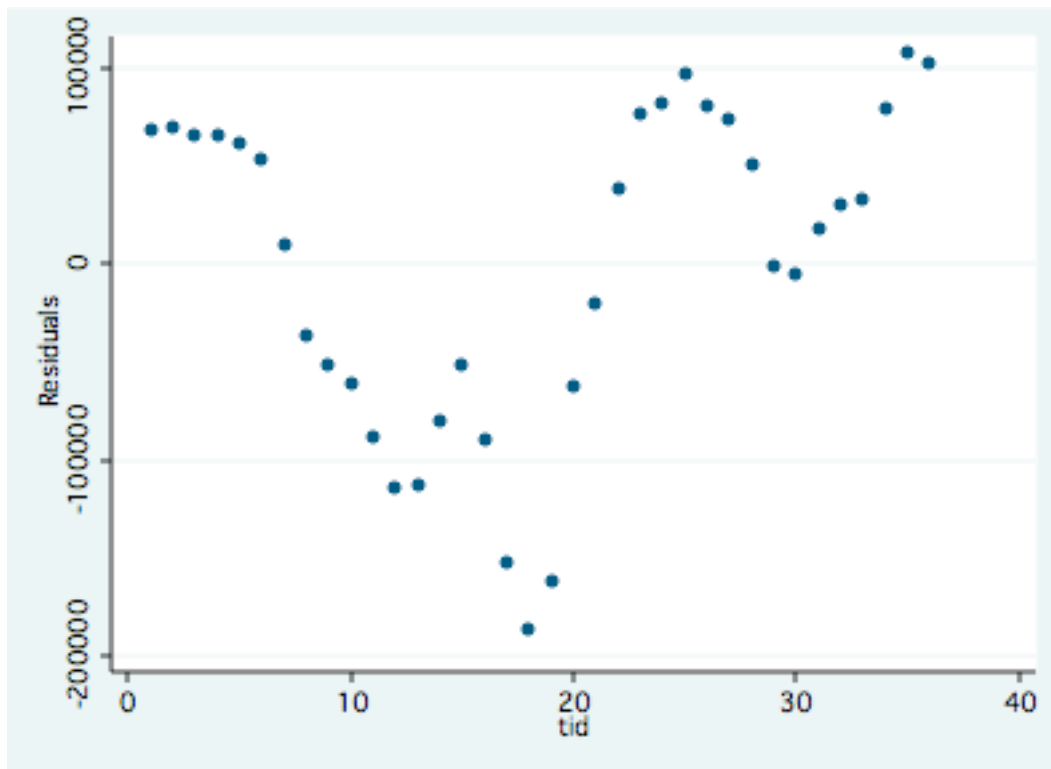
Med tregheter skal en som en hypotese forvente at variasjoner i produksjon gir relativt små utslag i antall sysselsatte. Dette innebærer med andre ord en høy verdi på grenseelastisiteten til arbeidskraft. Anta at den aktuelle sammenhengen er gitt ved  $Y = AN^\beta$ , det vil si at formålet er å estimere den loglineære regresjonsmodellen

$$\ln Y_t = \ln A + \beta \ln N_t + \varepsilon_t$$

der  $\beta$  er grenseelastisiteten til arbeidskraft. I Tabell ... er denne modellen estimert på grunnlag av aggregerte data for norsk økonomi samlet. Nærmere bestemt er det brukt årlige data for perioden 1970-2007. Med mine data gir  $\hat{\beta} \approx 3,18$ . Dette er selvsagt en svært høy verdi for arbeidskraftens grenseelastisitet, og kan tenkes å reflektere tregheter i arbeidsmarkedet. Det er i alle fall en urimelig høy verdi som anslag for en rent produksjonsteknisk sammenheng mellom de to variablene. Merk forøvrig at dette estimatet ikke knytter seg direkte opp til Okuns lov, som er formulert for en endring i arbeidsledigheten på et *prosentpoeng*.

Det er åpenbare økonometriske problemer knyttet til regresjonsmodellen  $\ln Y_t = \ln A + \beta \ln N_t + \varepsilon_t$ . For det første har en problemer som følger av seriekorrelerte restledd. Figur 15 viser tydelig hvordan residualene følger et systematisk mønster. Dette er også avspeilt i verdien på Durbin-Watson-målet, som forklares nærmere i vedlegg C.

Denne regresjonsmodellen gir en svært lav verdi på Durbin-Watson-målet,  $DW = 0,23$ . Dette tyder på at her er sterk positiv seriekorrelasjon, det vil si at restleddet i en periode er sterkt positivt korrelert med restleddet i påfølgende periode.



Figur 15: Residualplot for regresjonsmodellen  $\ln Y_t = \ln A + \beta \ln N_t + \varepsilon_t$

Problemet med seriekorrelasjon er at en får forventningsskjev estimater på variansen til parametrene. De tilhørende t-verdiene er ikke engang asymptotisk gyldige (Wooldridge 2003, side 392). Parameterestimaterne er forventningsrette, men vi kan ikke bruke de oppgitte t-verdiene til statistisk inferens.

Det finnes metoder som korrigerer for seriekorrelasjon. Wooldridge (2003) gir en generell oppskrift på det som kalles FGLS-estimering ("Feasible Generalized Least Squares") av en autoregressiv modell AR(1). Denne teknikken er nærmere omtalt i vedlegg C. Slike korrigeringsprosedyrer er lagt inn som standard verktøy i for eksempel Stata; jeg har brukt den såkalte Prais-Winsten (PW-)prosedyren, se Vedlegg C. I tabellene som følger rapporteres estimerte verdier for  $\hat{\rho}$ , som er definert ut fra den autoregressive regresjonen AR(1):

$$\varepsilon_t = \rho \varepsilon_{t-1} + v_t.$$

Et annet betydelig økonometrisk problem knyttet til regresjonen  $\ln Y_t = \ln A + \beta \ln N_t + \varepsilon_t$  er utelatte variable. I estimering av makro produktfunksjoner vet vi fra litteraturen at en standard nyklassisk tilnærming tar utgangspunkt i en Cobb-Douglas funksjon der både beholdningen av realkapital (K) og en tidstrend ( $\lambda t$ ) inngår sammen med antall sysselsatte:

$$Y_t = AK_t^\alpha N_t^\beta e^{\lambda t}$$

En slik modell ble estimert med norske data allerede av Aukrust og Bjerke (1958), som et forsøk på å finne ut hvordan den økonomiske veksten er forklart av vekst i sysselsetting, realkapital og teknologisk vekst. Hovedresultatet til Aukrust og Bjerke (1958) var at 2/3 av veksten i norsk økonomi ble tilskrevet tidstrenden, tolket som et resultat av teknologisk fremgang, økt utdanning og omstilling. Senere er slike betraktninger og beregninger presentert i de fleste moderne lærebøker i makroøkonomi, se for eksempel Gärtner (2003) (s. 226-230).

Det er velkjent fra enhver lærebok i økonometri at utelatte variable gir forventningsskjev estimater for betydningen til de variablene som er tatt med i regresjonsligningen. I eksemplet med regresjonen  $\ln Y_t = \ln A + \beta \ln N_t + \varepsilon_t$ , skal en forvente positiv korrelasjon mellom antall sysselsatte og beholdningen av realkapital. Siden  $\beta > 0$  innebærer dette at  $\beta$  overestimeres når en ikke tar eksplisitt hensyn til beholdningen av realkapital i estimeringen.

## 6.1 Resultater med ulike modellformuleringer og estimeringsrutiner

Resultatene i Tabell 1 illustrerer betydningen av både seriekorrelasjon og utelatte variable. I tabellen er det referert til resultater basert på eksperimenter langs ulike dimensjoner:

- noen av kjøringene er gjennomført med antall sysselsatte ( $N$ ) som mål for innsatsen av arbeidskraft, i andre kjøring er det antall timeverk ( $L$ ) som representerer arbeidskraften
- noen kjøring er basert på ordinær minste kvadraters estimering (OLS), mens det er korrigert for seriekorrelasjon i de øvrige (PW, Prais-Winsten)
- i noen av kjøringene er innsatsen av arbeidskraft eneste uavhengige variabel, mens andre tar hensyn til en tidstrend ( $t$ ). Noen tar også hensyn til beholdningen av realkapital ( $K$ )

I vurderingen av resultatene i Tabell 1 skal jeg først og fremst fokusere på sammenhengen mellom produksjon og bruken av arbeidskraft. Jeg skal for eksempel ikke drøfte hvordan ulike faktorer har påvirket utviklingen i norsk økonomi i den aktuelle perioden.

Resultatene viser tydelig hvordan en feilspesifisert modell kan gi grunnlag for feil konklusjoner om grenseelastisiteten til arbeidskraft. For det første reduseres dette estimatet fra 3,18 til 1,74 når en korrigerer for seriekorrelasjon ved å bruke Prais-Winsten-proseduren. Dette reflekterer at parameteren estimeres med langt større presisjon (lavere t-verdi) når en korrigerer for seriekorrelasjon. Som nevnt over gir ikke seriekorrelasjon forventningsskjevne estimater, men estimatene som returneres er mer nøyaktige. Til tross for at de ulike målene altså har samme forventningsverdi, er det derfor naturlig å ha størst tiltro til PW-målet.

