

RAPPORTER

93/22

**INDUSTRISYSSSELSETTING OG
PRODUKSJONSTEKNOLOGI I NORSKE
REGIONER**

AV
KLAUS MOHN

STATISTISK SENTRALBYRÅ
CENTRAL BUREAU OF STATISTICS OF NORWAY

Til salgs hos:

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

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

RAPPORTER FRA STATISTISK SENTRALBYRÅ 93/22

**INDUSTRISYSELSETTING OG
PRODUKSJONSTEKNOLOGI I NORSKE
REGIONER**

AV

KLAUS MOHN

STATISTISK SENTRALBYRÅ
OSLO-KONGSVINGER 1993

ISBN 82-537-3910-9
ISSN 0332-8422

EMNEGRUPPE

59 Andre samfunnsøkonomiske emner

EMNEORD

Arbeidskrafttetterpørsel

Feiljusteringsmodeller

Produksjonsteknologi

Regionaløkonomi

Omslaget er trykt ved Aasens Trykkerier A.S

Publikasjonen er trykt i Statistisk sentralbyrå

Forord

Denne rapporten dokumenterer arbeidet med spesifisering av arbeidskrafttetterspørsmål og produksjonsteknologi for industrisektorene i REGARD (REGionalt modellsystem for ARbeidsmarked og Demografi). Utviklingen av REGARD er finansiert i samarbeid mellom Statistisk sentralbyrå, Kommunal- og arbeidsdepartementet og Miljøverndepartementet.

Rapporten inneholder en kort presentasjon av bakgrunnen for utviklingen av REGARD, og den teoretiske modellen som ligger til grunn for den økonometriske analysen av arbeidskrafttetterspørsmålet skisseres. Spesifisering og estimering av dynamiske timeverksligninger er illustrert med utgangspunkt i regionale tidsserier for verkstedsindustrien.

Resultatene gir inntrykk av at det finnes visse teknologiske ulikheter mellom forskjellige regioner. For det første ser indikatorer for produktivitet og produktivitetutvikling ut til å være høyere for sentrale regioner enn i distriktene. For det andre ser det ut til at arbeidskrafttetterspørsmålet er mindre lønnselastisk i REGARDs mer utkantpregede regioner enn i sentrale strøk. Dersom sysselsettingen lettere kan justeres i sentrale strøk enn i utkantstrøk vil makroøkonomiske anslag for effektene av distriktpolitiske tiltak kunne overvurdere sysselsettingsvirkningene i distriktene.

Modellrammen som er benyttet er restriktiv, og den siste delen av rapporten inneholder derfor forslag til en mer fleksibel økonometrisk modellramme, som gir utvidede muligheter i forhold analysene som allerede er gjennomført.

Statistisk sentralbyrå, Oslo, 8. juli 1993

Svein Longva.

Innholdsfortegnelse

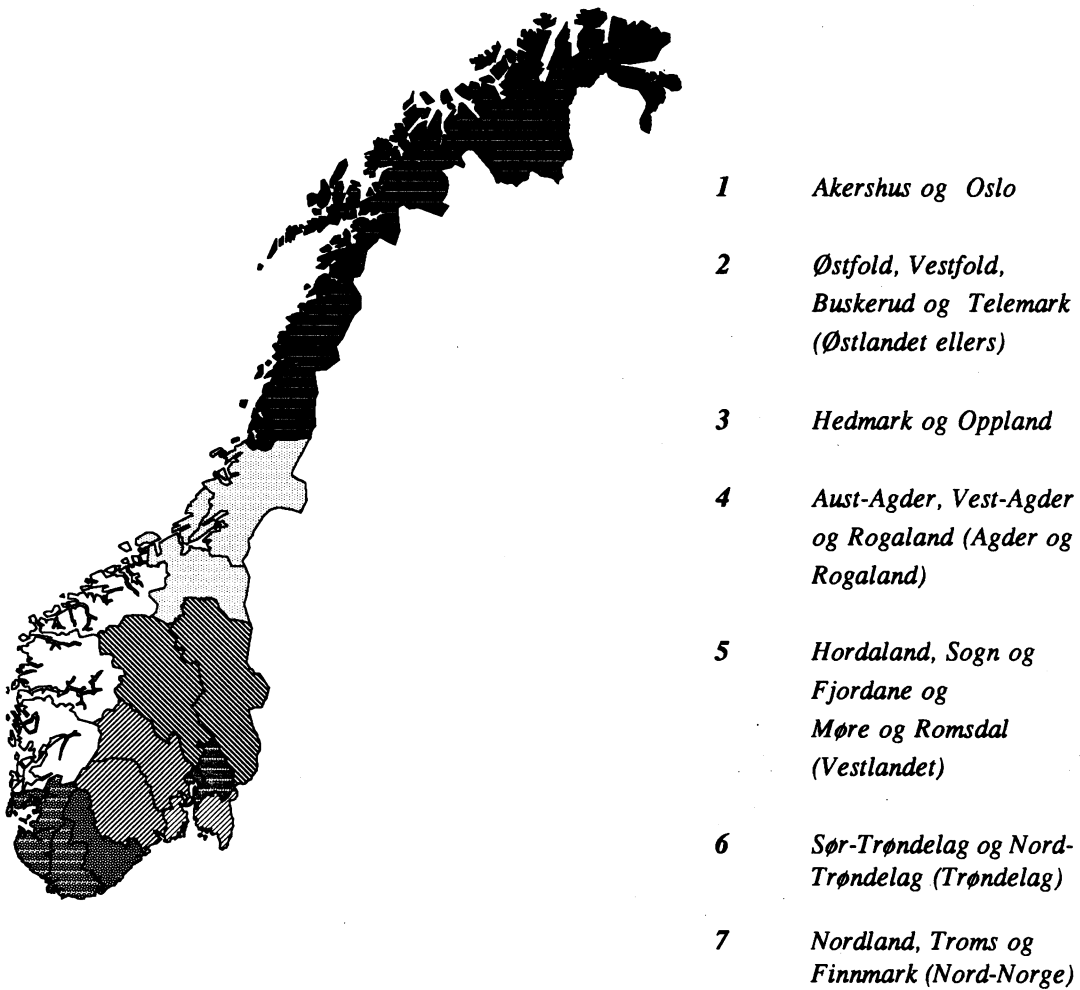
1 Innledning	s.7
2 En enkel teoretisk modell	s.11
2.1 En statisk likevekt	s.11
2.2 Om funksjonsformen	s.15
2.3 Modellering av regional variasjon	s.16
3 Verkstedsindustrien	s.18
4 Økonometrisk modellutforming	s.22
4.1 Tidsserier og integrerte variable	s.22
4.2 Testing for kointegrasjon	s.25
4.3 Estimering av dynamiske timeverksligninger	s.27
5 Resultater	s.32
5.1 Verkstedsindustrien	s.32
5.2 De øvrige industrinæringene	s.36
6 Mulige utvidelser av analysen	s.40
6.1 Overblikk	s.40
6.2 En fleksibel funksjonsform	s.41
6.3 Regional variasjon	s.42
6.4 Spesielle forhold ved faktormarkedene	s.44
7 Sammenfatning	s.45
Referanser	s.47
Appendiks 1: Endogene industrisektorer i REGARD	s.51
Appendiks 2: Avledede regionale produktfunksjoner	s.52
Appendiks 3: Regional fordeling av industriell produksjonsvirksomhet	s.55
Utkommet i serien Rapporten fra Statistisk sentralbyrå	s.58

1 Innledning

Gjennom siste halvdel av 1980-årene forsynte modellsystemet DRØM Statistisk sentralbyrå med de viktigste modellredskapene for regional analyse. De næringsøkonomiske aspektene ble i DRØM ivaretatt av den regionaliserte kryssløpsmodellen REGION (se Sørensen & Toresen [1990]). I tillegg bestod systemet av modellblokker for demografi, flytting og arbeidstilbud. Arbeidsmarkedsforhold var sentrale, ettersom den regionale arbeidsmarkedsutviklingen sto i fokus for de fleste anvendelser av modellsystemet. Da arbeidet med utviklingen av det regionale modellsystemet DRØM (se Skoglund m.fl. [1990]) ble avsluttet hadde det teoretiske fundamentet bak Statistisk sentralbyrås regionaløkonomiske modeller vært uforandret siden slutten av 1970-årene. Den foreslåtte kursjusteringen innebar en reduksjon i antallet regioner og produksjonssektorer med sikte å gjøre nye modeller mer oversiktlige, og man ønsket å legge større vekt på forklaringer av økonomisk atferd i regionale arbeidsmarkeder. Med dette som utgangspunkt er et nytt regionalt modellsystem for arbeidsmarked og flytting blitt utviklet ved Forskningsavdelingen i Statistisk sentralbyrå (se Mohn m.fl. [1993]).

En kort redegjørelse for regioninndelingen i REGARD er her på sin plass. Hovedmålet for anvendelsen av modellsystemet knytter seg som før til analyser av regionale arbeidsmarkedsforhold. Et utgangspunkt for regioninndelingen er derfor at den bør representere en form for funksjonelle arbeidsmarkeder. Med dette menes arbeidsmarkeder som er geografisk avgrenset på grunn av strukturelle og institusjonelle forhold. Mer spesielt tenker vi på geografisk avgrensede områder som det er naturlig for arbeidssøkere og arbeidsgivere å orientere seg innenfor i den søkeprosessen som et ansettelsesforhold utgjør. Strukturelle endringer i arbeidsmarkedene har imidlertid økt størrelsen på det man kan kalle funksjonelle arbeidsmarkeder. På etterspørselssiden har utvikling av ny teknologi fjernet en del av restriksjonene som legges på lokaliseringen av produktiv virksomhet. Dette har medført en reorganisering slik at ulike deler av samme foretak ikke lenger er lokalisert på samme sted. Samtidig er interaksjonen mellom ulike produksjonseenheter blitt viktigere, slik at stadig færre bedrifter kan sies å operere uavhengig av hverandre. Dette gjør at næringslivet generelt orienterer seg i et arbeidsmarked med større geografisk utstrekning enn tidligere.

Figur 1. Regioninndelingen i REGARD



På tilbudssiden av arbeidsmarkedet finner vi på samme måte at pendlingen har vært tiltakende de senere år, noe som også har bidratt til å øke størrelsen på de funksjonelle arbeidsmarkedene. Disse trekkene tilsier en mer aggregert regioninndeling enn man tidligere har operert med. Samtidig er det ønskelig administrative enheter som grunnlag for regioninndelingen. Valget har som følge av dette falt på syv regioner med utgangspunkt i fylkespar og mindre grupper av fylker (se figur 1).

Modellsystemet REGARD består i hovedtrekk av to deler. Den ene er en demografisk blokk som modellerer endringer i det regionale befolkningsmønsteret som følge av aldring og flytting. Den demografiske delmodellens utgangspunkt er en rendemografisk fremskriving av befolkningen i modellsystemets syv regioner. I tillegg brytes fremskrivingene ned etter utdanningsstatus ved hjelp av en fast regional fordeling av nasjonale prognoser for befolkning og utdanning. Dermed kan arbeidsstyrken i hver landsdel beregnes ved hjelp av regionale yrkesprosenter som avhenger av alder, kjønn og utdanningsnivå. En egen modul forklarer sammenhenger mellom arbeidsmarkedsforhold og flyttemønster gjennom estimerte flytterater for ulike grupper av befolkningen. Dette danner grunnlag for fremskrivinger av flyttemønsteret for modellens syv regioner. I tillegg vil den demografiske modellen gi fremskrivinger av pendlingsmønsteret med utgangspunkt i observert pendling gjennom siste halvdel av 80-tallet.

Den andre modellblokken er en delmodell for produksjon og inntekt som tar sikte på å predikere utviklingen i regionaløkonomiske nøkkeltall. Næringsinndelingen i delmodellen for produksjon og inntekt er hentet fra MODAG, noe som gir modellsystemet et tak på 196 ulike produksjonsaktiviteter (28 sektorer i opptil 7 regioner). For næringene jordbruk (MODAG-sektor 11), skogbruk (12), fiske og fangst (13), utenriks sjøfart og petroleumsrelatert virksomhet (40, 64, 65) er produksjonen eksogent bestemt. Produksjonen av offentlige tjenester er også eksogen, med unntak av enkelte kommunale tjenester, hvor etterspørselen avhenger av den regionale befolkningsutviklingen. Modelleringen av tjenesteytende næringer (inkludert bygg- og anleggsvirksomhet og elektrisitetsproduksjon) følger tradisjonell kryssløpsprosedyre. Så langt er modelleringen i overensstemmelse med REGION. Industrisektorene som gjenstår (se vedlegg 1) er imidlertid beskrevet ved hjelp av økonometriske sammenhenger, og dette er et nytt trekk. Den viktigste forbindelsen mellom systemets to delmodeller finner sted i arbeidsmarkedet. Den demografiske delmodellen forsyner her den økonomiske delmodellen med et fremskrevet regionalt arbeidstilbud. Tilbudet av arbeidskraft er korrigert for flytting og disaggregert i henhold til kjønn, alder og utdanningsstatus. På den andre siden vil delmodellen for produksjon og inntekt generere en fremskriving av arbeidskraftetterspørselen fordelt over region, næring og utdanningsprofil. Dermed vil modellen som helhet kunne gi fremskrivinger av utviklingen i regionale arbeidsmarkeder på relativt detaljert nivå.