For det andre tar både innføring av en tidstrend og innføring av realkapital forklaringskraft fra arbeidskraften, enten den måles ved antall sysselsatte eller ved antall timeverk. Dette reflekterer betydningen av utelatte variable som er positivt korrelert med bruken av arbeidskraft. Korrelasjonskoeffisienten mellom antall sysselsatte og tid er 0,97, mens den er 0,98 for antall sysselsatte og realkapital. Når bruken av arbeidskraft måles ved antall timeverk er de tilsvarende korrelasjonskoeffisientene 0,87 målt mot både tid og realkapital.

Resultatene er naturlig nok mest troverdige for de mest innholdsrike modellvariantene, der det er tatt hensyn til både realkapital og tidstrend. I disse tilfellene har ikke Prais-Winsten-proseduren særlig innflytelse på parameterestimatene, men de tilhørende t-verdiene reduseres relativt mye. Som sagt tidligere gir seriekorrelasjon forventningsskjevne estimater på variansen til parametrene. Likevel er alle parameterestimatene signifikant positive med 5% signifikansnivå, også etter justering for seriekorrelasjon. Merk for øvrig at verdien på målet for forklaringskraft,  $R^2$ , gjennomgående er veldig høyt for de regresjonene som er gjennomført. Dette gjelder ofte i tidsserier for slike midlede, aggregerte data.

For mitt formål peker det seg ut to hovedkonklusjoner fra resultatene i Tabell 1:

- resultatene av estimeringen er ikke signifikant forskjellige om en måler innsatsen av arbeidskraft ved antall sysselsatte eller ved antall timeverk
- den estimerte verdien på grenseelastisiteten til arbeidskraft er ikke urimelig høy sett ut fra rent produksjonsteoretiske betraktninger. Dette innebærer at eventuelle tregheter i tilpasningen til produksjonsendringer ikke kommer til

uttrykk gjennom estimering av en velspesifisert variant av en makro produktfunksjon

	konstant	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\lambda}$	DW	$\bar{R}^2$	$\hat{\rho}$
$Y_t = AN_t^\beta$ , OLS	-10.57 (-11.54)	-	3.18 (26.24)	-	0.23	0.952	-
$Y_t = AN_t^\beta$ , PW	0.40 (0.20)	-	1.74 (6.62)	-	0.86	0.993	0.99
$Y_t = AN_t^\beta e^{\lambda t}$ , OLS	6.47 (6.74)	-	0.88 (6.82)	0.025 (18.52)	0.37	0.996	-
$Y_t = AN_t^\beta e^{\lambda t}$ , PW	8.12 (6.31)	-	0.66 (3.79)	0.027 (13.07)	1.40	0.9997	0.88
$Y_t = AK_t^\alpha N_t^\beta$ , OLS	-4.75 (-4.17)	0.84 (6.17)	0.78 (1.95)	-	0.10	0.977	-
$Y_t = AK_t^\alpha N_t^\beta$ , PW	-2.31 (1.92)	0.87 (8.13)	0.42 (1.82)	-	1.18	0.998	0.98
$Y_t = AK_t^\alpha N_t^\beta e^{\lambda t}$ , OLS	5.76 (7.03)	0.25 (3.96)	0.50 (3.41)	0.0014 (14.84)	0.47	0.997	-
$Y_t = AK_t^\alpha N_t^\beta e^{\lambda t}$ , PW	5.22 (3.62)	0.30 (2.75)	0.47 (2.56)	0.02 (6.83)	1.40	0.9998	0.78
$Y_t = AL_t^\beta$ , OLS	-46.63 (-8.02)	-	7.49 (10.36)	-	0.31	0.760	-
$Y_t = AL_t^\beta$ , PW	5.35 (1.44)	-	1.02 (2.23)	-	0.54	0.981	0.99
$Y_t = AL_t^\beta e^{\lambda t}$ , OLS	9.51 (4.18)	-	0.44 (1.55)	0.032 (28.68)	0.18	0.990	-
$Y_t = AL_t^\beta e^{\lambda t}$ , PW	9.50 (6.35)	-	0.44 (2.33)	0.033 (15.98)	1.24	0.999	0.97
$Y_t = AK_t^\alpha L_t^\beta$ , OLS	-11.35 (-4.93)	0.96 (20.89)	1.34 (0.35)	-	0.19	0.983	-
$Y_t = AK_t^\alpha L_t^\beta$ , PW	-4.20 (-2.48)	0.98 (13.65)	0.43 (2.13)	-	1.23	0.999	0.98
$Y_t = AK_t^\alpha L_t^\beta e^{\lambda t}$ , OLS	3.00 (2.03)	0.41 (8.57)	0.53 (3.31)	0.02 (8.57)	0.48	0.997	-
$Y_t = AK_t^\alpha L_t^\beta e^{\lambda t}$ , PW	3.22 (1.93)	0.46 (4.78)	0.41 (2.43)	0.019 (6.21)	1.40	0.9998	0.78

Tabell 1. Estimeringsresultater med ulike modellformuleringer og ulike estimeringsrutiner. Årlige data for perioden 1970-2005.



I litteraturen finner en få forsøk på å drøfte hvordan tregheter i arbeidsmarkedet eventuelt varierer med sammensetningen av næringer og yrkeskategorier. Når det gjelder Okuns lov gir det ikke uten videre mening å knytte arbeidsledigheten til bestemte næringer, og denne loven er spesifisert som en makrosammenheng. For sammenhengen mellom bruttoprodukt og bruken av arbeidskraft finnes det imidlertid data på sektornivå. I Tabell 2 er det rapportert resultater fra 7 ulike næringer, på det aggregerte nivået for næringsinndeling. Resultatene viser seg relativt like enten en bruker antall sysselsatte eller antall timeverk som variabel for bruken av arbeidskraft. I tabellen har jeg bare tatt med resultatene fra de kjøringene som bruker antall sysselsatte.

I hovedsak gjelder resultatene i Tabell 2 for situasjonen der både realkapitalen og en tidstrend er tatt med i modellformuleringen. I siste kolonne rapporteres imidlertid også parameterestimater fra en modell der antall sysselsatte er spesifisert som den eneste uavhengige variable. Alle resultatene i tabellen er basert på en tilnærming der det er korrigert for seriekorrelasjon.

Et påfallende trekk ved resultatene i Tabell 2 er den store sektorvise variasjonen i parameterestimater. Dette gjelder også parameteren knyttet til arbeidskraft. Resultatene er også en påminnelse om at slike estimerte aggregerte produktfunksjoner reflekterer mer enn produksjonstekniske forhold. Det er for eksempel liten grunn til å tro at produksjonen skal være drevet over i et område der grenseelastisiteten til kapital er negativ, og for noen av sektorene er de estimerte grenseelastisitetene urimelig høye sett ut fra et rent produksjonsteoretisk synspunkt.

Et formål med å gjennomføre sektorvise beregninger var blant annet å si noe om hvordan den aggregerte nasjonale makrosammenhengen reflekterer sammensetningen av produksjonssektorer, i tillegg til eventuelle tregheter i arbeidsmarkedet. Det er viktig å være klar over aggregeringsproblemer i tolkningen av resultater. Ved å bruke sysselsetting heller enn arbeidsledighet som arbeidskraftvariabel får en datagrunnlag til å drøfte slike problemer. Resultatene gir grunn til å tro at estimatene for grenseelastisiteten til arbeidskraft vil påvirkes av sammensetningen av næringssektorer. Dette gir i det minste grunnlag for en hypotese om at dette også gjelder estimatet på Okunkoeffisienten.

Når estimatene åpenbart ikke bare reflekterer produksjonstekniske forhold er det et annet formål å finne ut om estimatene fra enkeltsektorer gir nyttig informasjon om eventuelle tregheter i arbeidsmarkedet. Betydningen av faste kostnader kan for eksempel forventes å

varierte mellom ulike yrkeskategorier og ulike næringssektorer. De faste kostnadene er i regelen positivt knyttet til utdanningsnivå og kvalifikasjonskrav. Kanskje skulle en ut fra det forvente et høyt estimat for koeffisienten knyttet til arbeidskraft innenfor finansiell tjenesteyting. Dette er ikke tilfelle med mine resultater. Det er videre vanskelig ut fra dette å forklare hvorfor estimatet for denne koeffisienten er svært høyt i varehandel, og ikke signifikant ulikt 0 for metallindustrien.

Merk forøvrig fra resultatene i Tabell 2 at betydningen av utelatte variable synes å være mindre for de sektorvise enn for de nasjonalt aggregerte regresjonene. I vurdering av resultatene skal en også være klar over at det ikke nødvendigvis er en entydig negativ sammenheng mellom antall sysselsatte og antall arbeidsledige. Det kan for eksempel hende at sysselsettingen reduseres innenfor bygg- og anleggsvirksomhet uten at det registreres endringer i arbeidsledighet. Variasjonen i sysselsetting kan være forklart av variasjoner i arbeidsinnvandring.

Hovedkonklusjonen fra regresjonene for enkeltsektorer er at en skal tolke estimatene med forsiktighet, resultatene gir ikke grunnlag for klare konklusjoner om eventuelle tregheter i arbeidsmarkedet. Dette setter også den aggregerte nasjonale sammenhengen i perspektiv. Hva så med Okunsammenhengen? Gir disse resultatene grunnlag for å si at den sammenhengen reflekterer et komplisert sett med aggregeringsproblemer heller enn strukturelle kjennetegn ved arbeidsmarkedet? Her minner jeg om at Okuns lov ikke er definert for variasjoner i nivået til de aktuelle variablene. Som tidligere nevnt vektlegger for eksempel Freeman (2001) betydningen av at Okuns lov uttrykker avvik fra likevektsnivået, og at den riktige målt er det nærmeste en kommer en lov i makroteorien.

	konstant	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\lambda}$	DW	$\bar{R}^2$	$\hat{\rho}$	$\hat{\beta}$ ( $Y_t = AN_t^\beta$ )
Nærings og nytelses- middelindustri	14.91 (3.52)	-0.82 (-1.85)	0.83 (2.06)	0.017 (1.89)	1.96	0.994	0.83	0.57 (1.56)
Forlag og grafisk industri	12.94 (11.17)	-0.58 (-3.39)	0.54 (2.63)	0.008 (1.99)	1.72	0.998	0.76	0.16 (0.77)
Metallindustri	-4.09 (-0.79)	1.37 (2.70)	-0.05 (-0.12)	-0.014 (-1.32)	1.84	0.934	0.45	0.04 (0.17)
Verkstedsindustri	4.55 (3.49)	0.07 (0.47)	1.07 (8.96)	0.02 (7.42)	1.31	0.998	0.81	1.03 (8.97)
Varehandel, reparasjon av kjøretøyer mv	3.14 (2.99)	-0.29 (-3.70)	1.87 (8.10)	0.03 (18.32)	1.75	0.998	0.59	2.05 (6.38)
Finansiell tjenesteyting	17.17 (8.14)	-0.96 (-3.17)	0.44 (1.39)	0.08 (4.61)	1.48	0.991	0.85	0.15 (0.76)
Forretningsmessig tjenesteyting	4.86 (8.16)	0.17 (2.88)	0.88 (7.63)	0.0002 (0.04)	1.47	0.998	0.53	1.09 (40.95)

Tabell 2. Estimeringsresultater for ulike næringer. Årlige data for perioden 1970-2007, det vil si at  $n=38$ . Det er korrigert for seriekorrelasjon (ved Prais-Winsten-prosedyren).

Her er altså  $\hat{\alpha}$  og  $\hat{\beta}$  estimater på grenseelastisiteten til henholdsvis kapital og arbeidskraft. Ved konstant skalaavkastning skal disse summere seg til 1. Resultatene i Tabell 2 viser at dette i hovedsak ikke gjelder for disse næringene. En mulig variant for videre regresjoner kunne være å pålegge modellen konstant skalaavkastning, for eksempel ved å definere arbeidskraftens grenseelastisitet ved  $\beta = \alpha - 1$ .

## 6.2 Estimert treghet i etterspørselen etter arbeidskraft

Foran har vi sett hvordan sammenhengen mellom produksjon og sysselsetting kan estimeres ved en produktfunksjon. Produktfunksjoner kan også brukes mer direkte til å forklare etterspørselen etter arbeidskraft. De tilnærmingene som er anvendt under er hentet fra en relativt omfattende litteratur om slike problemstillinger på 60- og 70-tallet. Vislie (1980) gir en oversikt over denne litteraturen.

Anta som utgangspunkt at samlet produksjon er gitt ved det nivået som gir størst samlet fortjeneste til gitte priser og lønninger. De observerte verdiene på produksjonen reflekterer altså bedriftenes optimale tilpasning. Den kortsiktige etterspørselen etter arbeidskraft er da implisitt gitt ved produktfunksjonen. Når en ser bort fra betydningen av realkapital kan en

spesifisere optimalt antall sysselsatte ( $N^*$ ) som funksjon av samlet produksjon og produksjonsteknologien (representert ved tidstrenden  $\beta_2 t$ );  $N^* = \beta_0 Y_t^{\beta_1} e^{\beta_2 t}$ . Dette er utgangspunktet for den modellen som ble anvendt av Brechling og O'Brien (1967). På logaritmisk form er denne relasjonen gitt ved:

$$\ln N_t^* = \ln \beta_0 + \beta_1 \ln Y_t + \beta_2 t$$

Det mest karakteristiske i den omtalte litteraturen for kortsiktig etterspørsel etter arbeidskraft er en justeringsmekanisme, basert på at det tar tid å tilpasse antall ansatte i samsvar med det optimale. I den numeriske delen av oppgaven ble konsekvensene av faste kostnader ved endringer i antall ansatte diskutert:

- en betydelig redusert respons av prisendringer på produksjon/sysselsetting
- antall sysselsatte kan reagere tregt på produksjonsendringer (gjennom endret antall timer pr ansatt)

Variasjoner i bruken av overtid representerer en relevant midlertidig tilpasningsmekanisme på veien mot en mer permanent endring i antall sysselsatte. I tillegg kan oppsigelseskostnader føre til at bedriftene venter på naturlig avgang heller enn en mer momentan tilpasning til optimal sysselsetting. Vi har sett at faste kostnader kan gjøre det lønnsomt med hamstring av arbeidskraft. Det kan også være at en bedrift velger en gradvis opptrapping av antall ansatte som følge av kapasitetsproblemer ved opplæring. I økonometriske studier av korttidsetterspørselen etter arbeidskraft tas det som regel hensyn til en slik gradvis justering av antall sysselsatte. Brechling og O'Brien (1967) brukte følgende standard spesifisering av justeringsmekanismen:

$$\frac{N_t}{N_{t-1}} = \left[ \frac{N_t^*}{N_{t-1}} \right]^{1-\alpha_3} \quad (1-\alpha_3) \in [0,1]$$

Her er  $(1-\alpha_3)$  en treghetsparameter. En lav verdi (høy  $\alpha_3$ ) på denne parameteren betyr at det tar lang tid før sysselsettingen vil være i samsvar med det optimale.

Ved å spesifisere denne justeringsmekanismen i naturlige logaritmer kan den enkelt kombineres med uttrykket for  $\ln N_t^*$  over. Dette gir følgende regresjonsligning:

$$\ln N_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y_t + \alpha_2 t + \alpha_3 \ln N_{t-1} + \varepsilon_t$$

Her er  $\alpha_0 = (1 - \alpha_3)\ln\beta_0$ , og  $\alpha_i = (1 - \alpha_3)\beta_i$ ,  $i = 1, 2$ . Anvendt på årlige data for perioden 1970-2005 gir denne regresjonen følgende resultat:

$$\ln N_t = -2.00 + 0.33 \ln Y_t - 0.008t + 0.69 \ln N_{t-1}$$

$$\begin{matrix} (-3.11) & (5.51) & (-4.76) & (10.70) \end{matrix}$$

$$n = 35, R^2 = 0.992, \bar{R}^2 = 0.992, DW = 0.75$$

Av dette følger det at  $\hat{\beta}_1 = \frac{\hat{\alpha}_1}{1 - \hat{\alpha}_3} = 1,06$ . Dette svarer til at grenseelastisiteten til arbeidskraft

er  $\frac{\partial \ln Y_t}{\partial \ln N_t^*} = \hat{\beta}_1^{-1} = 0,94$ , som er et høyt estimat for grenseelastisiteten. Dette kan skyldes

mange forhold, som målefeil og utelatte variable (for eksempel kapital). Det kan også forklares av tregheter i arbeidsmarkedet. De faste kostnadskomponentene gjør at arbeidskraften til en viss grad oppfattes som en fast produksjonsfaktor, slik at endringer i produksjon bare til en viss grad motsvares av endringer i sysselsetting. Dette gjelder særlig for enkelte kategorier av arbeidskraft, for eksempel kan det tenkes at antall personer i administrasjonen er mer eller mindre uavhengig av relativt små, kortvarige, variasjoner i produksjonen. Slike effekter ville typisk føre til at en estimerer høye verdier for grenseelastisiteten.

Brechling og O'Brien (1967) estimerer denne modellen for mange land. På kvartalsdata for norsk økonomi i perioden 1949-1964 fikk de et anslag for grenseelastisiteten til arbeidskraft nær 1,5. Sammenlignet med mine resultater gir dette i det minste grunnlag for en hypotese om at treghetene i arbeidsmarkedet er redusert over tid.

En annen interessant parameter er den som reflekterer hvor mye av gapet mellom ønsket og faktisk sysselsetting som justeres i løpet av en periode, det vil si  $(1 - \alpha_3)$  i den modellen som er spesifisert over. Estimeringsresultatene over svarer til at  $1 - \hat{\alpha}_3 = 0.31$ , det vil si at bare 31% av det relevante gapet elimineres i løpet av et år. Dette antyder store tregheter i arbeidsmarkedet.