Det har vært et uttalt ønske at REGARD skal inneholde flere estimerte relasjoner for økonomisk atferd enn tidligere tilsvarende modeller. Dette har avstedkommet to grunnleggende endringer. Den første gjelder modelleringen av flytting. Flyttemønsteret

er i REGARD estimert som en interaksjonsmodell, slik at hver estimerte flyttrate involverer både en fraflyttingsregion og en tilflyttingsregion. Hver av disse flyttratene er brutt ned etter kjønn, alder og utdanning, og avhenger i tillegg av den regionale arbeidsmarkedsutviklingen for den enkelte persongruppe. Den andre endringen knytter seg som nevnt til modelleringen av industrisektorene i delmodellen for produksjon og inntekt. For syv av industrisektorene i delmodellen for produksjon og inntekt er det estimert teknologiske parametre. Målsetningen for analysen av industrisektorene er todelt. For det første har intensjonen vært å forbedre modelleringen av etterspørselssiden i arbeidsmarkedet. Dersom arbeidskraftetterspørselen ikke er homogen over ulike regioner, så vil eksogene sjokk ha ulike sysselsettingseffekter avhengig av hvilken region som rammes. For å kartlegge de regionale sysselsettingsvirkningene av økonomisk politikk, blir det dermed viktig å ha en viss oversikt over eventuelle regionale teknologiforskjeller. For det andre har det vært et siktemål å kunne si noe om den generelle kostnads- og produktivitetsutviklingen i industrien i norske regioner. I REGARD er dette benyttet for å endogenisere den regionale fordelingen av etterspørselen etter industrivarer. Hypotesen består i denne sammenheng i at regionale produksjonssektorer med en gunstig produktivitetsutvikling vil kunne utvide sin markedsandel av totale interregionale leveranser. På tilsvarende måte vil mindre kostnadseffektive sektorer oppleve redusert salg.

Den foreliggende analysen tar utgangspunkt i mikroøkonomisk teori, og det antas at det eksisterer en underliggende nyklassisk likevektsetterspørsel etter arbeidskraft. Datasettet som benyttes er tidsseriedata fra perioden 1971-1989, og det er derfor grunn til å anta at prosessen som genererer datasettet er kjennetegnet ved betydelige innslag av dynamikk. Ved hjelp av kointegrasjonsteknikker spesifiseres den økonometriske modellen derfor som en feilkorreksjonsmodell, hvor sysselsettingsveksten i tillegg til å avhenge av produksjonsvektst, lønnsvekst og vekst i realkapitalbeholdningen, antas å avhenge av det avviket fra den langsiktige likevekten, den såkalte likevektsfeilen.

2 En enkel teoretisk modell

2.1 En statistisk likevekt

Modellspesifikasjonen for empiriske økonomiske analyser kan deles i to sekvenser. Den første har utgangspunkt i økonomisk teori, hvor enkeltaktørens tilpasning beskrives som resultat av et spesifikt optimeringsproblem. F.eks. antas konsumentene å maksimere nytte, noe som gir opphav til etterspørselsfunksjoner for konsumvarer og tilbudsfunksjoner for arbeidskraft. Produsentene på sin side antas å maksimere profitt, og fra produsentens optimeringsproblem kan man avlede tilbudsfunksjoner for ferdigvarer og etterspørselsfunksjoner for innsatsfaktorer. Alle disse sammenhengene kan ses på som langsiktige likevektssammenhenger. Den prosessen som genererer datasettet er imidlertid ofte av dynamisk natur. En viktig del av økonomiske analyser består derfor i å spesifisere økonometriske modeller som kan bygge en bro mellom den langsiktige statiske teorien og en dynamisk virkelighet. Dette kapitlet presenterer den teoretiske modellen som antas å ligge til grunn for eksistensen av en langsiktig teknologisk likevektssammenheng mellom faktorinnsats og produksjon i norske industrinæringer.

Et grunnleggende premiss for analysen er at sammenhengen mellom faktorinnsats (x_t) og produksjon (y_t) kan fremstilles ved en matematisk sammenheng, en produktfunksjon. Produktfunksjonen antas å være ikke-avtagende og monoton i innsatsfaktorene, og kan på redusert form skrives som:

$$(1) \quad y_t = A_t F(x_t)$$

hvor A_t er en tidsavhengig parameter som korrigerer for faktormøytral teknisk fremgang. Ved operasjonalisering av mikroøkonomisk produsentteori er det vanlig å karakterisere produksjonstilpasningen som en langsiktig likevekt av typen:

$$(2) \quad y_t = A_t \prod_{i=1}^I x_{it}^{a_i}$$

hvor A_t er en parameter som uttrykker det tidsavhengige nivået til teknologiens yttergrense og a_i er faktorspesifikke produksjonselastisiteter. Disse uttrykker den prosentvise økningen i produksjonsvolumet som følge av en partiell økning i faktorinnsatsen på én prosent. Denne type modeller lar seg estimere ved enkle økonometriske metoder etter transformering til en loglineær form:

$$(3) \quad \ln y_t = \ln A_t + \sum_{i=1}^I a_i \ln x_{it} + \varepsilon_t$$

hvor ε_t er et restledd med konstant varians og forventning lik 0. Ulike typer restriksjoner er vanlige i anvendelsen av slike modeller for produsentatferd, og den vanligste er å anta konstant skalaavkastning. Dette innebærer for ligning (3) at $\sum_i a_i = 1$ og produktfunksjonen tilsvarende i så fall den velkjente Cobb/Douglas-funksjonen. I innledende studier av regionale teknologiforskjeller er derfor Cobb/Douglas-funksjonen akseptabel som et utgangspunkt. Enkelte av funksjonsformens spesifikke svakheter vil bli kommentert etter hvert¹. I det følgende pålegges den enkelte regionale industrinæring i henhold til dette en teknologi representert ved en Cobb/Douglas produktfunksjon av typen:

$$(4) \quad y_{jrt} = A_{jr} K_{jrt-1}^{\alpha_{jr}} L_{jrt}^{\beta_{jr}} H_{jrt}^{\delta_{jr}} e^{\gamma_{jr}t}$$

hvor y_{jrt} er bruttoproduksjon til selgerpriser², A_{jr} er et konstantledd, K_{jrt} er realkapitalbeholdning, L_{jrt} er innsats av timeverk og H_{jrt} representerer vareinnsats. Det siste leddet på høyresiden er inkludert med tanke på eksogene teknologiske fremskritt. Fotskrift j representerer produksjonssektor og fotskrift r ($r = 1, 2, \dots, 7$) er introdusert for å skille regionene fra hverandre.

¹Kapittel 6 gir for øvrig forslag til hvordan implikasjonene av Cobb/Douglas-funksjonens svakheter kan utbedres ved å introdusere mer fleksible funksjonsformer. Dette tillater bedre analyser av regional variasjon i substitusjonsmuligheter og skalaforhold.

²Bruttoproduksjon til selgerpriser innebærer at bruttoproduksjonsverdien er korrigert for tilskudd og avgifter. Dette antas å være en bedre tilnærming til den størrelse produsenten forholder seg til.

Med antagelse om konstant skalaavkastning i de variable innsatsfaktorene vil skalaelastisiteten (Ω_r) være bestemt alene av realkapitalens produksjonselastisitet (α_{jr})

$$(5) \quad \Omega_r = \alpha_{jr} + \beta_{jr} + \delta_{jr} \equiv 1 + \alpha_{jr}$$

Produksjonsbeslutningen har en dual formulering: Den informasjon produktfunksjonen gir om teknologien kan også fremskaffes ved å betrakte bedriftenes kostnadsfunksjon. Dette ble første gang illustrert av Shephard (1953). Implikasjonen av dette er at dersom funksjonene som karakteriserer bedriftenes tilpasning i prisrommet er kjente, så kan alle relevante størrelser vedrørende teknologien avledes. Produktfunksjonens dual er den betingede kostnadsfunksjonen, og fra ligning (4) lar denne seg avlede som:

$$(6) \quad C_{jrt}(W_{jrt}, P_{jrt}; y_{jrt}, K_{jrt-1}, t) =$$

$$\min \left\{ W_{jrt} L_{jrt} + P_{jrt}^H H_{jrt} \mid y_{jrt} \geq A_{jr} K_{jrt-1}^{\alpha_{jr}} L_{jrt}^{\beta_{jr}} H_{jrt}^{\delta_{jr}} e^{\gamma_{jr} t} \right\}$$

$$= \bar{A}_{jr} y_{jrt} K_{jrt-1}^{-\alpha_{jr}} W_{jrt}^{\beta_{jr}} P_{jrt}^{\delta_{jr}} e^{-\gamma_{jr} t}$$

hvor \bar{A}_{jr} igjen er et regionsspesifikt konstantledd, W_{jrt} er arbeidskraftkostnader per arbeidet time og P_{jrt} er en prisen på vareinnsats. Dualitetsegenskapene innebærer at dersom bedriftens produksjonstilpasning er optimal vil virkningen på kostnadene av en økning i faktorprisen være ekvivalent med virkningen på produksjonsnivået av en økning i innsatsen av den betraktede innsatsfaktor. Dette resultatet er i den teoretiske litteraturen kjent som Shephards lemma³. Shephards lemma impliserer videre at den partiellderiverte av den betingede kostnadsfunksjonen med hensyn på W_{jrt} definerer den betingede etterspørselen etter innsatsfaktoren L_{jrt} .

³Første gang beskrevet av Shephard (1953).

Med informasjon om faktorinnsats, faktorpriser, bruttoproduksjon og realkapitalbeholdninger innebærer dette at faktoretterspørselen kan avdekkes. For å gjøre fremstillingen enklest mulig defineres nå ω_{jrt} som forholdet mellom timelønnen (W_{jrt}) og prisen på vareinnsats (P_{jrt}^H). For etterspørselen etter innsatsfaktorer gir dette:

$$(7) \quad \frac{\partial C_{jrt}}{\partial W_{jrt}} \cdot y_{jrt}^{-1} \equiv Z_{jrt}^L = \bar{A}_{jrt} K_{jrt-1}^{-\alpha_{jr}} \omega_{jrt}^{-\delta_{jr}} e^{-\gamma_{jr} t}$$

$$(8) \quad \Rightarrow \ln Z_{jrt}^L = \ln \bar{A}_{jrt} - \alpha_{jr} \ln K_{jrt-1} - \delta_{jr} \ln \omega_{jrt} - \gamma_{jr} t$$

På tilsvarende måte oppnås for etterspørselen etter innsatsvarer:

$$(9) \quad \Rightarrow \ln Z_{jrt}^H = \ln \bar{B}_{jrt} - \alpha_{jr} \ln K_{jrt-1} + (1 - \delta_{jr}) \ln \omega_{jrt} - \gamma_{jr} t$$

I praksis er det slik at produsentene ikke fastsetter etterspørselen etter den enkelte innsatsfaktor som en isolert handling. Bestemmelsen av faktorandeler og kostnadsnivå må heller kunne betraktes som resultatet av en simultan beslutning. De to faktoretterspørselsfunksjonene (ligningene (8) og (9)) danner sammen med kostnadsfunksjonen således et ligningsystem som også bør estimeres simultant.

Foreløpig vil modellspesifikasjonen ikke innebære simultan estimering. Grunnen er at datasettet er svært knapt. Med 7 tidsserier fra 1971 - 1990 har vi i stedet valgt å ivareta dynamikken i datasettet. Den empiriske analysen består derfor i at man først estimerer en dynamisk etterspørselsfunksjon for arbeidskraft, som deretter benyttes til å beregne på koeffisientene i etterspørselsfunksjonen for innsatsvarer og dermed også parametrene i produktfunksjonen.

2.2 Om funksjonsformen

Restriksjonene som er pålagt for de variable innsatsfaktorene i Cobb/Douglas-funksjonen i ligning (4) fortjener ytterligere et par kommentarer. Dersom antagelsen om kortsiktig konstant skalaavkastning er brutt, så vil faktoreterspørselsfunksjonene i ligningene (8) og (9) ikke være gyldige. Estimering av etterspørselsfunksjonene vil i så fall ikke gi forventningsrette estimater for de ulike elastisitetene. Dette åpner nærmere bestemt for to muligheter. Dersom summen av β_r og δ_r er mindre enn én har man synkende skalaavkastning, og i motsatt fall er skalaavkastningen stigende.

Dersom skalaavkastningen ikke er konstant må produksjonsvolumet inngå som en uavhengig variabel på høyresiden i begge faktoreterspørselsfunksjonene. Sannsynligheten for multikollinearitet ville dermed bli stor, ettersom produksjonsvolumet (y_{jt}) i sterk grad er korrelert med realkapitalbeholdningen (K_{jt-1}). En mulig løsning på dette kunne være å estimere hver av ligningene ved to stegs minste kvadraters metode (2SLS). Dette forutsetter at man kan finne instrumentvariable som er korrelert med produksjonsvolumet men ikke med realkapitalbeholdningen.

Dersom skalaavkastningen ikke er konstant og foreliggende modellspesifikasjon beholdes, så vil effektene av variasjon i produksjonsnivået måtte inngå i restleddet i de estimerte versjonene av ligningene (8) og (9). Ettersom realkapitalbeholdningen er korrelert med produksjonsvolumet ville dette gir korrelasjon mellom K_{jt-1} og restleddet, noe som igjen ville gir skjeve estimat for realkapitalens produksjonselastisitet. Nærmere bestemt ville α_r bli overvurdert ved økende skalaelastisitet og undervurdert ved synkende skalaelastisitet. Dette viser noen av implikasjonene av en feilspesifisert modell.

Ideelt sett burde både den teoretiske og økonometriske modellen gi rom for skalaeffekter i forbindelse med faktoreterspørsel, realkapitalbeholdninger og teknisk fremgang. Fravær av slike krysseffekter er en uttalt svakhet ved restriktive funksjonsformer som Cobb/Douglas - funksjonen. Nå er imidlertid statiske produktfunksjoner estimert for samtlige sektorer og regioner på et tidligere stadium, og på grunnlag av disse kan en hypotese om konstant skalaavkastning på kort sikt ikke forkastes.

En annen ulempe ved påleggingen av Cobb/Douglas-teknologi knytter seg til eventuell variasjon i den teknologiske fleksibiliteten mellom forskjellige regioner og næringer. Graden av fleksibilitet i teknologien blir ofte målt ved substitusjonsmulighetene mellom de ulike innsatsfaktorene. Substitusjonselastisiteten måler den prosentvise endringen i

relativ faktorkombinasjon som følge av én prosent endring i relativ faktorpris. For Cobb/Douglas-produktfunksjonen er substitusjonselastisiteten lik 1 for alle par av innsatsfaktorer. Dermed vil analysen som følger ikke kunne fange opp eventuell regional variasjon i fleksibiliteten i teknologien. Denne og andre utfordringer vil bli møtt i det siste kapitlet, hvor en mer fleksibel økonometrisk modellramme blir presentert.