I tolkningen av disse resultatene skal en imidlertid være oppmerksom på mulige økonometriske problemer. For det første kan her altså være utelatte variable, for det andre viser verdien på Durbin-Watson-målet at her er problemer med seriekorrelasjon. I resultatene under er det korrigert for seriekorrelasjon, ved Prais-Winstenprosedyren:

$$\ln N_t = -1.98 + 0.36 \ln Y_t - 0.009t + 0.64 \ln N_{t-1}$$

$$(-2.05) \quad (4.79) \quad (-3.60) \quad (7.17)$$

$$n = 35, R^2 = 0.9998, \bar{R}^2 = 0.9998, DW = 1.61, \hat{\rho} = 0.65$$

Disse resultatene svarer til at grenseelastisiteten til arbeidskraft er lik 1, mens  $1 - \hat{\alpha}_3 = 0.36$ , det vil si at estimatene på de sentrale parametrene ikke ble vesentlig endret når en korrigerer for seriekorrelasjon.

Jeg har også gjort de samme kjøringene med antall timeverk ( $L$ ) heller enn antall sysselsatte som mål for bruken av arbeidskraft. I den grad en skal tro på effekten av faste kostnader knyttet til variasjoner i antall sysselsatte skal en forvente at

- grenseelastisiteten for variasjoner i antall timeverk er lavere enn grenseelastisiteten for antall sysselsatte
- tilpasningen mot ønsket nivå er raskere når en regner med antall timeverk enn når en bruker antall sysselsatte som mål

Dette skyldes at mindre endringer i timeverk ikke innebærer faste kostnader. Antall ansatte er det samme, de eneste ekstrakostnadene ved produksjonsøkningen er lønnskostnaden for overtidsarbeidet som utføres. Ved reduksjon i produksjonen ligger kostnaden i at bedriften må lønne arbeidere som ikke utfører produktivt arbeid.

Prais-Winsten-prosedyren til å korrigere for seriekorrelasjon gir følgende resultater når vi benytter antall timeverk i stedet for antall sysselsatte:

$$\ln L_t = 0.41 + 0.20 \ln Y_t - 0.005t + 0.62 \ln L_{t-1}$$

$$(0.27) \quad (2.30) \quad (-1.79) \quad (4.81)$$

$$n = 35, R^2 = 0.9996, \bar{R}^2 = 0.9996, DW = 1.76, \hat{\rho} = 0.58$$

Når en ignorerer usikkerheten i parameterestimatene svarer dette til at grenseelastisiteten til antall timeverk er 1,9, mens 38% av gapet mellom faktisk og ønsket antall timeverk elimineres i løpet av et år. Forskjellene er relativt marginale fra kjøringen foran, men usikkerheten i resultatene er så stor at jeg avstår fra å gå inn på nærmere kommentarer.

De resultatene som er rapportert over er basert på relativt få observasjoner. En måte å oppnå flere observasjoner er å bruke kvartalsdata. Jeg har tilstrekkelige kvartalsdata tilbake til 1978. Med antall sysselsatte som mål for bruken av arbeidskraft ga dette grunnlag for følgende resultat:

$$\ln N_t = -0.66 + 0.06 \ln Y_t - 0.0004t + 0.988 \ln N_{t-1}$$

$$(-2.06) \quad (2.83) \quad (-2.40) \quad (41.57)$$

$$n = 120, R^2 = 0.994, \bar{R}^2 = 0.994, DW = 2.06, \hat{\rho} = -0.034$$

Verdien på Durbin-Watson-målet ikke gir grunn til å regne med at her er seriekorrelasjon. I tolkningen av parameterverdier er det forøvrig viktig å huske at disse resultatene er basert på kvartalsdata. Merk først at denne kjøringen svarer til en relativt liten verdi på arbeidskraftens grenseelastisitet ( $= (\hat{\beta})_1^{-1} = \left( \frac{0,06}{1-0,988} \right)^{-1} = 0,2$ ). Mer påfallende er imidlertid den lave verdien på justeringsparameteren;  $1 - \hat{\alpha}_3 = 0,012$ . Dette innebærer at bare 1,2% av gapet mellom ønsket og faktisk sysselsetting tettes i løpet av et kvartal, det vil si at omtrent 4,8% av gapet tettes i løpet av et år.

Med antall timeverk som mål for bruken av arbeidskraft reflekterer verdien på Durbin-Watson-målet en viss seriekorrelasjon. Etter korrigering ved bruk av Prais-Winstenprosedyren ga mine kvartalsdata følgende resultater:

$$\ln L_t = -0.57 + 0.05 \ln Y_t - 0.0003t + 0.987 \ln L_{t-1}$$

$$(-1.65) \quad (2.13) \quad (-1.87) \quad (37.81)$$

$$n = 120, R^2 = 0.9986, \bar{R}^2 = 0.9985, DW = 1.91, \hat{\rho} = 0.35$$

Med disse estimeringsresultatene blir grenseelastisiteten til antall timeverk omtrent 0,26, mens  $1 - \hat{\alpha}_3 = 0,013$ . Dette innebærer at kun 0,052% av gapet mellom faktisk og ønsket sysselsetting tettes i løpet av et år. Antall timeverk bruker i så fall lang tid på å nå sin optimale tilpasning. Et tilsvarende resonnement ut fra resultatene i tabellen, er å vurdere koeffisientene direkte. En lav  $\hat{\alpha}_1$  vitner om at endringer i produksjon i liten grad påvirker antall timeverk. På samme måte reflekterer høy  $\hat{\alpha}_3$  at antall timeverk er svært stabil fra en periode til den neste. I så fall er timeverk lite følsom for øvrige økonomiske svingninger. Resultatene for regresjonene med hhv. antall sysselsatte og antall utførte timeverk synes fortsatt uegnet til å avdekke forskjeller mellom de ulike målene for arbeidsinnsats. Det ser ikke ut som om det er mulig å avsløre eventuelle systematiske forskjeller med data på dette aggregeringsnivået.

Som nevnt et par steder over kan det være at parameterestimatene over er forventningsskjeve som resultat av utelatte variable. Også nå er det beholdningen av realkapital som er den relevante variabelen å ta inn i modellen. Jeg har bare årlige data for realkapital. Med innsatsen

av arbeidskraft representert ved antall sysselsatte og Prais-Winstenkorrigering for seriekorrelasjon fikk jeg følgende estimeringsresultater:

$$\ln N_t = -2.58 + 0.47 \ln Y_t - 0.01t + 0.79 \ln N_{t-1} - 0.14 \ln K_t$$

$$(-3.52) \quad (6.14) \quad (-5.22) \quad (9.76) \quad (-2.82)$$

$$n = 35, R^2 = 0.9997, \bar{R}^2 = 0.9996, DW = 1.68, \hat{\rho} = 0.41$$

Med disse resultatene blir grenseelastisiteten til arbeidskraft 0,45, mens 21% av gapet mellom ønsket og faktisk sysselsetting elimineres i løpet av 1 år. Med timeverk som variabel for sysselsetting blir de tilsvarende tallene henholdsvis 0.89 og 41%. I dette tilfellet er den estimerte regresjonsligningen gitt ved:

$$\ln L_t = -0.14 + 0.40 \ln Y_t - 0.007t + 0.65 \ln L_{t-1} - 0.16 \ln K_t$$

$$(-0.11) \quad (3.98) \quad (-2.99) \quad (6.13) \quad (-2.96)$$

$$n = 35, R^2 = 0.9996, \bar{R}^2 = 0.9995, DW = 1.87, \hat{\rho} = 0.41$$

Uansett hvilket mål en bruker for arbeidskraft blir resultatene mer pålitelige når en trekker inn beholdningen av realkapital som forklaringsvariabel. Forøvrig gir det fortsatt god mening at gapet mellom ønsket og faktisk sysselsetting tettes raskere for antall timeverk enn for antall ansatte, mens det er vanskeligere å forklare forskjellen i grenseelastisitet.

Resultatene over reflekterer svært aggregerte sammenhenger. Et viktig spørsmål er om det er store næringsmessige variasjoner når det gjelder treghet i etterspørselen etter arbeidskraft. Tabell 3 gir estimeringsresultater for 7 ulike næringer. Data er hentet for perioden 1970-2007. Den estimerte modellen inkluderer realkapital som variabel, innsatsen av arbeidskraft er representert ved antall sysselsatte, og det er korrigeret for seriekorrelasjon.



	$\hat{\alpha}_0$	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\alpha}_2$	$\hat{\alpha}_3$	$\hat{\alpha}_4$	DW	$\bar{R}^2$	$(\hat{\beta}_1)^{-1}$
Nærings og nytelses- middelindustri	-0.18 (-0.09)	0.10 (1.51)	-0.006 (-1.54)	0.33 (1.80)	0.19 (0.96)	1.96	0.995	6.67
Forlag og grafisk industri	-3.32 (-2.71)	0.28 (3.08)	-0.002 (-0.98)	0.87 (6.09)	0.12 (1.07)	1.95	0.978	0.47
Metallindustri	1.63 (1.59)	-0.05 (-0.96)	-0.006 (-2.31)	0.75 (7.52)	-0.04 (-0.28)	2.01	0.971	-5.00
Verkstedsindustri	-2.09 (-2.63)	0.52 (8.25)	-0.01 (-5.80)	0.36 (3.74)	-0.03 (-0.43)	1.63	0.996	1.23
Varehandel, reparasjon av kjøretøyer mv	-0.74 (-2.55)	0.30 (9.21)	-0.009 (-8.16)	0.38 (4.00)	0.10 (3.70)	1.91	0.995	2.08
Finansiell tjenesteyting	-2.74 (-2.09)	0.14 (2.12)	-0.02 (-2.41)	0.75 (6.99)	0.26 (2.05)	2.15	0.984	5.26
Forretningsmessig tjenesteyting	-1.93 (-2.52)	0.38 (4.07)	0.005 (0.99)	0.44 (3.87)	0.03 (0.44)	1.71	0.994	0.94

Tabell 2. Estimeringsresultater for ulike næringer. Årlige data for perioden 1970-2007. Regresjoner ved PW, den estimerte modellen er gitt ved  $\ln N_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y_t + \alpha_2 t + \alpha_3 \ln N_{t-1} + \alpha_4 \ln K_t + \varepsilon_t$

Disse resultatene viser store variasjoner i estimatene for grenseelastisiteter, og resultatene samsvarer ikke påfallende godt med resultatene fra estimeringen av produktfunksjoner. Estimeringen av  $\alpha_3$  antyder at treghetene er størst innenfor forlag og grafisk industri, metallindustri, og finansielle tjenesteyting. En skal imidlertid generelt være forsiktig med en slik isolert tolkning av individuelle parameterestimer. Med høy grad av multikollinearitet kan det være vanskelig å knytte enkeltparametre direkte til variasjon i en av variablene. I tolkningen av resultatene er det videre viktig å minne om at også disse regresjonene gjelder for et veldig høyt aggregeringsnivå. Jeg skal ikke gjøre nærmere forsøk på å knytte estimatene opp mot gjetninger om faste kostnader for ulike sektorer.

## 7. Oppsummering, konklusjoner, og avsluttende kommentarer

### 7.1 Teoretisk og numerisk del

Som en første tilnærming viste en enkel toperiodeanalyse at faste kostnader bidrar til å stabilisere virkningene av prisendringer på produksjon og sysselsetting. Dette gir imidlertid ikke i seg selv en forklaring på Okuns lov. En slik forklaring krever situasjoner der sysselsettingen relativt sett varierer mindre enn produksjonen. Dette kan for eksempel skje dersom en bedrift velger en løsning med ”labour hoarding” heller enn oppsigelser ved redusert produksjon. Enkel toperiodeanalyse viser at dette blir mer sannsynlig jo høyere de faste kostnadskomponentene er, jo lavere lønssatsen er, og jo kortere tid det tar før etterspørselen er som i utgangspunktet. I motsatt retning vil det redusere sannsynligheten for at en bedrift har ansatte som ikke bidrar direkte i produksjonen dersom det er lave lagerkostnader for ferdigvaren.

En annen mulig forklaring på Okuns lov har en dersom bedriftene velger å bruke overtidarbeid heller enn flere ansatte i perioder med økt produksjon. Dette er mer sannsynlig dersom det er høye kostnader knyttet til ansettelser, oppsigelser og opplæring. I den teoretiske delen av oppgaven argumenterte jeg også for at dette er mer sannsynlig dersom tretthetseffekten er liten, mens kapitalutnyttelseeffekten og dødtidseffekten er store. Det er også rimelig at bruken av overtid øker dersom perioden med økt produksjon er liten, og lønssatsen for overtid er lav.

Enkel toperiodeanalyse har klare begrensinger. I den numeriske delen av oppgaven ble tidsperspektivet utvidet, og den ga blant annet muligheten til en kvantitativ analyse knyttet til betydningen av faste kostnader. Simuleringsforsøkene viste at de faste kostnadskomponentene bidrar til å redusere samlet aktivitetsnivå over tid, samtidig som de virker til å stabilisere sysselsettingen. Simuleringene viste videre at det spiller liten rolle for variasjonene i sysselsetting om det er ansettelses- eller oppsigelseskostnadene som dominerer. Virkningene er både kvantitativt og kvalitativt sett relativt tilsvarende for ulike typer av faste kostnadskomponenter. Sammenlignet med en friksjonsfri situasjon bidrar de til å dempe

sysselsettingen i perioder med høy pris, mens de trekker mot økt sysselsetting i perioder med lav pris. Begge disse komponentene bidrar til at arbeidskraften kan oppfattes som en kvasifast produksjonsfaktor, det vil si at tilpasningen av antall ansatte har et klart element av å være en investeringsbeslutning.

Den numeriske analysen viser også hvordan antall ansatte reduseres når bedriften har anledning til å bruke overtid. Med bruk av overtid vil antall effektive arbeidstidsenheter samvariere langt tettere med produksjonen enn det som er tilfellet for antall sysselsatte. Slike variasjoner i bruken av arbeidstid bidrar dermed med en mulig forklaring på Okuns lov.

Som en hovedkonklusjon på den numeriske delen av oppgaven kan en si at de treghetene som følger av faste kostnadskomponenter er betydelige, for rimelige verdier på slike kostnader. Det er selvsagt grenser for hvor mye bedriftene kan og vil gjøre bruk av overtid. På bakgrunn av slike simuleringsforsøk er det derfor lett å forstå den sterke veksten i markedet for bemanningsbyråer. Dette bidrar i prinsippet til å gi mer fleksible arbeidsmarkeder, og til en effektivisering av økonomien. En interessant utvidelse av denne oppgaven kunne vært å gå nærmere inn i en analyse av det norske vikarmarkedet, blant annet sett på bakgrunn av kostnader knyttet til ansettelser, opplæring og oppsigelser.

Tilnærmingen med simuleringer gir også mulighet for en annen interessant utvidelse av oppgaven. I prinsippet kan slike tilnærminger brukes til å evaluere betydningen av faste kostnadskomponenter i bestemte markeder. Ved realistiske anslag for faste kostnader og en rimelig formulering av produktfunksjonen kan en for eksempel anslå hvordan sysselsettingen i ulike perioder ville påvirkes av en reduksjon i de faste kostnadene. Dette gir videre grunnlag for å regne ut virkningen av reduserte faste kostnader på samlet neddiskontert verdiskaping i det aktuelle markedet. Ved aggregering over flere markeder kan en videre gi anslag for gevinsten av tiltak som reduserer friksjonene i arbeidsmarkedet. Slike beregninger kan også være nyttig informasjon i en samfunnsøkonomisk kostnads-nytte evaluering av aktiviteten i vikarmarkedet

Som en annen mulig anvendelse av numeriske simuleringer kan en helt tilsvarende regne på gevinsten av å liberalisere reglene for overtidarbeid. På samme måte som foran gir simuleringer grunnlag for å anslå virkningene på samlet neddiskontert verdiskaping av tiltak rettet mot større fleksibilitet når det gjelder overtidarbeid. Slike beregninger er en viktig motivasjon for å jobbe videre med den typen tilnærminger som er brukt i kapittel 4.

Den numeriske analysen indikerte at de faste kostnadene er viktige i en vurdering av hvordan økonomien fungerer. Simuleringene viste for eksempel hvordan slike kostnader kan bidra både til å stabilisere og dempe samlet produksjon og sysselsetting. Dette betyr at de har stor realøkonomisk betydning, i tillegg til at de har betydning for effektiviteten til stabiliseringspolitikk. Slik sett fortjener slike kostnader større oppmerksomhet både i den økonomisk politiske debatten og i faglitteraturen.

## 7.2 Empirisk del

I den grad en har store tregheter i arbeidsmarkedet skulle en forvente

- høy verdi på Okunkoeffisienten
- høye verdier på grenseelastisiteten til arbeidskraft, særlig målt ved antall ansatte
- at etterspørselen etter arbeidskraft ikke responderer veldig sterkt på endringer i produksjonen, og at det tar lang tid før antall ansatte når det optimale nivået svarende til en bestemt produksjonsmengde

Gjennom metoden med førstedifferanser kom jeg frem til et estimat på 1,54 for Okunkoeffisienten. Dette estimatet var basert på årlige gjennomsnitt for norsk økonomi etter 1949. Anvendt på kvartalsdata ga metoden svært usikre resultater, med estimat på Okunkoeffisienten som ikke var signifikant ulikt 0. Gap-metoden ga mer presise estimater. Basert på årsdata ble Okunkoeffisienten estimert til 1,94, mens den var 2,52 med kvartalsdata.