2.3 Modellering av regional variasjon

Hovedformålet med den beskrevne modellen er å ivareta regionale forskjeller i produksjonsteknologi. Med den teoretiske modellen ovenfor som utgangspunkt finnes det flere alternative måter å gjøre dette på. Den første hovedretningen går ut på å estimere de økonometriske relasjonene enkeltvis for de ulike regionene. Dette vil kunne gi en ide om regional variasjon, uten at man anvender noen bestemt referanseteknologi (se f.eks. Luger & Evans [1988]). En beslektet tilnærming er å definere tilleggsvariabler med utpreget regional variasjon, for å se om disse har noen innflytelse på produksjonsteknologien i den enkelte region. Eksempelvis kan regionalt bestemte indekser for sentralitet, bedriftsstørrelse og konsentrasjon inngå som variabler i de regionale produkt- eller kostnadsfunksjonene. Et eksempel på denne typen modellering gis av Sasaki (1985).

Tabell 1. Definisjon av dummyvariabler

REGION	D_{j2t}	D_{j3t}	D_{j4t}	D_{j5t}	D_{j6t}	D_{j7t}
region 1	0	0	0	0	0	0
region 2	1	0	0	0	0	0
region 3	0	1	0	0	0	0
region 4	0	0	1	0	0	0
region 5	0	0	0	1	0	0
region 6	0	0	0	0	1	0
region 7	0	0	0	0	0	1

Den andre hovedretningen som peker seg ut er en tilnærming ved hjelp regionsspesifikke dummyvariabler for den enkelte produksjonssektor, og er mer anvendelig ved flere enn to regioner. Kim (1981) benytter denne teknikken for å analysere regionale produktivitetsforskjeller i lastebilnæringen i Canada. Andre eksempler fra den internasjonale diskusjonslitteraturen på bruk av regionale dummyvariabler i økonometriske analyser av regional produsentatferd er Denny m.fl. (1981) og Denny & Fuss (1983). Et eksempel fra norsk faglitteratur er Steen (1991), som benytter regionale dummyvariabler for estimering av kostnadsstruktur og faktoretterspørsel til den regionaliserte generelle likevektsmodellen MISMOD (Mathiesen [1992]).

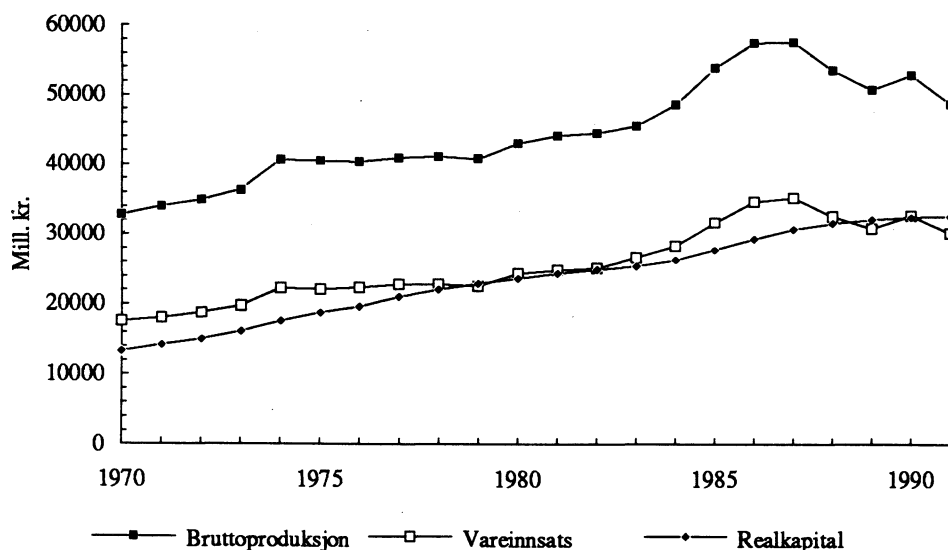
Dummyvariabelteknikken forenkler estimeringsarbeidet, fordi samme datasettet og samme modell i så fall anvendes for alle regioner. Dermed er det tilstrekkelig å estimere en enkeltligning for hver produksjonssektor. Når datasettet for alle regioner på denne måten anvendes i hver estimering øker man også antallet frihetsgrader, noe som er spesielt viktig i den forestående analysen, hvor datasettet består av 7 knappe regionale tidsserier. Det er konstruert dummyvariabler $D_{r,t}$ ($r = 2, 3, \dots, 7$) som siden vil bli anvendt i kombinasjon med utvalgte variabler i resten av modellen, og disse er definert i tabell 1.

En forutsetning for anvendelsen av regionale dummyvariabler er at produksjonsteknologien for samtlige regioner lar seg beskrive ved den samme funksjonsformen, og at den regionale variasjonen som eksisterer kan fanges opp gjennom regionale avvik fra en referanseteknologi. Dette legger bestemte restriksjoner på modellen, og disse vil påvirkes av hvilke økonomiske effekter man tillater å variere mellom regionene. Med regional variasjon i samtlige parametre vil modellen fort bli uhåndterlig, fordi man ta må tilpasse et stort antall dummyvariable, med tilsvarende reduksjon i antall frihetsgrader. De regionale dummyvariablene er derfor koblet til parametre som oppviser uttalt regional variasjon.

3 Verkstedsindustrien

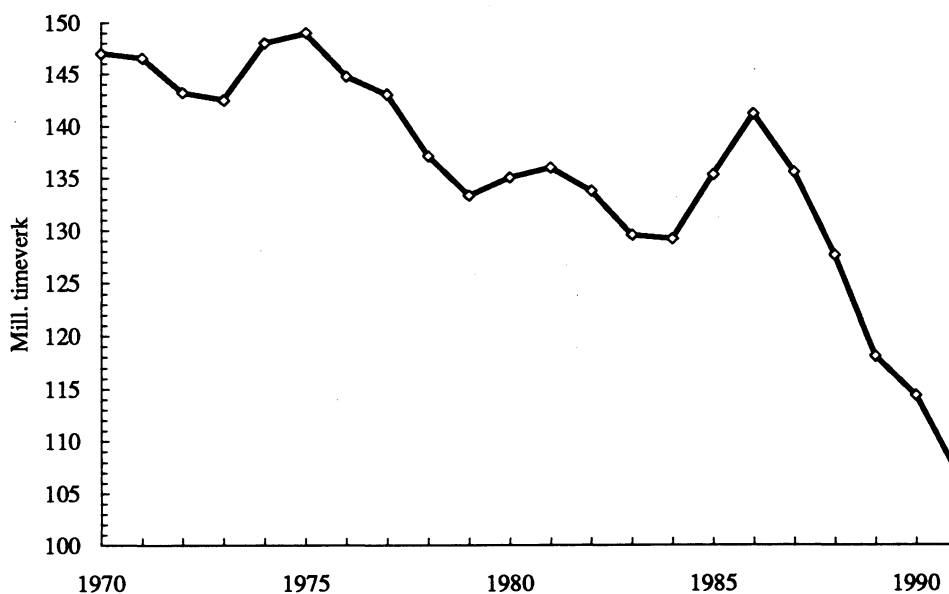
Verkstedsindustrien (MODAG-sektor 45) er valgt som eksempel under utformingen av den økonometriske modellen. Denne består av næringer som produserer metallvarer, maskiner, elektriske apparater og materiell, transportmidler (utenom skip og båter) samt sekkeposten "annen industriproduksjon". Bruttoproduktet i næringen var i 1990 på 18,6 mrd. kr., noe som utgjorde rundt 20% av samlet verdiskapning i industrinæringene. Figur 2 viser utviklingen i tidsrommet 1970-1991 i bruttoproduksjon, vareinnsats og realkapitalbeholdning. Alle størrelser er i faste (1990-) priser.

Figur 2. Utvikling i bruttoproduksjon, vareinnsats og realkapital i verkstedsindustrien 1970 - 1991 (MODAG-sektor 45)



Vi ser av figur 2 at utviklingen i bruttoproduksjon og vareinnsats tyder på at verkstedindustrien opplevde en jevn vekst på 70-tallet og i begynnelsen av 80-tallet. Et større oppsving ser videre ut til å ha inntruffet mot midten av 80-tallet. Etter denne siste oppgangsperioden ser imidlertid veksten ut til å ha avtatt betraktelig, med nedgang i bruttoproduksjonen i perioden mellom 1986 og 1991. Forholdet mellom vareinnsats og produksjon ser ut til å ha steget moderat gjennom hele perioden, slik at bruttoproduktet som andel av bruttoproduksjonen har falt tilsvarende. Realkapitalbeholdningen viser en jevn vekst over hele perioden, men vekstraten i realkapitalbeholdningen har mot slutten av 80-årene vært noe høyere enn produksjonsveksten skulle tilsi. Alt annet like skulle dette tyde på at driften gjennom disse årene har utviklet seg noe i kapitalintensiv retning. Dette er det mulig å undersøke nærmere ved å se på sysselsettingsutviklingen gjennom samme periode. Utviklingen i timeverksinnsatsen for MODAG-sektor 45 er illustrert i figur 3.

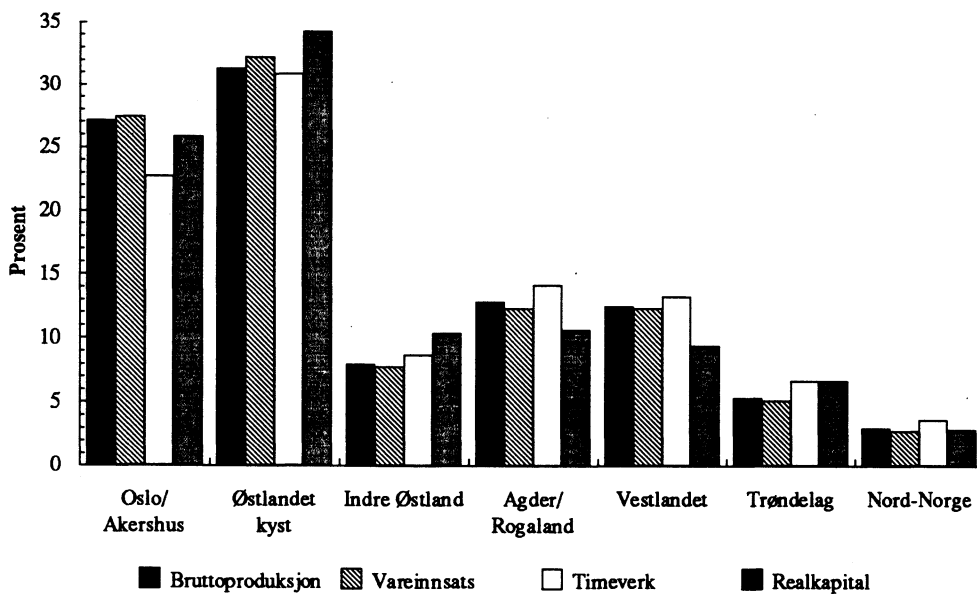
Figur 3. Sysselsettingsutviklingen i verkstedsindustrien 1970 - 1991



De positive impulsene på midten av 70- tallet og på begynnelsen av 80-tallet har ikke bidratt til mer enn en forsinkelse av det langsiktige fallet i sysselsettingen i verkstedsindustrien, og det samtme ser ut til å ha vært tilfelle for det forbigående oppsvinget på midten av 80-tallet. Figur 3 viser at sysselsettingen har falt betydelig når hele perioden ses under ett. Holder vi dette sammen med observasjonene i figur 2 ser det ut til at produksjonen i verkstedsindustrien for landet som helhet har utviklet seg i kapitalintensiv retning gjennom årene 1970-1990. En mulig alternativ tolkning av dette mønsteret er at sammensetningen av produktutvalget i verkstedsindustrien har utviklet seg i en retning som innebærer produksjon av mer kapital- og kunnskapsintensive produkter.

Figur 4 viser hvordan den regionale fordelingen av virksomheten i verkstedsindustrien så ut. Fordelingen er beregnet på grunnlag av gjennomsnittstall for årene 1988-1990¹.

Figur 4. Regional fordeling av aktiviteten i verkstedsindustrien (1988-1990)



¹Appendiks 3 presenterer tilsvarende figurer for de øvrige industrinæringene i REGARD.

Figur 4 viser at nesten 60% av verkstedsindustrien er lokalisert i sentrale østlandsområder (Hedmark/Oppland er unntatt), mens Sør- og Vestlandet representerer rundt 25%. Vi ser at enkelte regioner er mye større enn andre også når det gjelder denne næringen. Figur 4 avslører videre se at anvendelsen av ulike typer innsatsfaktorer varierer mellom regionene, utover det variasjonen i bruttoproduksjonen skulle tilsi. Dette kan ha årsak i regional variasjon i sammensetningen av den aggregerte MODAG-sektor 45, eller det kan tenkes at enkelte regioner opererer med en annen produksjonstilpasning enn andre regioner. For å kunne analysere denne type spørsmål må man gå nøyere til verks enn det man kan gjennom figurbetraktninger. Derfor vil det følgende kapittel bli benyttet til å utforme av en økonometrisk modell som kan bygge en bro mellom teorien i forrige avsnitt og data av den typen som er presentert gjennom figurene.

4 Økonometrisk modellutforming

Datasettet som ligger til grunn for modelleringen av industrisektorene i REGARD er hentet fra industristatistikkens tidsseriedatabase. Etter opptelling og samordning av begreper er disse tallene kombinert med tallene i databanken for fylkesfordelt nasjonalregnskap. Sektorinndelingen i databanken for fylkesfordelt nasjonalregnskap følger for øvrig inndelingen i kvartalsvis nasjonalregnskap. Tallene er siden aggregert i henhold til REGARDs regioninndeling (se fig.1) og slik at sektorinndelingen stemmer overens med definisjonen av produksjonssektorene i MODAG. Oversikt over REGARDs endogene industrisektorer er gjengitt i vedlegg.

Likevektssammenhengen som skal modelleres er gitt ved ligning (8). Estimering direkte på langsiktlikevekten ved minste kvadraters metode vil imidlertid gi uskarpe estimater dersom prosessen som danner datasettet er dynamisk, slik at restleddet den i langsiktige sammenhengen ikke har konstant forventning. Det er derfor ønskelig å finne en reparametrisering av ligning (8) som ivaretar også de dynamiske aspektene bak genereringen av datasettet. Før spesifikasjonen av den økonometriske modellen innledes kan det derfor være nyttig å undersøke datasettets dynamiske egenskaper noe nærmere.

4.1 Tidsserier og integrerte variable

For å kaste lys over problemstillingene skal vi starte ved å se på et eksempel på en enkel autoregressiv modell. La derfor:

$$(10) \quad x_t = \rho x_{t-1} + e_t$$

hvor $x_0 = 0$ og $e_t \sim N(0, \sigma^2)$. Den eneste restriksjon som a priori legges på autoregressjonskoeffisienten ρ er at den tilhører mengden av reelle tall. I økonometriske anvendelser knytter det seg imidlertid betydelig interesse til hypotesen $|\rho| \leq 1$.

Grunnen er at dette innebærer at serien x_t i så fall lar seg transformere via en differensligning til en stasjonær serie. For å illustrere dette introduseres følgende notasjon: La $x_t \sim I(0)$ bety at x_t er stasjonær (integret av grad 0). I så fall kan det vises at $z_t \sim I(k)$ dersom $\Delta^k z_t \sim I(0)$, hvor Δ^k innebærer at den k 'te differensen er tatt av prosessen z_t . Dersom $z_t \sim I(d)$ vil det gjelde generelt at $\Delta^k z_t \sim I(d-k)$. En tidsserie er dermed $I(1)$ dersom dens første differanse (Δx_t) er stasjonær.

Vi skal i det følgende beskjefte oss med tidsserier som antas å være $I(1)$, men før vi trekker denne konklusjonen kan det være fornuftig å teste for integrasjon av grad 1. Dette innebærer testing mot et alternativ bestående i at modellens tidsserier er stasjonære rundt en deterministisk trend. Prosedyrer for denne typen tester er utviklet av Dickey & Fuller (1979, 1981) med utgangspunkt i anvendelse av hjelperegresjoner. Den enkleste testen benytter følgende regresjonsligning:

$$(11) \quad \Delta x_t = \beta_0 + \beta_1 x_{t-1} + u_{1t}$$

hvor x_t kan antas å være stasjonær dersom estimatet for β_1 er negativt og signifikant forskjellig fra null. Dette er den opprinnelige Dickey-Fuller-testen fra Dickey & Fuller (1979), og denne er spesielt anvendelig for variable som antas å være $I(1)$. For variable som kan tenkes å være integret av høyere orden kan regresjonen utvides til:

$$(12) \quad \Delta x_t = \beta_0 + \beta_1 x_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_{2j} \Delta x_{t-j} + u_{2t}$$

hvor p velges slik at u_{2t} med størst mulig sannsynlighet fremstår som hvit empirisk støy, og hvor den relevante nullhypotesen fortsatt er: $H_0: \beta_1 > 0$. Den sistnevnte regresjonen representerer den såkalte utvidede Dickey-Fuller-testen og har blitt benyttet spesielt flittig i forbindelse med datasett med sesong og kort periodisitet⁵. Dickey & Fuller (1981) viser at teststørrelsen for denne typen tester ikke er t-fordelt, og dermed kan standardtabellene

⁵Denne testen er i den internasjonale faglitteraturen referert til som "Augmented Dickey-Fuller-test" (ADF).

ikke anvendes. Kritiske verdier for fordelingen er imidlertid konstruert av Dickey & Fuller (1981), og disse størrelsene legges i det følgende til grunn for inferensutsagn vedrørende testing av enkeltserienes egenskaper. Ligningene (12) og (13) er følgelig estimert ved minste kvadraters metode for arbeidskraft, bruttoproduksjon og relative faktorpriser i produksjonssektor 45. Størrelsen på p er satt til 3. Datasettet er benyttet som et paneldatasett for å øke antallet observasjoner. I tillegg er den regionale dimensjonen utelatt i denne omgang. At datasettet er et panel innebærer at man mister 7 (og ikke 1) observasjoner for hvert nytt lag som introduseres. Med 7 tidsserier på 18 observasjoner gir dette 118 frihetsgrader for den ordinære *Dickey-Fuller*-testen (DF) og 97 frihetsgrader for den utvidede *Dickey-Fuller*-testen (ADF).

Testresultatene er presentert i tabell 3 og konklusjonene baserer seg på kritiske verdier beregnet for 100 observasjoner (se Dickey & Fuller [1981]). Teststørrelsene er signifikante på 99% nivå dersom ikke annet er påpekt.

Tabell 1. Beregnede teststørrelser for sektor 45

Variabel	Beregnede teststørrelser	
	DF	ADF
$\ln L_{45}$	2,96	3,27
$\ln \omega_{45}$	5,88	2,21
$\ln y_{45}$	2,66*	2,00**

*) Signifikant på 95 % signifikansnivå

***) Ikke signifikant

Datasettet ser dermed ut til å støtte en hypotese om at timeverksinnsats, relativ lønnsats og produksjonsnivå er $I(1)$. Siden realkapitalbeholdningen depresieres for hver periode er det høyst sannsynlig at også denne variabelen er $I(1)$. Dette tilsier at kan man danne stasjonære serier gjennom differensiering av disse tidsseriene. En lineær kombinasjon av differensierte variable vil derfor bringe modellen nærmere forutsetningene for estimering ved minste kvadraters metode. Dersom det til enhver tid eksisterende avviket fra den langsiktige likevekten også er en stasjonær variabel vil modellen nærmere bestemt kunne spesifiseres som en feilkorreksjonsmodell. Dette er tilfelle når variablene i den langsiktige sammenheng kointegrerer. Neste skritt er derfor å teste for kointegrasjon i langsiktlikevekten.

4.2 Testing for kointegrasjon

Anta at tidsseriene x_t og y_t er $I(d)$. Generelt er det slik at lineære kombinasjoner av slike tidsserier også vil være $I(d)$. Finnes det likevel en konstant A som er slik at:

$$(13) \quad z_t = y_t - A x_t \sim I(d-k)$$

så sier vi at seriene x_t og y_t er kointegrert av grad k . Dette innebærer at lineære kombinasjoner av differensierte ligninger for ikke-stasjonære tidsserier kan gi opphav til stasjonære tidsserier. For prosesser som er kointegrert av grad 1 innebærer dette at lineære kombinasjoner av differansene til prosessens tidsserier vil være $I(0)$. Dette er et nyttig resultat for økonometrisk modellbygging med tidsseriedata.

Grangers representasjonsteorem sier i denne forbindelse at ethvert autoregressivt ligningssystem som består av kointegrerte vektorer kan representeres ved en feilkorreksjonsmodell, og omvendt. I en feilkorreksjonsmodell avhenger endringen i den avhengige variabelen av endringen i uavhengige variable, samt av det laggede avviket fra likevektsløsningen, den såkalte likevektsfeilen.

Motivasjonen bak Grangers representasjonsteorem kan finnes i bestrebelsene på brobygging mellom økonomisk teori og statistisk teori for tidsserieanalyse. Økonomisk teori beskriver langsiktige likevekter, men ikke er i stand til å ivareta de stokastiske sjokk som preger økonomien i virkeligheten. Feilkorreksjonsmodellene sier i så fall noe om hvordan aktørene reagerer på slike sjokk for å bringe økonomien tilbake i likevekt.

Engle & Granger (1987) foreslår en to-trinnsmetode for estimering av feilkorreksjonsmodeller, og denne vil i det følgende bli anvendt på datasettet for landet som helhet. To-trinnsmetoden består i å la estimerte restledd fra den statiske arbeidskraftetterspørselen inngå som en feilkorreksjonsvariabel (ECM_t) i en dynamisk etterspørselsfunksjon. Det kan imidlertid vises at to-trinnsmetoden gir skjeve estimater anvendt på små datasett, så denne metoden vil nedenfor kun bli gjennomført som en referanse til de øvrige estimeringene.

Før spesifikasjonen av en fullstendig dynamisk etterspørselsfunksjon tar til bør man imidlertid etablere mer signifikante signaler på kointegrasjon enn resultatene ovenfor gir som implikasjon. Det finnes flere muligheter for testing av kointegrasjon. En oversikt og evaluering av denne type tester er gitt ved Engle & Granger (1987). Det enkleste alternativet er en anvendelse av Durbin-Watson-statistikken. Imidlertid er ikke anvendelsen av Durbin-Watson-statistikken helt triviell for den type paneldata som det her er tale om. Vi skal derfor benytte en alternativ innfallsvinkel. En enkel utvidelse av *Dickey-Fuller*-testen gjør det mulig å teste for kointegrasjon. Utgangspunktet er kointegrasjonsligningen, gitt ved langsiktslikevekten for landet som helhet:

$$(14) \quad \ln Z_{jt}^L = \ln \bar{B}_j - \alpha_j \ln K_{j,t-2} - \delta_j \ln \omega_{jt} - \gamma_j t + ECM_{jt}$$

Estimering av kointegrasjonsligningen vil gi estimater for kointegrasjonskoeffisientene. I tillegg vil estimeringen gi estimater for restleddene ECM_{jt} , noe som gjør det mulig å teste for kointegrasjon. I fall variablene på høyresiden i ligning 12 er kointegrerte, vil det gjelde:

$$(15) \quad \ln Z_{45rt}^L - \ln \hat{Z}_{45rt}^L = ECM_{45rt} \sim I(0)$$

Dermed ser vi hvordan *Dickey-Fuller*-testen kan anvendes på de estimerte restleddene for å avsløre kointegrasjon i arbeidskraftetterspørselen. Teststørrelsene beregnes på tilsvarende måte som tidligere skissert ved estimeringen av ligningene (12) og (13). Dersom nullhypotesen lar seg forkaste på grunnlag av de beregnede teststørrelsene, har man rimelig grunn til å anta at kointegrasjon er et eksisterende fenomen.

Med dette formål er ligning (12) estimert ved minste kvadraters metode, og resultatene er å finne i tabell 2⁶. Det er her grunn til å gjøre oppmerksom på at eksistensen av kointegrasjon gjør at estimering direkte på langsiktslikevekten ikke gir forventningsrette estimat for variansen til estimatene. Derfor bør man utøve forsiktighet dersom t-

⁶Det oppgitte estimatet for β inngår ikke i den estimerte timeverksligningen, men er avledet ved hjelp av forutsetningen om konstant skalaavkastning i variable innsatsfaktorer.

størrelsene skal brukes til utsagn vedrørende statistisk inferens. Teststørrelsene DF og ADF gir imidlertid nå sterkt belegg for en hypotese om kointegrasjon i ligning (15), ettersom de er signifikante på henholdsvis 99% og 95% signifikansnivå. Dermed forkastes en nullhypotese om at feilkorreksjonsmekanismen (ECM_{jt}) er ikke-stasjonær.

Tabell 2. Estimert langsiktlikevekt for landet som helhet

Avhengig variabel: $\ln Z_{45t}^L$

Parameter	Estimert koeffisient
α	0,07**
(β)	(0,69)
δ	0,31**
γ	0,01**

$R^2 = 0,86$ $s.e. = 0,03$ $F(3, 115) = 233,62$
 $DF = -5,26$ $ADF = -3,29$

Som foreløpig konklusjon synes det dermed fornuftig å spesifisere etterspørselen etter arbeidskraft i verkstedsindustrien som en feilkorreksjonsmodell.

4.3 Estimering av dynamiske timeverksligninger

En innvending mot statiske modeller som den beskrevet ved ligningene (6), (8) og (9) er at de er fullstendig statiske. Tilpasningen av sysselsetting og produksjonsnivå foretas imidlertid ikke momentant. Kapasitetsbeskrankninger vil legge begrensninger på kortsiktige økninger i produksjonen. På tilsvarende måte vil ikke alle bedrifter ha samme grad av tilgjengelighet til markeder for innsatsfaktorer og ferdigvarer, noe som også vil kunne gi stivheter i produksjonstilpasningen. Institusjonelle forhold vedrørende arbeidsmarkedene gjør videre at sysselsettingen ikke uten videre lar seg tilpasse på helt kort sikt, og dette gir tregheter i tilpasningen av arbeidskraftinnsatsen. Slike tregheter knyttet til produksjonstilpasningen gir grunn til å anta at prosessen som genererer datasettet er kjennetegnet ved betydelige innslag av dynamikk.