Det er påfallende lite å finne i litteraturen om mulige underliggende årsaker til Okuns lov. Som nevnt over skal en forvente at store tregheter i arbeidsmarkedet reflekterer gir høye estimater på Okunkoeffisienten. Det kan derfor synes som et paradoks når det meste av litteraturen (unntak for Freeman (2001)) finner at koeffisienten er høyere for amerikansk økonomi enn for ulike europeiske land. Med en høy verdi på Okunkoeffisienten kreves det stor produksjonsøkning for å oppnå en bestemt reduksjon i arbeidsledigheten. Omvendt vil det kreves at produksjonen reduseres mye uten at det gir store utslag i ledigheten. Dette gir god mening i den grad de faste kostnadene er årsakene til den høye Okunkoeffisienten. I så fall vil bedriftene gjerne benytte seg av overtidsarbeid i perioder med produksjonsøkninger, mens de

gjærne holder lenger p  arbeidskraften i perioder med (midlertidig) redusert ettersp rsel/produksjon. I en  konomi med store faste kostnader knyttet til variasjoner i antall ansatte skal en derfor forvente h ye Okunkoeffisienter.

Sannsynligvis har b de oppl rings- og ansettelseskostnadene  kt over tid. Kravene til teknisk innsikt og kvalifikasjoner har blitt strengere, og det har blitt viktigere   ansette personer med riktige kvalifikasjoner. Dette kan videre ha f rt til at forventet avkastning p  s kekostnader har  kt. Slike forhold trekker isolert sett i retning av en h yere estimert Okunkoeffisient. Den  kte aktiviteten til bemanningsbyr ene trekker i motsatt retning. Det er nettopp  kningen i faste kostnader knyttet til endringer i sysselsettingen som skaper grunnlag for  kt aktivitet i slike byr er.

Jeg har ingen informasjon om eventuelle forskjeller i faste kostnadene mellom amerikansk og europeisk  konomi. Som en gjetning skulle jeg imidlertid tro at i alle fall oppsigelseskostnadene typisk er h yest i europeiske  konomier. Intuitivt skulle en kanskje ut fra dette gjette at Okunkoeffisienten gjennomg ende er h yere i Europa. Det synes   v re allmenn enighet at arbeidsmarkedet er mer fleksibelt i USA; fagforeningene har en svakere posisjon, og det er f rre reguleringer.

Dette argumentet kan imidlertid vris i retning av   forklare hvorfor Okunkoeffisienten kan v re h yest i USA. Den store fleksibiliteten kan gi bedriftene st rre anledning til   tilpasse seg optimalt til de faste kostnadene. Ved produksjons kninger kan de ha st rre anledning til   bruke overtidsordninger, mens de kan ha lettere for   bruke ordninger med deltid heller enn oppsigelser i perioder med kutt i produksjonen. Dette kan f re til at det skal store endringer til i produksjonen f r en f r vesentlige utslag i antall arbeidsledige. Dette gir med andre ord h ye verdier p  Okunkoeffisienten. I Europa gir ikke lovverket bedriftene samme anledning til fleksible tilpasninger. Dette kan bidra til   forklare at Okunkoeffisienten kan v re lavere her, p  tross av at det er st rre tregheter i arbeidsmarkedet.

Andre mulige  rsaker til observerte forskjeller kan v re knyttet til niv et p  arbeidsledigheten. I norsk  konomi har for eksempel arbeidsledigheten i lange perioder v rt ned mot niv et for naturlig ledighet. I en slik situasjon kan det v re st rre grunn for bedriftene   holde p  arbeidskraften i perioder med redusert ettersp rsel/produksjon. Det kan ogs  v re sterkere incentiver til   bruke overtidsarbeid i h ykonjunkturer, siden det kan v re vanskelig   rekruttere nye arbeidstakere. I den grad dette er en dominerende situasjon skal en forvente h ye estimerer p  Okunkoeffisienten. Dette kan bidra til   forklare at mine estimerer

for norsk økonomi er høyere enn for eksempel de estimatene jeg har referert for Italia og Hellas. Det kan også bidra til å forklare hvorfor Kreta er den regionen i Hellas der koeffisienten ble estimert til klart høyest verdi (Christopoulos 2004). Kreta har stabilt hatt langt mindre arbeidsledighet enn alle andre greske regioner. Dette argumentet bidrar trekker også i retning av at Okunkoeffisienten vil være høyere i USA enn i Europa, siden USA gjennomgående hatt markert lavere arbeidsledighet enn de fleste europeiske land.

Det kan imidlertid også føres argumenter i motsatt retning. I land med stabilt høy ledighet blir det også typisk en høy naturlig ledighet (hysterese) og et høyt antall langtidsledige. I en slik situasjon skal en kanskje forvente at redusert produksjon ikke gir store utslag i den registrerte ledigheten. Som nevnt i kapittel 5.3.3 kan mange være desillusjonert sett i forhold til mulighetene for å få jobb, og la være å melde seg ledige. Ved produksjonsøkninger kan det hende at flere kommer i arbeid, men det kan også være at flere melder seg ledige, slik at registrert ledighet påvirkes lite. Slike argumenter trekker i retning av en store tregheter, og dermed høy Okunkoeffisient.

Spørsmålet om nivået på Okunkoeffisienten har åpenbare politikkimplikasjoner. I land der Okunkoeffisienten er stabilt høy skal det svært kraftige doser til med etterspørselsstimulerende politikk for å oppnå en bestemt reduksjon i arbeidsledigheten. Det kan være mer effektivt med virkemidler rettet mot strukturelle endringer i arbeidsmarkedet. Dette er også relevant dersom en trekker inn den regionale dimensjonen i økonomisk politikk. Christopoulos (2004) viser at det kan være store variasjoner i Okunsammenhengen mellom ulike regioner innenfor et land. I så fall kan det være effektivt å bruke etterspørselsstimulerende politikk i regioner der koeffisienten er lav, mens det kan være bedre med mer strukturelle tiltak i andre regioner, for eksempel gjennom subsidieordninger som gjør det mer lønnsomt for bedriftene å ha flere ansatte.

I makroøkonomiske tidsserier finner en ofte klare asymmetriske tendenser. For eksempel øker ofte ledigheten mer i lavkonjunktur enn den reduseres i høykonjunktur. Konklusjonen om at arbeidsledigheten går lettere opp enn ned (Johansen 1982) synes fortsatt gyldig. Lee (2000) testet om Okunkoeffisienten varierer asymmetrisk over konjunktursvingningene. Uten å gå i detalj var resultatene blandet, de var for eksempel følsomme for om det ble brukt en gap-tilnærming eller en tilnærming med førstedifferanser.

Arbeidsinnvandring, som så vidt ble nevnt innledningsvis, kan være et annet problem med beregningene av Okuns lov. Dersom arbeidsledigheten er nær den naturlige ledigheten, kan

arbeidsinnvandring medføre økt sysselsetting og produksjon uten ledigheten nødvendigvis reduseres. Dette er en relevant problemstilling i en diskusjon av norsk arbeidsliv de siste årene.

Formålet med den empiriske analysen med produktfunksjonen i kapittel 6, var primært å finne ut om tregheter i arbeidsmarkedet også reflekteres i sammenhengen mellom produksjon og sysselsetting. Det er imidlertid viktig å være klar over at resultatene ikke er direkte sammenlignbare med resultatene for Okunsammenhengen. Estimeringen av Okunsammenhengen gjaldt for en velspesifisert modell, basert på dataserier med en unit root. Sammenhengen mellom arbeidsledighet og produksjon ville ikke gi særlig god mening dersom variablene var definert ved sine nivåer i regresjonen.

Estimeringen av en aggregert nasjonal makro produktfunksjon ga generelt sett interessant informasjon om betydningen av ulike produksjonsfaktorer for den økonomiske utviklingen i en økonomi. Det er imidlertid ikke grunnlag for å si at den estimerte sammenhengen reflekterer tregheter i responsen mellom variasjoner i produksjon og variasjoner i sysselsetting.

Treghetene ble derimot bekreftet når sysselsettingen mer eksplisitt ble estimert som en funksjon av samlet produksjon og en justeringsmekanisme mot optimalt antall sysselsatte. Dette kan tolkes som en virkning av at faste kostnader virker til å stabilisere sysselsettingen i tider med variasjoner i produksjonen. Etter min mening skal en imidlertid tolke slike resultater med en viss forsiktighet. Mine resultater viser for eksempel at det er åpenbare aggregeringsproblemer knyttet til å estimere en slik sammenheng.

Mitt hovedformålet med å studere samvariasjonen mellom produksjon og sysselsetting var nettopp at det gir muligheten til å drøfte eventuelle sektorvise variasjoner. Dette er potensielt nyttig, for eksempel dersom en har a priori informasjon om hvordan de faste kostnadene varierer mellom produksjonssektorer. Mine forsøk med sektorvis estimering ga imidlertid ikke entydige resultater, det er vanskelig å finne et systematisk mønster som kan forklares av for eksempel faste kostnadskomponenter. Som en konklusjon kan en derfor si at det kom lite ut av disse regresjonene, annet enn å fokusere på åpenbare aggregeringsproblemer.