Det antas derfor at arbeidskraftetterspørselen tilpasses kontinuerlig mot en langsiktig underliggende likevektssammenheng av typen beskrevet i ligning (8). I samsvar med dette spesifiseres den økonometriske modellen som en feilkorreksjonsmodell, hvor veksten i sysselsettingen i tillegg til å avhenge av vekst i produksjon, faktorpriser og realkapitalbeholdninger, samt av *avviket* fra den langsiktige likevekten beskrevet ovenfor, den såkalte likevektsfeilen. Modellen for landet som helhet kan dermed formaliseres som følger:

$$\begin{aligned}
 \Delta \ln L_{jt} &= a_{0j} \\
 (16) \quad &+ a_{1j} \Delta \ln X_{jt} + a_{2j} \Delta \ln \omega_{jt} + a_{3j} \Delta \ln K_{jt-1} + a_{4j} \Delta \ln L_{jt-1} \\
 &+ b_{0j} \ln Z_{jt-1}^L + b_{1j} \ln \omega_{jt-1} + b_{2j} \ln K_{jt-2} + b_{3j} t
 \end{aligned}$$

Det er vanlig å la den laggede avhengige variabelen ($\Delta \ln L_{jt-1}$) inngå som uavhengig variabel ved feilkorreksjonsmodellering av tidsserier. Dette ble forsøkt innledningsvis, men det var et generelt trekk at denne variabelen falt ut i de estimerte modellene⁷. Den langsiktige likevektsetterspørselen lar seg løse for ved å sette endringsleddene i ligning (16) lik null. Dette gir:

$$(17) \quad \ln Z_{jrt}^L = - \frac{a_{0jr}}{b_{0jr}} - \frac{b_{1jr}}{b_{0jr}} \ln \omega_{jrt} - \frac{b_{2jr}}{b_{0jr}} \ln K_{jrt-1} - \frac{b_{3jr}}{b_{0jr}} t$$

Dette illustrerer hvordan feilkorreksjonsmodeller kan benyttes for å knytte sammen nyklassisk økonomisk teori med de dynamiske prosesser som ofte karakteriserer tidsseriedata. Med antagelsen om konstant skalaavkastning i variable innsatsfaktorer er alle relevante teknologiske langsiktsparemetre representert i ligning (17).

⁷Dette gjør at man unngår problemene beskrevet av Nickell (1981) vedrørende skjevheter i estimeringer på paneldatasett. Nickell (1981) påpeker at laggede avhengige variable på høyresiden i dynamiske modeller forårsaker skjevheter som øker med antallet observasjoner dersom antallet tidsperioder holdes konstant.

Fordi datasettet består av korte tidsserier, og fordi ligning (16) inneholder mange parametre er tidsseriene for samtlige 7 regioner koblet til et paneldatasett for hver produksjonssektor. Deretter ble regionale dummyvariabler som et utgangspunkt forbundet med samtlige avhengige variabler.

Følgende generelle formulering dannet utgangspunkt for de innledende estimeringene:

$$\begin{aligned}
 \Delta \ln L_{jt} &= a_{0j}^* \\
 (18) \quad &+ a_{1j}^* \Delta \ln X_{jrt} + a_{2j}^* \Delta \omega_{jrt} + a_{3j}^* \Delta \ln K_{jrt-1} \\
 &+ b_{0j}^* \ln Z_{jrt-1}^L + b_{1j}^* \ln \omega_{jrt-1} + b_{2j}^* \ln K_{jrt-2} + b_{3j}^* t
 \end{aligned}$$

hvor:

$$a_{ijr}^* = a_{ij} + ca_{ijr} D_{jr} \quad i = 0, 1, 2, 3.$$

$$b_{ijr}^* = b_{ij} + cb_{ijr} D_{jr} \quad i = 0, 1, 2, 3.$$

D_{jr} er regionale dummyvariabler som definert i tabell 1. Koeffisientene til de regionale effektene er gitt ved ca_{ijr} og cb_{ijr} . Dette innebærer at den regionale variasjonen måles som avvik fra en generell funksjonsform for den regionen som a priori antas å være mest "sentral"⁸.

⁸Produksjonsteknologien i Oslo/Akershus er valgt som referanseteknologi, fordi denne regionen har karakteristika i form av fordelaktig infrastruktur, god forbindelse med andre regioner, velutviklet adgang til internasjonale markeder og utstrakt forsknings- og utviklingsvirksomhet. Dette gjør at Oslo/Akershus skiller seg fra samtlige av de øvrige regionene på samme måte, om enn i forskjellig grad.

Innledende estimeringer avslørte at den regionale variasjonen hovedsakelig knyttet seg til konstantleddet og til variabelen $\ln Z_{jr}^L$, og modellen ble underveis derfor reformulert som følger:

$$(19) \quad \begin{aligned} \Delta \ln L_{jrt} = & a_{0jr}^* + a_{1j} \Delta \ln X_{jt} + a_{2j} \Delta \ln \omega_{jt} + a_{3j} \Delta \ln K_{jt-1} \\ & + b_{0jr}^* Z_{jt-1}^L + b_{1j} \ln \omega_{jt-1} + b_{2j} \ln K_{jt-2} + b_{3j} t + u_{jt} \end{aligned}$$

Feilkorreksjonsmodellen i ligning (19) inneholder informasjon om feiljusteringsatferden i den enkelte produksjonssektor i den enkelte region, og dette er fanget opp gjennom den såkalte *feilkorreksjonskoeffisienten* ($\lambda_{jr} \equiv -[b_{0jr} + cb_{jr}]$). Feilkorreksjonskoeffisienten måler andelen av likevektsavviket fra forrige periode som korrigeres i inneværende periode.

En underliggende antagelse for tradisjonelle anvendelser av feilkorreksjonsmodeller er at feilkorreksjonskoeffisienten er uavhengig av størrelsen på likevektsavviket. Granger (1986) beklager imidlertid dette og argumenterer for at feilkorreksjonsmodeller burde inkorporere det faktum at et stort likevektsavvik tilsier en høyere feilkorreksjonskoeffisient enn et lite avvik fra den langsiktige likevekten. Tanken er at beslutningstakerne reagerer mer på store avvik enn på små avvik. Dette innebærer at feilkorreksjonskoeffisienten er en positiv funksjon av det absolutte avviket fra langsiktlikevekten⁹:

$$(20) \quad \lambda_{jr} = \lambda_{jr}(ECM_{jr}) \quad , \quad \frac{\partial \lambda_{jr}}{\partial ECM_{jr}} > 0$$

Med spesifikasjonen i ligning (19) tillates feilkorreksjonskoeffisienten å variere regionalt.

⁹Granger (1986) skisserer mulige generaliseringer av anvendelsen av kointegrasjonsteknikker, og hypotesene fremsatt her er i overensstemmelse med Grangers betraktninger. Det antas likefullt at feilkorreksjonsatferden ikke endres over tid, slik at dynamiske aspekter vedrørende feilkorreksjonen er oversett

Uten å pålegge en ligning (20) en eksplisitt estimerbar funksjonsform kan disse antagelsene ikke underkastes statistiske tester. Enkelte steg er likevel tatt for å kunne si noe mer om sammenhengen mellom likevektsfeilen og feilkorrekasjonskoeffisienten. Engle & Granger (1987) argumenterer for at likevektsfeilen kan tilnærmes gjennom de estimerte restleddene fra direkte estimeringer på langsiktlikevekten (her representert ved ligning (8)). Derfor er ligning (8) estimert direkte for alle næringer som er med i analysen, og estimerte restledd er beregnet for den enkelte region.

Resultatene fra denne tilnærmingen er selvsagt nyanserte, men en tendens er likevel at eksogene sjokk ser ut til være mer fremtredende for perifere regioner enn for mer sentrale regioner. Likevektsfeilen ser altså ut til å variere regionalt, med høyere gjennomsnitt for enkelte utkantpregede regioner (Hedmark/Oppland, Trøndelag, og Nord-Norge) enn for mer sentrale strøk. Dette kan dermed bidra til å forklare hvorfor de estimerte feilkorrekasjonskoeffisientene fra ligning (19) viser et tilsvarende regionalt variasjonsmønster. Mer om dette under drøftingen av resultatene.

5 Resultater

5.1 Verkstedsindustrien

Estimeringen er gjennomført ved vanlig minste kvadraters metode. Resultatene er presentert i tabell 3. Først ble ligning (16) estimert for landet som helhet ved hjelp av to-trinnsmetoden beskrevet av Engle & Granger (1987). Resultatene for denne modellen er gjengitt som modell 1 i tabell 3. Deretter ble ligning (16) estimert direkte ved hjelp av minste kvadraters metode, representert ved modell 2 i tabellen. Den tredje kolonnen (modell 3) representerer en fullspesifisert regionalisert modell med utgangspunkt i ligning (19). Til slutt er modell 3 revidert for å finne den tilsynelatende beste modellen (modell 4). Merk at regional variasjon i konstantleddet er utelukket for samtlige modeller i tabell 4. Innledende estimeringer inkluderte regionale dummyvariabler også for konstantleddet, men disse estimatene hadde dårlige egenskaper, og de tilhørende dummyvariablene ble derfor luket vekk. Resultatene i tabell 4 viser at verdien på feilkorreksjonskoeffisienten varierer mellom 0,12 for region 1 i modell 4 og 0,55 i region 3 i modell 4. For landet som helhet ser det ut til at rundt 30% av likevektsfeilen blir korrigeret for hvert år. Denne størrelsen er ikke oppsiktsvekkende dersom man sammenligner med resultater fra lignende analyser i andre land¹⁰.

La oss så konsentrere oss om modell 4, siden denne danner utgangspunkt for konklusjonene vedrørende regionale aspekter. Først i tabellen kommer koeffisientene som i henhold til restriksjonene ikke tillates å variere mellom regioner (a_{ij}). Dette gjelder koeffisientene til differansene. Koeffisientene til disse endringsleddene kan tolkes som umiddelbare effekter på sysselsettingen som følge av endringer i de eksogene variablene. Disse umiddelbare effektene har rett fortegn og er relativt stabile for samtlige av de 4 modellene.

¹⁰Jenkinson (1986) estimerer en feilkorreksjonsmodell for total sysselsetting i Storbritannia, og i dette datamaterialet ser feilkorreksjonskoeffisienten ut til å ligge rundt 0,1. Flaig & Steiner (1989) analyserer industriens etterspørsel etter arbeidskraft i Tyskland fra 1964 til 1986 (kvartalsdata), og feilkorreksjonskoeffisienten tallfestes her til 0,12. Matthes & Schulze (1991) gjør en tilsvarende analyse av arbeidskraftetterspørselen i industrien i Tyskland fra 1966 til 1986, og estimerer feilkorreksjonskoeffisienten til 0,9.

Tabell 3. Estimerte dynamiske timeverksligninger for verkstedsindustrien

koeffisient	Avhengig variabel: $\Delta \ln L_{45,t}$			
	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4
$a_{0,45}$	- 0,01**	0,41**	0,28**	0,27**
$a_{1,45}$	0,68**	0,61**	0,63**	0,62**
$a_{2,45}$	- 0,11**	- 0,21**	- 0,22**	- 0,22**
$a_{3,45}$	- 0,03	- 0,08	- 0,05	
$b_{0,45}$	- 0,32**	- 0,27**	- 0,11	- 0,12**
$b_{1,45}$		- 0,21**	- 0,16**	- 0,15**
$b_{2,45}$		- 0,02**	- 0,01	- 0,01*
$b_{3,45}$		- 0,001*	0,000	
$cb_{45,2}$			- 0,05	- 0,02
$cb_{45,3}$			- 0,43*	- 0,43*
$cb_{45,4}$			- 0,38	- 0,36*
$cb_{45,5}$			- 0,36**	- 0,35**
$cb_{45,6}$			- 0,29	- 0,25
$cb_{45,7}$			- 0,29*	- 0,28**
	$R^2 = 0,64$ s.e. = 0,018 F(4, 114) = 49,54	$R^2 = 0,66$ s.e. = 0,018 F(8, 111) = 26,65	$R^2 = 0,69$ s.e. = 0,018 F(13, 105) = 17,76	$R^2 = 0,69$ s.e. = 0,018 F(11, 107) = 21,11

** Signifikant på 95% signifikansnivå
* Signifikant på 90% signifikansnivå

En økning i produksjonsveksten på 1% ser ut til å øke sysselsettingsveksten med rundt 0,6%. Virkningen av en økning i lønnsveksten er ikke like robust, men er signifikant og har riktig fortegn for samtlige modeller. Modellen som er estimert ved to-trinnsmetoden (modell 1) gir en lavere kortsiktig lønnselastisitet enn modellene som er estimert ved minste kvadraters metode. For modellene 2-4 ligger den kortsiktige lønnselastisiteten spikret rundt 0,2. De kortsiktige virkningene på sysselsettingen av endring i produksjons- og lønnsvekst er for øvrig svært signifikante. Noe annet er det med virkningen av en endring i kapitalakkumulasjonen. Koeffisienten for denne virkningen er ustabil og svært liten, og den oppviser heller ikke statistisk signifikans for noen av modellene 1-3. Derfor er variabelen for lagget endring i realkapitalbeholdningen utelatt i den endelige modellen. Koeffisientene til nivåvariablene er nærmere knyttet til den langsiktige likevekten. Det ser for det første ut til at feilkorreksjonskoeffisienten er uttalt lavere for de utpreget sentrale regionene Oslo/Akershus og Østlandet kyst. For referanseregionen er faktisk den estimerte feilkorreksjonskoeffisienten så lav at enkelte av de langsiktige elastisitetene faller utenfor mulighetsrommet som er definert gjennom forutsetningen om konstant skala-

avkastning i variable innsatsfaktorer. Denne forutsetningen innebærer at den langsiktige lønnselastisiteten i arbeidskraftetterspørselen ikke kan overskride 1. Dette er imidlertid tilfelle for de estimerte resultatene for region 1 i modell 4. På samme måte tar estimatet for cb_{453} en verdi som gjør konklusjonene for Østlandet kyst noe spesielle. Ellers gir resultatene plausible implikasjoner for regionale teknologiforskjeller på lang sikt.

Fra de estimerte feilkorreksjonsmodellene kan langsiktselastisiteter avledes ved å sette endringsleddene i ligning (19) lik null. I så fall fremkommer for elastisitetene i likevekts-
etterspørselen etter arbeidskraft:

$$(21) \quad \alpha_{jr} = - \frac{b_{2j}}{b_{0jr}^*} = - \frac{b_{2j}}{b_{0j} + cb_{jr}}$$

$$\delta_{jr} = - \frac{b_{1j}}{b_{0jr}^*} = - \frac{b_{1j}}{b_{0j} + cb_{jr}}$$

$$\gamma_{jr} = - \frac{b_{3j}}{b_{0jr}^*} = - \frac{b_{3j}}{b_{0j} + cb_{jr}}$$

hvor notasjonen samsvarer med den statiske funksjonen for arbeidskraftetterspørsel gitt ved ligning (8). Videre vil estimater for de langsiktige parametrene i ligning (22) gi tilnærminger til kointegrasjonsparametrene dersom variablene i modellen er kointegrert av grad 1. Sammen med forutsetningen om konstant skalaavkastning i variable innsatsfaktorer gjør dette at vi kan presentere estimerte teknologiske parametre for de underliggende regionale produktfunksjonene.

I tabell 4 er langsiktige parametre for de regionale produktfunksjonene konstruert på grunnlag av de estimerte dynamiske timeverksligningene. På grunn av problemene vedrørende den estimerte feilkorreksjonskoeffisienten for referanseregionen er det antatt at produktfunksjonen for region 1 er identisk med den som følger av modell 2 for landet som helhet. Ellers er resultatene fra modell 4 benyttet for å avlede estimat for teknologiske parametre.

Tabell 4. Avledede langsiktselastisiteter for produktfunksjonen i verkstedsindustrien (jfr. ligning (4))

REGARD - Region	Estimerte langsiktselastisiteter			
	$\hat{\alpha}_{45r}$	$\hat{\beta}_{45r}$	$\hat{\delta}_{45r}$	λ_{45r}
Oslo/Akershus	0,04	0,22	0,78	0,27
Østlandet kyst	0,07	0	1	0,14
Hedmark/Oppland	0,02	0,73	0,27	0,55
Agder/Rogaland	0,02	0,69	0,31	0,48
Vestlandet	0,02	0,68	0,32	0,47
Trøndelag	0,03	0,59	0,41	0,37
Nord-Norge	0,03	0,62	0,38	0,40
Landet som helhet	0,04	0,22	0,78	0,27

All regional variasjon i skalaelastisiteten er fanget opp av estimatet for realkapitalens produksjonselastisitet. Denne varierer imidlertid i svært moderat grad mellom regionene, og noen systematisk tendens er det vanskelig å påvise for verkstedsindustrien. Sørlandet og Vestlandet ser ut til å ha like høy realkapitalavkastning (2%), og det samme gjelder for Trøndelag og Nord-Norge (3%). Vi holder region 1 utenfor ved denne sammenligningen siden langsiktselastisitetene for denne regionen er avledet fra en annen modell, og dermed ikke uten videre lar seg sammenligne med tilsvarende størrelser for resten av landet.

Merk videre at det ikke har vært mulig å påvise trendmessig teknisk fremgang for noen av regionene gjennom modellen som er etablert for verkstedsindustrien. Dette utelukker imidlertid ikke sykliske produktivitsvingninger kan ha funnet sted gjennom perioden. Slike bevegelser kan ikke ivaretas gjennom en logaritmisk trend.

Videre illustrerer tabell 4 hvordan den estimerte arbeidsproduktiviteten oppviser regional variasjon. Nærmere bestemt fremgår det at grenselastisiteten for arbeidskraft er lavest for de to desidert mest "sentrale" regionene. Dette kommer av at den estimerte langsiktige lønnselastisiteten er tilsvarende høy for disse regionene. Regionene Oslo/Akershus og

Østlandet kyst er da også de to desidert største produsentene av verkstedprodukter, med til sammen nær 60% av den totale bruttoproduksjonen (jfr. fig.4). Derfor domineres estimatene for landet som helhet muligens av disse to regionene. Dette kan forklare hvorfor lønnselastisiteten i arbeidskrafttetterspørselen er høy også i modellene som er estimert for landet som helhet.

For utformingen av distriktpolitiske tiltak er det viktig å ta hensyn til denne type regional variasjon. Makroøkonomiske nasjonale anslag for teknologiske parametre legges som oftest til grunn for virkningsberegningene av distriktpolitiske sysselsettingstiltak. Slike estimater vil være dominert av sentralt beliggende regioner, ettersom disse regionene veier tyngst i datasettet. Dersom produksjonsteknologien varierer over den regionale dimensjonen, vil slike nasjonale anslag derfor innebære systematiske vridninger hva angår produksjonsstrukturen i den enkelte region. Flere empiriske studier av industribedrifter i norske regioner antyder at arbeidskrafttetterspørselen er mer lønnselastisk i sentrale strøk enn i utkantstrøk (se Steen [1991] og Mohn [1992]). Dette innebærer at det muligens trenges "hardere lut" for å få opp sysselsettingen i utkanstrøk enn makroøkonomiske anslag skulle tilsi.

5.2 De øvrige industrinæringene

Metoden som er beskrevet i forrige avsnitt er benyttet for å komme frem til den tilsynelatende beste modellen også for de øvrige industrisektorene som behandles som endogene i REGARD. Utgangspunktet har igjen vært ligning (19), og ulike varianter har vært estimert for samtlige produksjonsaktiviteter. For disse modellene er også konstantleddet forbundet med regionale dummyvariabler, og enkelte av disse variabelenes koeffisienter har forsvart en plass i den endelige modellen.

De estimerte kortsiktige elastisitetene tar plausible verdier med korrekt fortegn og er svært signifikante for samtlige av industrisektorene. Resultatene antyder at veksten i timeverksinnsatsen er mest følsom overfor endringer i lønnsveksten i produksjonen av konsumvarer, mens den tilsvarende følsomheten er minst i produksjonen av metaller og metallvarer. Økninger i produksjonen ser ut til å ha størst umiddelbar effekt på arbeidskrafttetterspørselen i fartøybyggingsnæringen, mens den tilsvarende følsomheten er lavest for produksjon av kjemiske råvarer. Her bør det imidlertid bemerkes at tallene for produksjonssektor 37 er av en kvalitet som forårsaker visse problemer i estimeringene, slik at resultatene for denne sektoren bør tolkes med største forsiktighet.

Tabell 5. Estimerte dynamiske timeverksligninger for regionale industrisektorer

	Avhengig variabel $\Delta \ln L_{j,rt}$						
	15	25	34	37	43	45	50
a_{0j}	0,76**	0,36**	0,21**			0,27**	0,56**
a_{1j}	0,38**	0,48**	0,50**	0,29**	0,39**	0,62**	0,77**
a_{2j}	- 0,58**	- 0,27**	- 0,47**	- 0,29**	- 0,16**	- 0,22**	- 0,51**
b_{0j}	- 0,24**	- 0,16**	- 0,42**	- 0,08*	- 0,05*	- 0,12**	- 0,25**
b_{1j}	- 0,05	- 0,01**	- 0,09*	- 0,01	- 0,06**	- 0,15**	- 0,11**
b_{2j}	- 0,02**	- 0,07**	- 0,02	0,00	0,00	- 0,01*	- 0,10**
b_{3j}	- 0,001**						
cb_{j2}			0,33*		- 0,15	- 0,43*	
cb_{j3}	- 0,12**			1)		- 0,02	- 0,35**
cb_{j4}		- 0,27*			- 0,10	- 0,36*	
cb_{j5}		- 0,27**			- 0,13	- 0,35**	
cb_{j6}	- 0,11**		0,27*	- 0,13		- 0,25	
cb_{j7}	- 0,13**		1)			- 0,28**	
ca_{j2}		0,01*					0,09**
ca_{j3}	- 0,02	- 0,02**		1)			- 0,18**
ca_{j4}	- 0,03**	- 0,04**		0,01	- 0,02		
ca_{j5}			- 0,04**	0,01	- 0,01		0,09**
ca_{j6}	- 0,10**	- 0,03**	0,04				
ca_{j7}		- 0,01*	1)	0,01			
	$R^2 = 0,69$	$R^2 = 0,60$	$R^2 = 0,70$	$R^2 = 0,44$	$R^2 = 0,40$	$R = 0,69$	$R^2 = 0,80$
	s.e. = 0,013	s.e. = 0,013	s.e. = 0,032	s.e. = 0,028	s.e. = 0,034	s.e. = 0,018	s.e. = 0,071
	F(13, 106) =	F(13,106) =	F(10,92) =	F(9,93) =	F(10,109) =	F(12,107) =	F(10,109) =
	19,39	12,21	21,86	8,02	7,11	21,11	44,35

** Signifikant på 95% signifikansnivå

* Signifikant på 90% signifikansnivå

1) Regiondummyen er utelatt fordi regionen ikke er aktiv i denne produksjonssektoren.

Konstantleddet er positivt og signifikant for samtlige næringer med unntak av produksjonssektorene 37 og 43. For disse sektorene ser også den regionale variasjonen i konstantleddet ut til å være svært liten. Den autonome veksten i etterspørselen etter timeverk kan dermed mistenkes å være lik null uavhengig av region for disse to produksjonssektorene. For øvrig ser konstantleddene ut til å variere over region, om enn i beskjeden grad.

Merk videre at den laggede veksten i realkapitalbeholdningen er utelukket i den endelige modellen for samtlige sektorer, siden det ser ut til at veksten i etterspørselen etter timeverk er uavhengig av tidligere perioders vekst i realkapitalbeholdningen.

For avledede parametre i de regionale produktfunksjonene presenterer appendiks 2 tabeller tilsvarende tabell 4 for samtlige involverte industrinæringer. Når det gjelder mer langsiktige strukturparametre ser konklusjonene for verkstedsindustrien ut til å bestå for flere av de øvrige produksjonssektorene. Dette gjelder i særdeleshet for konsumvareindustrien, hvor realkapitalavkastning og teknisk fremgang er uttalt lavere for regionene Hedmark/Oppland, Trøndelag og Nord-Norge enn for resten av Sør-Norge¹¹. Tilsvarende tendenser kan spores for andre næringer, men man må huske at det er ikke de samme regionene som er "sentrale" i samtlige produksjonsaktiviteter. Trøndelag er en storprodusent i treforedling og når det gjelder teknologiske parametre i denne næringen ser Trøndelag ut til å befinne seg et sted midt mellom Østlandet kyst, som har mesteparten av norsk treforedlingsproduksjonen, og resten av landet. Tilsvarende er det Østlandet kyst, Agder/Rogaland og Vestlandet som skiller seg ut i produktiv retning hva angår produksjon av metaller og metallvarer.

Beregningene antyder at det finnes visse systematiske regionale forskjeller i teknologiske parametre for industrinæringene. Nærmere bestemt ser en hypotese om at produktivitet og realkapitalavkastning varierer negativt med sentralitet ut til å finne en viss støtte i datasettet vårt. Slike regionale produktivitetsforskjeller kan forklares ved at enkelte lokaliseringer gir fortrinn, eksempelvis i form av fordelaktig infrastruktur, nærhet til råvarene, god forbindelse med andre regioner og velutviklet adgang til internasjonale markeder. I tillegg kommer "*spill-over*"- effekter i forsknings- og utviklingsvirksomhet. I tillegg ser det ut til å være et generelt inntrykk at lønnselastisiteten i etterspørselen etter timeverk varierer positivt med sentralitet.

¹¹For en presentasjon av noen tendenser i estimeringsresultatene med spesiell referanse til konsumvareindustrien, se Mohn (1992).

Det argumenteres eksempelvis i ulike sammenhenger for at arbeidsmarkedet er karakterisert av utpregede tregheter. I faglitteraturen om arbeidsmarkedsøkonomi står begreper som ansettelses- og oppsigelseskostnader sentralt i denne sammenheng. Nyere mikroøkonomisk teori har videre påpekt problemene vedrørende *match* og *mis-match* i jobbsøkeprosessen. En hypotese som ser ut til å finne støtte i datasettet som her er benyttet er at denne typen problemer ikke er uavhengig av den regionale dimensjonen. Grunnen til dette kan ha sammenheng med at arbeidsmarkedets størrelse og struktur er faktorer som i betydelig grad vil variere mellom ulike regioner. Utkantpregede regioner vil representere arbeidsmarkeder som er små med hensyn til antallet sysselsatte og store med hensyn til geografisk utstrekning. I tillegg vil arbeidsmarkedene i distriktene ofte være mer spesialiserte og mindre diffensierte enn i sentralt beliggende områder¹². Dette tilsier en langt høyere grad av fleksibilitet i sentralt beliggende arbeidsmarkeder enn i mer perifere regioner.

Det kan imidlertid tenkes at deler av variasjonen i teknologiske parametre skyldes regional variasjon i næringsstrukturen innen den enkelte produksjonssektor. Konsumvaresektoren er eksempelvis en sammensatt produksjonssektor som består av næringsmiddelindustri, nytelsesmiddelindustri, teko-industri og produksjon av sko og lærvarer. Produksjon av nytelsesmidler spiller en betydelig rolle i Akershus og Oslo, mens fiskeforedling er desto viktigere for Nord-Norge.

¹²Ytterpunktet er småbygder med en enkelt hjørnesteinsbedrift, men det er naturlig å anta at aspektene gjør seg gjeldende også på mer aggregert regionalt nivå.

6 Mulige utvidelser av analysen

6.1 Overblikk

Analysearbeidet som er gjort i forbindelse med teknologispesifikasjonen for industri-sektorene i det regionale modellsystemet REGARD har gitt ny og interessant innsikt i flere typer regionaløkonomiske forhold. På den ene siden har de estimerte timeverksligningene gitt ny kunnskap når det gjelder regional variasjon i produksjonsteknologi. På den andre siden gir den enkle funksjonsformen og datasettets begrensninger utallige muligheter for forbedringer gjennom videre forskning. Som et utgangspunkt trenger man derfor en modellramme som kan representere en forbedret beskrivelse av produsentatferden i norske regioner. For det første er det ønskelig å utvide den tekniske modellrammen til en mer fleksibel form, slik at flere kilder til regional variasjon kan avdekkes. Arbeidet som er utført er knyttet til en Cobb-Douglas spesifisering av produktfunksjonen. Med mer fleksible funksjonsformer kan man forhåpentligvis si noe om eventuell regional variasjon i skalaforhold og substitusjonsmuligheter i produksjonen. For det andre er det på tide å ta hensyn til mulige langsiktige forhold ved produksjonsteknologien, og to nøkkelord er i denne sammenheng realkapital og teknologisk fremskritt. Ved å introdusere realkapital som variabel innsatsfaktor forbedres analysene også når det gjelder endringer i lokaliseringsmønsteret over tid. Under arbeidet med REGARD ble teknologiske fremskritt spesifisert gjennom en logaritmisk trend i produktfunksjonene. Dette legger visse restriksjoner på prosessen, da spesifiseringen innebærer at eventuelle teknologiske fremskritt er en lineær funksjon av trendleddet. Derfor er det ønskelig med en spesifisering som innebærer en nærmere kartlegging av kildene til teknologisk fremgang, samtidig som den teknologiske innovasjonsraten tillates å variere.