En viktig kilde til at de sektorvise estimeringene ga relativt forvirrende resultater er at den aktuelle sektorinndelingen svarer til et høyt aggregeringsnivå. Som nevnt i innledningen var min opprinnelige intensjon å hente inn mikrodata til å belyse sammenhengen mellom

produksjon og sysselsetting. Analysen kunne for eksempel utføres ved hjelp av paneldata fra enkeltbedrifter som opererer i ulike næringer. Bedriftene kan ha ulik sammensetning av yrkeskategorier, varierende nivå på de faste kostnadene, varierende muligheter for å lagre ferdige produkter, og varierende muligheter til å variere arbeidstiden for de ansatte. Med slike disaggregerte data har en bedre muligheter til å studere hvordan sentrale parametre virker inn på bedriftenes tilpasning til endringer i priser og etterspørselsforhold. Med aggregerte data forsvinner gjerne muligheten til å tolke bestemte parameterverdier som resultater av kausale sammenhenger. Estimaten blir gjerne et resultat av en forvirrende mengde av virkninger som en ikke kan kontrollere eller korrigere for.

Med utgangspunkt i mer disaggregerte data kunne jeg også bedre knyttet analysen opp til den numeriske delen av oppgaven, som er en alternativ måte å få frem betydningen av sentrale parametre. Med bare aggregerte data ble det et litt haltende samsvar mellom den teoretiske og den empiriske delen av oppgaven. Ambisjonene om å hente inn mikrodata var imidlertid ikke forenlige med å gjennomføre oppgaven på normert tid.



# Litteraturliste

Attfield, C L F, and B Silverstone, 1998, "Okuns law, cointegration and gap variables", *Journal of Macroeconomics*, 20, 625-637.

Aukrust, O og J. Bjerke, 1958, "Realkapital og økonomisk vekst", *Artikler*, 4, Statistisk Sentralbyrå, Oslo.

Bender, K A, R M Neumann, JD Skåtun, 2006, "Unemployment and other measures of labor market inefficiency: a comparison of U.K. and U.S. labor markets 1931-96", *Economic Inquiry*, 44, 629-643.

Bergo, Jarle, 2004, "Fleksibel inflasjonsstyring", *Penger og Kreditt* 2/04, 77, <[http://www.norges-bank.no/upload/import/publikasjoner/penger\\_og\\_kreditt/2004-02/bergo.pdf](http://www.norges-bank.no/upload/import/publikasjoner/penger_og_kreditt/2004-02/bergo.pdf)>

Blackley, P R, 1991, "The measurement and determination of Okuns law: Evidence from State economies", *Journal of Macroeconomics*, 13, 641-656.

Blanchard, O, 2005, *Macroeconomics*, Fourth Edition, Prentice Hall.

Brechling, F P R, and P O'Brien, 1967, "Short-run employment functions in manufacturing industries: an international comparison", *Review of Economics and Statistics*, 277-287.

Christopoulos, D K, 2004, "The relationship between output and unemployment: evidence from Greek regions", *Papers in Regional Science*, 83, 611-620.

De Long, J B, 2002, *Macroeconomics*, updatet edition, McGraw Hill

Dickey, D A, og W A Fuller, 1979, "Distributions of the estimators for autoregressive time series with a unit root", *Journal of the American Statistical Association* 74, 427-431.

Dornbusch, R, S Fischer, and R Startz, 2004, *Macroeconomics*, International edition, ninth edition, McGraw Hill

Ehrenberg, R G, and R S Smith, 2006, "Modern labor economics. Theory and public policy.", Pearson International Edition, Ninth Edition.

- Feldstein, 1973, "The economics of the new unemployment", *The Public Interest*, nr 33.
- Fiksdal, B, 2007, "Rekord for bemanningsbransjen", nettsidene til NHO, <<http://www.nho.no/article.php?articleID=17768&categoryID=9>>
- Fiksdal, B, 2008, "10 000 fikk fast jobb", NHO Service, <<http://www.nhoservice.no/article.php?articleID=42&categoryID=8>>
- Freeman, D G, 2001, "Panel test of Okuns law for teten industrial countries", *Economic Inquiry*, 39, 511-523.
- Gärtner, M, 2003, *Macroeconomics*, Prentice Hall
- Hansen, S og T Skoglund, 2005, "Sysselsetting og lønn i historisk nasjonalregnskap", SSB, <[http://www.ssb.no/emner/09/01/notat\\_200501/notat\\_200501.pdf](http://www.ssb.no/emner/09/01/notat_200501/notat_200501.pdf)>
- Hasås, T, 2008, "Bemanningsbyråene i voldsom vekst", LO-Aktuelt, <<http://www.frifagbevegelse.no/loaktuelt/reportasjer/article3378658.ece>>
- Hov, M N, 2008, forelesningsnotat, FIE403 Konjunkturanalyse, Norges Handelshøyskole, Bergen
- Hunnes, A, 2007, forelesningsnotat, ECO402 Økonometri, Norges Handelshøyskole, Bergen
- Johansen, L, 1982, "Arbeidsledigheten lettere opp enn ned", *Sosialøkonomen* 10/82
- Kaas, L og P Madden, 2006. "Holdup in Oligopsonistic Labour Markets," IZA Discussion Paper No. 2043
- Knotek, E S, 2007, "How useful is Okun's law?", *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Kansas ([www.KansasCityFed.org](http://www.KansasCityFed.org))
- Lee, J, 2000, "The robustness of Okuns law: evidence from OECD countries", *Journal of Macroeconomics*, 22, 331-356.
- Møen, J, 2005, "Is mobility of technical personnel a source of R&D spillovers?", *Journal of Labour Economics*, 23(1), 2005, 81-114
- Nickell, S J, 1986, "Dynamic models of labor demand", I Ashenfeld og Layard, *Handbook of Labour Economics*, Volume 1, Elsevier, Amsterdam, 473-522

Norges Bank, 2003, "Beregning av produksjonsgap for Fastlands-Norge", vedlegg til "Beretning om pengepolitikken 2003 – de åtte første månedene", Norges Banks rapportserie, Nr. 4 2003, <[http://www.norges-bank.no/Pages/Report\\_\\_\\_45612.aspx](http://www.norges-bank.no/Pages/Report___45612.aspx)>

Oi, W, 1962, "Labour as a quasi-fixed factor", *Journal of Political Economy*, 70, 538-555

Okun, A M, 1962, "Potential GNP: Its measurement and significance", *American Statistical Association, Proceedings of the Business and Economics Statistics Section*, 98-104

Paldam, M, 1987, "How much does one percent of growth change the unemployment rate?", *European Economic Review*", 31, 306-313

Tirole, J, 1988, "The Theory of Industrial Organization", MIT Press

Toska, O, 2008, "Bemanningsbyråene undergraver", *LO-Aktuelt*, <<http://www.frifagbevegelse.no/loaktuelt/kommentar/ytringer/article3562955.ece>>

Vaage, K, 2000, "Time seies econometrics", forelesningsnotat, *Applied Econometrics*, Universitetet i Bergen/CEDA

Varian, H, 1992, "Microeconomic Analysis", 3. Utgave, W.W. Norton

Virén, M, 2001, "The Okun curve is non-linear", *Economics Letter* 70, 253-257

Wen, Y, 2005, "Labor hoarding and inventories", *Federal Reserve Bank of St. Louis, Working Papers* 2005-040

Wooldridge, J M, 2003, *Introductory econometrics, a modern approach*, 2e, Thomson, South-Western

Wynne & Balke, 1993, "Recessions and recoveries in real business cycle models: Do real business cycle models generate cyclical behavior?", *Federal Reserve Bank of Dallas, Research Paper* 9322

# Vedlegg

## VEDLEGG A: Mathematica

Det Mathematica-programmet som ble brukt til de numeriske simuleringene i kapittel 4.

Dette spesifikke settet av verdier på parametre og eksogene variable ble brukt til å lage Figur 7c).

```
g[x_] = a*(x+n[i])^alpha;
b[0] = b0; b[1] = b1; b[2] = b2; b[3] = b3;
n[0] = n0; n[1] = n1; n[2] = n2; n[3] = n3;
alpha = 0.5; a = 25000; w0 = 100000; w1 = 110000; p0 = 100; n[-1] = 0;
oppsigelseskostnad = 50000; ansettelseskostnad = 50000;
p[0] = 100; p[1] = 200; p[2] = 100; p[3] = 200; r = 0.05;

Do[pi[i] = p[i]*g[Abs[b[i]]] - w0*n[i] - ((b[i] - 1)*n[i]*w1) - oppsigelseskostnad*Max[(n[i] - 1) - n[i]], 0] -
  ansettelseskostnad*Max[(n[i] - n[i - 1]), 0], {i, 0, 5}]

profitt[b0_, b1_, b2_, b3_, n0_, n1_, n2_, n3_] =
  Sum[pi[j]/(1+r)^j, {j, 0, 3}]

optimalener = {200, 200, 200, 200}; maxverdi = -1000000000000;

loop := {{n0, n1, n2, n3} = optimalener,
  ClearAll[b0, b1, b2, b3],
  Do[If[profitt[x, y, z, u, n0, n1, n2, n3] > maxverdi,
    {maxverdi = profitt[x, y, z, u, n0, n1, n2, n3], optimaleber = {x, y, z, u},
    Print[{x, y, z, u, profitt[x, y, z, u, n0, n1, n2, n3]}]},
    {x, 1, 1, 0.05}, {y, 1, 1, 0.05}, {z, 1, 1, 0.05}, {u, 1, 1, 0.05}],
  {b0, b1, b2, b3} = optimaleber, Print["foreløpig optimale b-er"],
  Print[optimaleber],
  ClearAll[n0, n1, n2, n3],
  Do[If[profitt[b0, b1, b2, b3, x, y, z, u] > maxverdi,
    {maxverdi = profitt[b0, b1, b2, b3, x, y, z, u], optimalener = {x, y, z, u},
    Print[{x, y, z, u, profitt[b0, b1, b2, b3, x, y, z, u]}]},
    {x, 140, 160, 1}, {y, 310, 330, 1}, {z, 310, 330, 1}, {u, 310, 330, 1}],
  {n0, n1, n2, n3} = optimalener,
  Print["foreløpig optimale n-er"],
  Print[optimalener]]

Do[loop, {antallloop, 1, 2}]
```

## VEDLEGG B: Kode fra Stata

Jeg kun tatt med Do-filene fra estimeringen av i) Okuns lov på gap-form og ii) produktfunksjonen på aggregert form. For sistnevnte inkluderer jeg kun den mest utviklede produktfunksjonen, og kun Prais-Winsten-regresjon. Begrenset Statakode skyldes hensyn til plass, og at de vedlagte programmene langt på veg illustrerer intuisjonen også bak de øvrige regresjoner.