Tanken for de planlagte analysene er fortsatt å holde seg til industristatistikken. Forskjellen fra tidligere er imidlertid at data for enkeltbedriftene denne gang planlegges anvendt ved estimeringene. Dette innebærer at estimeringene vil skje på grunnlag av mikrodata. Med denne type data vil antallet observasjoner kunne mangedobles, og dermed åpnes mulighetene for mer omfattende analyser.

6.2 En fleksibel funksjonsform

Arbeidet med funksjonsformer som kan anvendes for empiriske analyser av bedriftsattferd har virkelig skutt fart de siste tiårene, og en av de mest populære er den transcendentale logaritmiske (Translog) funksjonen beskrevet av Christensen m.fl. (1973). Translog-funksjonen tilfredsstiller viktige krav til generaliserte kostnadsfunksjoner, i det den kan vises å være en annengrads tilnærming til en vilkårlige kostnadsfunksjon¹³. Videre gir denne funksjonsformen rom for en rekke ulike økonomiske effekter, til forskjell fra mindre fleksible funksjonsformer. Til slutt lar translog-funksjonen seg estimere ved relativt enkle metoder. Uten teknologisk fremgang og regionale karakteristika kan en translog-kostnadsfunksjon for en produsent av ett enkelt produkt spesifiseres som følger:

$$(22) \quad \begin{aligned} \ln c(p, y) = & \alpha_0 + \alpha_y \ln y + \sum_{i=1}^n \alpha_i \ln p_i \\ & + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \alpha_{ij} \ln p_i \ln p_j + \sum_{i=1}^n \alpha_{iy} \ln p_i \ln y \\ & + \frac{1}{2} \alpha_{yy} \ln y^2 \end{aligned}$$

hvor c , p og y er henholdsvis kostnader, faktorpriser og produksjonsnivå. Denne funksjonen fanger dermed opp kryssprismvirkninger (α_{ij}), faktorbesparende skalaeffekter (α_{iy}) og faktormøytrale skalaeffekter (α_{yy}). I tillegg tilfredsstiller den kravene til en neoklassisk kostnadsfunksjon. Shephards lemma gir nå faktoreterspørselen som andeler (s_i) av totale kostnader:

$$(23) \quad s_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \alpha_{ij} \ln p_j + \alpha_{iy} \ln y$$

¹³Restleddet i stokastiske spesifikasjoner kan derfor betraktes som påvirkning fra ledd av 3.grad eller høyere.

I praksis foregår tilpasningen av produksjon og faktorinnsats samtidig (simultant) i den enkelte bedrift. Denne simultaniteten bør tilgodeses også i empiriske analyser av bedriftsatferd. For den formelle modellen innebærer dette at kostnadsfunksjonen i ligning (22) og faktoreterspørselsfunksjonene i ligning (23) danner et simultant ligningssystem. Derfor må faktoreterspørselen og kostnadsstrukturen estimeres simultant.

Noen av mulighetene ved translog-modellen kan illustreres ved å se nærmere på egenskapene til funksjonsformen. For det første kan skalaelastisiteten måles ved å se hvordan en økning i produksjonsvolumet påvirker kostnadsnivået. Vi deriverer i ligning (22) og finner:

$$(24) \quad \varepsilon_{cy} \equiv \frac{\partial \ln c}{\partial \ln y} = \alpha_y + \sum_{i=1}^n \alpha_{iy} \ln p_i + \alpha_{yy} \ln y$$

For skalaelastisiteten i produksjonen (Ω_y) gir dette:

$$(25) \quad \Omega_y = \frac{1}{\varepsilon_{cy}}$$

Videre kan formuleringen benyttes for å beregne substitusjonselastisiteter mellom de ulike parene av innsatsfaktorer med utgangspunkt i de estimerte parametrene. Dette gjør at regionale forskjeller i substitusjonsmuligheter og teknologisk fleksibilitet vil kunne undersøkes på en langt bedre måte enn under anvendelse av Cobb/Douglas-teknologi.

6.3 Regional variasjon

For å fange opp regional variasjon kan translog-modellen ved enkle håndgrep tilpasses dummyvariabelteknikken i kapittel 6. Med for mange dummyvariabler og mange regioner vil modellen lett bli svært omfattende og uoversiktlig. La oss derfor illustrere hvordan translog-kostnadsfunksjonen kan se ut for tilfellet hvor det kun er tekniske fremskritt som er karakterisert ved regional variasjon.

For en modell med standard tidstrend gir dette:

$$\begin{aligned}
 \ln c(p, y) &= \alpha_r^* + \alpha_y \ln y + \sum_{i=1}^n \alpha_i \ln p_i \\
 (26) \quad &+ \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \alpha_{ij} \ln p_i \ln p_j + \sum_{i=1}^n \alpha_{iy} \ln p_i \ln y + \frac{1}{2} \alpha_{yy} \ln y^2 \\
 &+ \gamma_{tr}^* t + \sum_{i=1}^n \gamma_{it}^* \ln p_i t + \gamma_{yt}^* \ln y t + \frac{1}{2} \gamma_{tt}^* t^2
 \end{aligned}$$

hvor:

$$\begin{aligned}
 (27) \quad \alpha_r^* &= \alpha_0 + \alpha_r D_r \\
 \gamma_{tr}^* &= \gamma_{.0} + \gamma_{..r} D_r
 \end{aligned}$$

Merk at faktoreterspørselen her vil avhenge av den regionsspesifikke graden av ren teknisk endring. Dette illustrerer hvordan eksempelvis den regionale sysselsettingsutviklingen vil være bestemt bl. a. av produktivitetsutviklingen i den enkelte region. Modellen kan videre benyttes til en detaljert kartlegging av ulike kilder til eventuell regional variasjon i teknologisk innovasjon. Dette ser vi ved å derivere i kostnadsfunksjonen i ligning (29) med hensyn på trendvariabelen t :

$$\begin{aligned}
 (28) \quad \dot{T} &= \beta_0 + \beta_r D_r + \sum_{i=1}^n (\gamma_{it0} + \gamma_{it,r} D_r) \ln p_i \\
 &+ (\gamma_{yt0} + \gamma_{yt,r} D_r) \ln y + (\gamma_{tt0} + \gamma_{tt,r} D_r) t
 \end{aligned}$$

Den presenterte modellen introduserer muligheter for regional variasjon i samtlige av de spesifiserte kildene til teknisk endring. Eventuelle observert regional variasjon i produktivitetsutviklingen kan dermed spores tilbake via ligning (32).

Translog-modellen kan reformuleres for å fange opp regional variasjon i eventuelle andre teknologiske parametre. Eksempelvis kan man knytte regionale dummyvariabler til samtlige variable hvor produksjonsnivået inngår, for å avdekke kartlegge regional variasjon i forhold vedrørende produksjonsskalaen. I ligning (29) vil regional variasjon i skalaelastisiteten automatisk bli tilbakeført til tekniske fremskritt, siden de regionale dummyvariablene er kun er definert i forhold til trendvariabelen.

6.4 Spesielle forhold ved faktormarkedene

De estimerte dynamiske timeverksligningene har antydnet at regionale tregheter i arbeidsmarkedene spiller en sentral rolle for produsenttilpasningen i den enkelte region. Dette kan muligens komme av at feilkorreksjon er forbundet med tilpasningskostnader. For å undersøke dette kan man konstruere et instrument for feiljusteringsmekanismen, som i neste omgang benyttes som eksogen variabel i en translog-kostnadsfunksjon. Med regionale dummies knyttet til også andreordensvirkningene av dette leddet vil det kunne avsløres om tilpasningsteknologien varierer regionalt. Det er mulig å tenke seg at tilpasningskostnadene er konvekse, slik at stort likevektsavvik gir større marginale tilpasningskostnader enn et lite likevektsavvik skulle tilsi. I så fall vil bedrifter (regioner) hvor likevektsavviket er stort måtte operere med en kostnadsstruktur som er vesensforskjellig fra produksjonensheter som er tilnærmet optimalt tilpasset. En fleksibel modellramme vil kunne avsløre detaljer om kildene til denne type regional variasjon.

Regional variasjon i lønnsomhet vil medføre endringer i den lokale næringsstrukturen gjennom investeringsetterspørselen, lokaliseringsmønsteret og dermed også i det regionale sysselsettingsmønsteret. En bedre beskrivelse av utviklingen i det regionale sysselsettingsmønsteret avhenger derfor at man kan forklare utviklingen i den regionale fordelingen av realkapitalen. Regional variasjon i brukerprisene på realkapital har bl. a. opphav i de distriktpolitiske avgifts- og støtteordningene. En annen kilde er regional variasjon i sammensetningen av realkapitalen innen samme produksjonssektor. Til slutt vil sammensetningen av realkapitalutstyret påvirke depresieringsprofilen i den enkelte regionaliserte produksjonssektor, og dette er noe som igjen spiller en rolle for brukerprisene på realkapital. Med anslag på disse regionale vridningene kan man konstruere tidsserier for regionale brukerpriser for realkapital, og etterspørselen etter realkapital kan dermed bestemmes endogent under estimeringen. Dette ville gi økt innsikt i hvordan realkapitalen flyter mellom regionene, og analysene ville få et mer langsiktig perspektiv.

7 Sammenfatning

Fremstillingen over har presentert noe av arbeidet som er gjort for å ivareta produsentatferd på en bedre måte i REGARD enn i tidligere regionaløkonomiske modeller i Statistisk sentralbyrå. Utgangspunktet er en analyse av etterspørselen etter arbeidskraft for et utvalg av industrisektorer. Ved hjelp av de estimerte timeverksligningene er det avledet estimater for parametre i produktfunksjonene for den enkelte produksjonssektor i den enkelte region.

Resultatene gir inntrykk av at det finnes visse teknologiske ulikheter mellom forskjellige regioner. For det første ser indikatorer for produktivitet og produktivitetsutvikling ut til å være høyere for sentrale regioner enn i mer distriktspregede landsdeler. For det andre er den estimerte arbeidskraftetterspørselen mer lønnselastisk i REGARDs mer utkantpregede regioner enn i sentrale strøk. Dette impliserer en høyere faktorspesifikk arbeidskraftproduktivitet i disse regionene enn ellers i landet. En mulig forklaring på dette resultatet er at små bedrifter med stivheter i etterspørselen etter arbeidskraft er mer typiske for utkantstrøk enn for sentrale strøk. Ved vurderingen av distriktpolitiske tiltak er det viktig å ta hensyn til at sysselsettingen lettere kan justeres i sentrale strøk enn i distriktene. Ellers vil sysselsettingsvirkningene av distriktpolitiske tiltak lett kunne overvurderes.

Datasettet ser ut til å gi en viss støtte til hypoteser om regionale teknologiforskjeller. Det må likevel understrekes at aggregeringen av produksjonssektorene gjør at til dels viktige produktutvalgseffekter overses, og disse kan bidra til å modifisere konklusjonene ovenfor. Samtidig er den regionale fordelingen av aktiviteten i de ulike produksjonssektorene i industrien relativt skjev. Dermed vil næringsstrukturen innen industrien i den enkelte region fortsatt være av stor betydning for den regionale variasjonen i produksjonsteknologien for industrien sett under ett.

Analysearbeidet som er gjort i forbindelse med teknologispesifikasjonen for industrisektorene i det regionale modellsystemet REGARD har gitt ny og interessant innsikt i flere typer regionaløkonomiske forhold. Til tross for dette er det en rekke interessante utfordringer som gjenstår, og som inviterer til videre forskning på området.

Generelt gjelder dette ivaretagelsen av to typer forhold. For det første er det ønskelig å utvide den tekniske modellrammen til en mer fleksibel form, slik at flere kilder til regional variasjon kan avdekkes. Arbeidet som er utført er knyttet til en Cobb-Douglas spesifikasjon av produktfunksjonen. Med mer fleksible funksjonsformer kan man forhåpentligvis si noe om eventuell regional variasjon i skalaforhold og substitusjonsmuligheter i produksjonen. For det andre er det på tide å ta hensyn til mulige langsiktige forhold ved produksjonsteknologien, og to nøkkelord er i denne sammenheng realkapital og teknologisk fremskritt. Ved å introdusere realkapital som variabel innsatsfaktor forbedres analysene når det gjelder endringer i det lokaliseringsmønsteret over tid. Investeringssetterspørselen kan endogeniseres ved å undersøke hvilke virkninger den regionale variasjonen i skatter, avgifter og støtteordninger har på de regionale leieprisene for realkapital.

Med mikrodata og fleksible funksjonsformer er disse utvidelsene i høyeste grad tilgjengelige, og de vil innebære et kraftig og fleksibelt modellapparat for eventuelle fremtidige analyser av regional variasjon i produksjonsteknologi.