### i) Okuns lov på gap-form

Resultatene fra dette programmet er opplyst i punkt 5.3.4

```
clear
cap log close
log using "/Users/helgesandvigthorsen/Desktop/OPPGAVE/aarsgap.txt", replace

use "/Users/helgesandvigthorsen/Desktop/OPPGAVE/aarsdata2.dta"

* Tester for Okuns lov spesifisert paa GAP-form.
* Benytter HP-filter for aa beregne potensielle verdier.

* Definerer logaritmiske variabel
gen l_bp = log(bp)

* Gap-spesifikasjon krever bruk av HP-filter, for slik aa avdekke potensielle nivaer.
* Maa foerst definere variabelen "tid" som tidsvariabel.
tsset tid

* Er dermed klar for aa utfoere selve HP-dekomponeringen.
* Begynner med aa filtrere data for produksjon, bp.
* Ser paa logaritmen av denne, l_bp

* l_bp angir variabel som skal dekomponeres-
* stub(hp) forteller at dekomponerte variable faar prefikset "hp",
* mens smooth(100) innbaerer at vi bruker en alfa paa 100.
* Alfa paa 100 er vanlig for aarlige data
```

```
* Naa som potensielle produksjonsverdier er funnet, kan vi definere variabel for
* differansen mellom faktisk og potensiell produksjon.
```

```
hprescott l_bp, stub(hp) smooth(100)
gen l_gapdiff_bp = l_bp - hp_l_bp_sm_1
```

```
* Tilsvarende for oevrige variable.
```

```
* Arbeidsledighetsprosent:
```

```
hprescott unempro, stub(hp) smooth(100)
gen gapdiff_unempro = unempro - hp_unempro_sm_1
```

```
* Husker fra differanseform at prosenttall boer ganges med 100.
```

```
gen l_gapdiff_bp100 = l_gapdiff_bp * 100
```

```
* Kan endelig definere okuns lov paa gap-form.
```

```
reg l_gapdiff_bp100 gapdiff_unempro
cap log close
```

## ii) Produktfunksjon på aggregert form

Resultatene fra dette programmet er opplyst i Tabell 1. Resultatene fra formuleringen til Brechling & O'Brien presenteres i grå bokser i del 6.4.

```
clear
cap log close
log using "/Users/helgesandvigthorsen/Desktop/OPPGAVE/aggregert0306.txt", replace

use "/Users/helgesandvigthorsen/Desktop/OPPGAVE/aggregert0306.dta"
```

```
* ESTIMERING AV PRODUKTFUNKSJON
```

```
* Ser paa sammenheng mellom bruttoprodukt og andre størrelser enn ledighet.
```

```
gen l_bp = log(bp)
gen l_timev = log(timev)
gen l_sys = log(sys)
```

```
gen l_kap = log(kap)
```

\* For aa kunne estimere modellformuleringen til Brechling & O'Brien vil vi ogsaa faa bruk for

\* laggede verdier for sysselsetting og timeverk:

```
gen l_sys_1 = l_sys[_n-1]
```

```
gen l_timev_1 = l_timev[_n-1]
```

\* Definerer variable "tid" til aa vaere tidsvariabel

```
tsset tid
```

\* Gjennomfoerer regresjoner, baade ved OLS og Prais-Winsten. Gjoer regresjonen for baade antall sysselsatte og antall timeverk.

```
prais l_bp l_sys l_kap tid
```

```
prais l_bp l_timev l_kap tid
```

\* ALTERNATIV MODELLFORMULERING, FRA BRECHLING & O'BRIEN

```
prais l_sys l_bp tid l_sys_1 l_kap
```

```
prais l_timev l_bp tid l_timev_1 l_kap
```

```
cap log close
```

## VEDLEGG C: Seriekorrelasjon, Durbin-Watson målet, og prosedyrer for korrigerer

Durbin-Watson-målet er definert ved:

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^n (\hat{\varepsilon}_t - \hat{\varepsilon}_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n \hat{\varepsilon}_t^2}$$

Se for eksempel Wooldridge (2003), kapittel 12. La videre  $\rho$  være bestemt ved koeffisienten i regresjonen mellom de stokastiske restleddene;

$$\varepsilon_t = \rho\varepsilon_{t-1} + v_t \quad 0 \leq |\rho| < 1$$

Gjennom forskjellige tilnærminger kan det videre vises (se for eksempel Wooldridge, 2003) at

$$DW \approx 2(1 - \hat{\rho})$$

Av dette følger det at det ikke er seriekorrelerede restledd når  $DW \approx 2$ , siden dette svarer til at  $\hat{\rho} \approx 0$ . For lave verdier på Durbin-Watson-målet ( $DW < d_L$ ) er her positiv seriekorrelasjon, mens det er negativ seriekorrelasjon for verdier opp mot 4 ( $4 - d_U < DW < 4$ ).  $d_L$  og  $d_U$  er henholdsvis nedre og øvre grenser for når en kan forkaste nullhypotesen om ingen seriekorrelasjon.

Det finnes ulike måter å korrigere for seriekorrelasjon, for eksempel FGLS: Feasible Generalized Least Squares: Anvendt på regresjonsmodellen  $\ln Y_t = \ln A + \beta \ln N_t + \varepsilon_t$  er oppskriften gitt ved:

- i) Kjør minstekvadraters metode estimering av  $\ln Y_t$  med hensyn på  $\ln N_t$ , og finn anslag på residualene  $\hat{\varepsilon}_t$
- ii) Kjør den autoregressive regresjonen (AR(1))  $\varepsilon_t = \rho\varepsilon_{t-1} + v_t$  og finn  $\hat{\rho}$
- iii) Estimer  $\beta$  ved å anvende minste kvadraters metode på regresjonsligningen  $\ln \tilde{Y}_t = (1 - \hat{\rho}) \ln A + \beta \ln \tilde{N}_t + e_t$ , der  $\ln \tilde{Y}_t = \ln Y_t - \rho \ln Y_{t-1}$  og  $\ln \tilde{N}_t = \ln N_t - \rho \ln N_{t-1}$



Metoden er helt tilsvarende når en legger til flere forklaringsvariable. Dersom  $\rho$  var kjent ville en slik generalisert minste kvadraters estimering gi den beste lineære forventningsrette estimatoren (BLUE) for  $\hat{\beta}$ . Dette gjelder ikke når en bruker  $\hat{\rho}$ , men denne måten å estimere  $\beta$  er asymptotisk mer effisient enn en OLS estimator, og t- og F-verdiene er tilnærmet t- og F-fordelte. Ifølge Wooldridge (2003) er denne tilnærmingen tilstrekkelig for de fleste formål, selv om en skal være forsiktig i situasjoner med små utvalg.

Det er to varianter av slik FGLS estimering som har blitt kjent i litteraturen. Cochrane-Orcutt-prosedyren utelater første observasjon, mens Prais-Winsten-prosedyren tar hensyn til første observasjon ved å anta at  $Y_1 = \ln A + \beta \ln N_1 + \varepsilon_1$  (Wooldridge (2003)). Asymptotisk spiller det liten rolle hvilken av disse tilnærmingene som brukes, men det kan spille en rolle dersom en har få observasjoner. Begge rutine estimerer  $\rho$  ved en iterativ prosess: estimatet på  $\rho$  fra regresjonen  $\varepsilon_t = \rho \varepsilon_{t-1} + v_t$  gir grunnlag for bestemte residualverdier for regresjonen mellom  $\ln \tilde{Y}_t$  og  $\ln \tilde{N}_t$ . Dette settet av estimerte residualverdier ( $\hat{\varepsilon}_t$ ), kan videre brukes til å finne en ny verdi på  $\hat{\rho}$ . Slik kan prosedyren gjentas inntil estimatet på  $\rho$  er omtrent det samme som i forrige iterasjon. I denne oppgaven brukes Prais-Winsten-rutinen.