Referanser

- Baltagi, N.H. and Griffin, J.M. (1988)**, "A General Index of Technical Change", *Journal of Political Economy*, vol. 96, no. 1, pp. 20 - 41.
- Campbell, John Y. and Schiller, Robert J. (1988)**, "Interpreting Cointegrated Models", *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol.12, side 505-522.
- Christensen, L.R., Jorgensen, D.W., and Lau, L.J. (1973)**, "Transcendental Logarithmic Production Frontiers", *Review of Economics and Statistics*, vol. 55, no. 1, pp. 28 - 45.
- Denny, M. and Fuss, M. (1983)**, "A General Approach to Intertemporal and Interspatial Productivity Comparisons", *Journal of Econometrics*, vol. 23, side 315-330.
- Denny, M., Fuss, M. and May, J. D. (1981)**, "Intertemporal Changes in Interregional Productivity in Canadian Manufacturing", *Canadian Journal of Economics*, aug., side 390-408
- Dickey, David A. and Fuller, Wayne A. (1981)**, "Likelihood Ration Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, vol.49, no.4, side 1057-1071.
- Diewert, W. E. (1971)**, "An Application of the Shephard Duality Theorem: A Generalized Leontief Production Function", *Journal of Political Economy*, vol. 79, no. 3, pp. 481 - 507.
- Engle, Robert F. and Granger, C. W. J. (1987)**, "Co-integration and Error Correction, Estimation and Testing", *Econometrica*, vol.55, mars, side 251-276.
- Flaig, Gebhard and Steiner Victor (1989)**, "Stability and Dynamic Properties of Labour Demand in West-German Manufacturing", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol.51, no.4, side 395-412.
- Granger, C. W. J. (1986)**, "Developments in the Study of Cointegrated Variables", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol.45, no.3, side 213-228.
- Holmøy, Erling, Larsen, Bodil M. og Vennemo, Haakon (1993)**, "Historiske brukerpriser på realkapital", *Rapport 93/9*, Statistisk sentralbyrå, Oslo.

- Jenkinson, T. J. (1986)**, "Testing Neo-Classical Theories of Labour Demand: An Application of Cointegration Techniques", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol.48, no.3, side 241-251.
- Kim, Moshe (1981)**, "Multilateral Relative Efficiency Levels in Canadian Trucking", *Logistics and Transportation Review*, vol. 23, nr. 2, side 155-172.
- Luger, Michael I. og Evans, William N. (1988)**, "Geographic Differences in Technology", *Regional Science and Urban Economics*, vol. 18, side 399-424.
- Mathiesen, Lars (1992)**, "MISMOD 88 - En modell for analyse av økonomiske virkninger for næringsvirksomhet av endringer i det norske avgifts-, støtte- og reguleringssystem", *Rapport 26/92*, Stiftelsen for Samfunns- og Næringslivs forskning, Bergen.
- Matthes, Rainer og Schulze, Peter M. (1991)**, "Ein Fehlerkorrekturmodell für die Beschäftigungsnachfrage", *Jahrbuch für Nationalökonomie und Statistik*, vol.208, no.4, side 414-424.
- Mohn, Klaus (1992)**, "Industrien i REGARD: Regionale aspekter ved sysselsetting og produktivitet", *Økonomiske analyser 8/92*, Statistisk sentralbyrå, Oslo.
- Mohn, Klaus, Stambøl, Lasse S. og Sørensen, Knut Ø. (1993)**, "REGARDs formelle struktur", *Notater 93/3*, Statistisk sentralbyrå, Oslo.
- Sasaki, Komei (1985)**, "Regional Differences in Total Factor Productivity and Spatial Features; Empirical Analysis on the Basis of a Sectoral Translog Production Function", *Regional Science and Urban Economics*, vol. 15, s. 489-516.
- Shephard, R. W. (1953)**, *Cost and Production Functions*, Princeton University Press.
- Skoglund, Tor, Stambøl, Lasse S. og Sørensen, Knut Ø. (1990a)**, "Regionale arbeidsmarkeds- og befolkningsfremskrivinger", *Rapport 90/15*, Statistisk sentralbyrå, Oslo.
- Skoglund, Tor, Stambøl, Lasse S. og Sørensen, Knut Ø. (1990b)**, "En regional modell for arbeidsmarked og flytting", *Interne notater 90/27*, Statistisk sentralbyrå, Oslo.
- Steen, Frode (1990)**, "Regionale forskjeller i produksjonsteknologi, finnes de?: En regional kostnadsanalyse av fartøybyggingsnæringen", *Rapport 41/91*, Stiftelsen for Samfunns- og Næringslivsforskning, Bergen.

Sørensen, Knut Ø. og Toresen, Jøran (1990), "REGION-2, en modell for regionaløkonomisk analyse", *Rapporter 90/2*, Statistisk sentralbyrå, Oslo.

Aarbu, Karl Ove (1992), "Regionale brukerpriser for realkapital - Et utkast til generell teoridel", Upublisert notat, Statistisk sentralbyrå, Oslo.

Appendiks 1: REGARDs endogene industrisektorer

nr	MODAG-kode	Beskrivelse	KNR-kode	NR-kode
1	15	Produksjon av konsumvarer	16, 17, 18	200, 205, 210, 215, 220, 225, 230, 235, 240, 245, 250, 255, 260, 265, 270, 275, 280, 285, 290, 295, 300, 305, 310, 315, 320, 325, 330, 335, 340, 345, 350
2	25	Produksjon av vareinnsats og investeringsvarer	26, 27, 28, 31	355, 360, 365, 370, 375, 160, 170, 175, 435, 440, 445, 450, 455, 465, 470, 475, 480, 485, 490, 495, 500, 505, 665, 670, 675, 680, 180, 405, 410, 415
3	34	Produksjon av treforedlingsprodukter	34	380, 385, 390, 395, 400
4	37	Produksjon av kjemiske råvarer	37	420, 425, 530
5	43	Produksjon av metaller	43	510, 515, 520, 525, 530, 535
6	45	Produksjon av verkstedsprodukter	45	540, 545, 550, 555, 560, 565, 570, 575, 580, 585, 590, 595, 600, 605, 610, 615, 620, 625, 645, 650, 660
7	50	Produksjon av skip og plattformer	48, 49	582, 630, 635, 640

Appendiks 2: Regionale produktfunksjoner

Tabell A1. Avledede langsiktselastisiteter for produktfunksjonen i Konsumvareindustrien (MODAG-sektor 15)

REGARD - Region	Estimerte langsiktselastisiteter				
	$\hat{\alpha}_{jr}$	$\hat{\beta}_{jr}$	$\hat{\delta}_r$	$\hat{\gamma}_r$	$\hat{\lambda}_r$
Oslo/Akershus	0,22	0,22	0,78	0,04	0,24
Østlandet kyst	0,22	0,22	0,78	0,04	0,24
Hedmark/Oppland	0,06	0,80	0,20	0,01	0,36
Agder/Rogaland	0,22	0,22	0,78	0,04	0,24
Vestlandet	0,22	0,22	0,78	0,04	0,24
Trøndelag	0,07	0,81	0,19	0,01	0,35
Nord-Norge	0,05	0,79	0,21	0,01	0,37

Tabell A2. Avledede langsiktselastisiteter for produktfunksjonen i produksjon av investeringsvarer (MODAG-sektor 25)

REGARD - Region	Estimerte langsiktselastisiteter			
	$\hat{\alpha}_{jr}$	$\hat{\beta}_{jr}$	$\hat{\delta}_r$	λ_{jr}
Oslo/Akershus	0,44	0,94	0,06	0,16
Østlandet kyst	0,44	0,94	0,06	0,16
Hedmark/Oppland	0,44	0,94	0,06	0,16
Agder/Rogaland	0,16	0,98	0,02	0,43
Vestlandet	0,16	0,98	0,02	0,43
Trøndelag	0,44	0,94	0,06	0,16
Nord-Norge	0,44	0,94	0,06	0,16

Tabell A3. Avledede langsiktselastisiteter for produktfunksjonen i treforedlingsindustrien (MODAG-sektor 34)

REGARD - Region	Estimerte langsiktselastisiteter			
	$\hat{\alpha}_{j,r}$	$\hat{\beta}_{j,r}$	$\hat{\delta}_r$	$\lambda_{j,r}$
Oslo/Akershus	0,05	0,79	0,21	0,42
Østlandet kyst	0,22	0	1	0,09
Hedmark/Oppland	0,05	0,79	0,21	0,42
Agder/Rogaland	0,05	0,79	0,21	0,42
Vestlandet	0,05	0,79	0,21	0,42
Trøndelag	0,13	0,60	0,40	0,15
Nord-Norge

Tabell A4. Avledede langsiktselastisiteter for produktfunksjonen i Kjemisk industri (MODAG-sektor 37)

REGARD - Region	Estimerte langsiktselastisiteter			
	$\hat{\alpha}_{j,r}$	$\hat{\beta}_{j,r}$	$\hat{\delta}_r$	$\lambda_{j,r}$
Oslo/Akershus	0	0,92	0,08	0,08
Østlandet kyst	0	0,92	0,08	0,08
Hedmark/Oppland
Agder/Rogaland	0	0,92	0,08	0,08
Vestlandet	0	0,92	0,08	0,08
Trøndelag	0	0,97	0,03	0,21
Nord-Norge	0	0,92	0,08	0,08

Tabell A5. Avledede langsiktselastisiteter for produktfunksjonen i produksjon av metaller og metallvarer (MODAG-sektor 43)

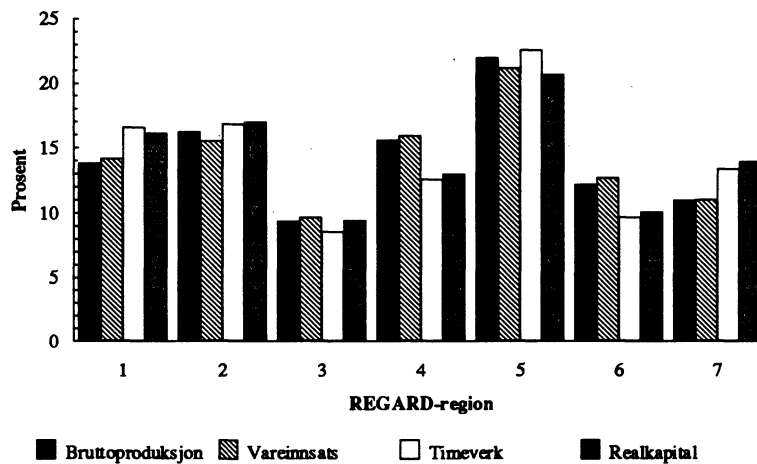
REGARD - Region	Estimerte langsiktselastisiteter			
	$\hat{\alpha}_{j,r}$	$\hat{\beta}_{j,r}$	$\hat{\delta}_r$	$\lambda_{j,r}$
Oslo/Akershus	0	0	1	0,05
Østlandet kyst	0	0,70	0,30	0,20
Hedmark/Oppland	0	0	1	0,05
Agder/Rogaland	0	0,60	0,40	0,15
Vestlandet	0	0,67	0,33	0,18
Trøndelag	0	0	1	0,05
Nord-Norge	0	0	1	0,05

Tabell A6. Avledede langsiktselastisiteter for produktfunksjonen i produksjon av skip og plattformer (MODAG-sektor 50)

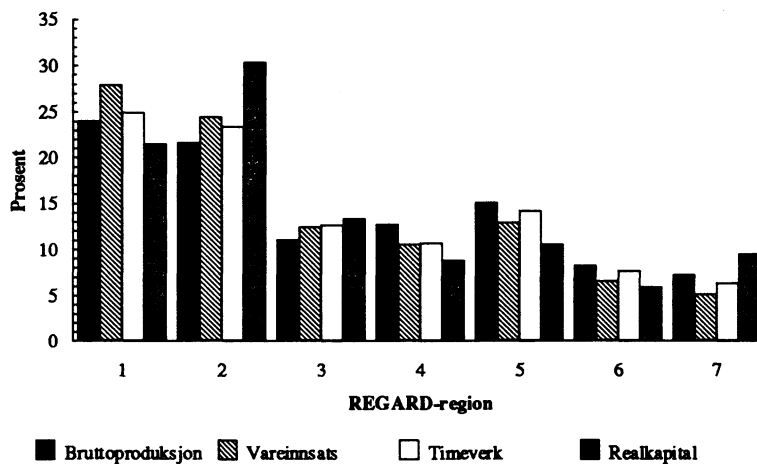
REGARD - Region	Estimerte langsiktselastisiteter			
	$\hat{\alpha}_{j,r}$	$\hat{\beta}_{j,r}$	$\hat{\delta}_r$	$\lambda_{j,r}$
Oslo/Akershus	0,40	0,56	0,44	0,25
Østlandet kyst	0,40	0,56	0,44	0,25
Hedmark/Oppland	0,16	0,82	0,18	0,60
Agder/Rogaland	0,40	0,56	0,44	0,25
Vestlandet	0,40	0,56	0,44	0,25
Trøndelag	0,40	0,56	0,44	0,25
Nord-Norge	0,40	0,56	0,44	0,25

Appendiks 3. Regional fordeling av aktiviteten i industrien Gjennomsnittstall for årene 1988-1990

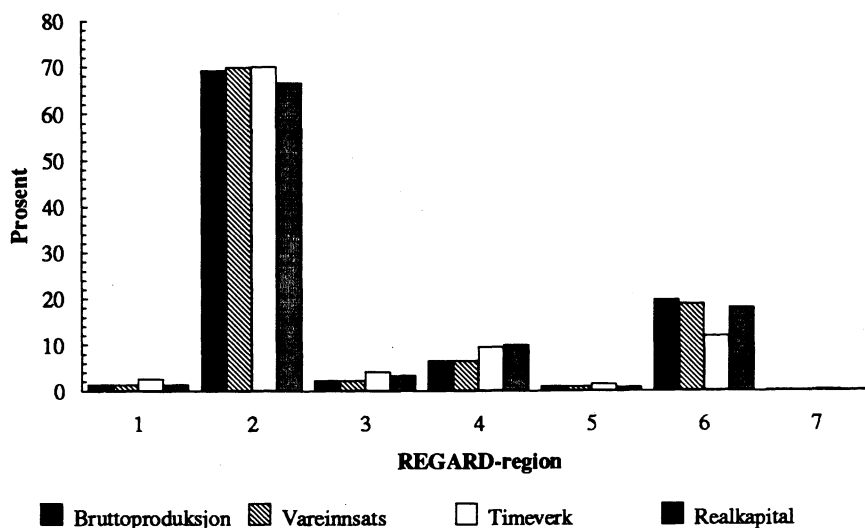
Figur A1. Regional fordeling av aktiviteten i MODAG-sektor 15:
Produksjon av konsumvarer



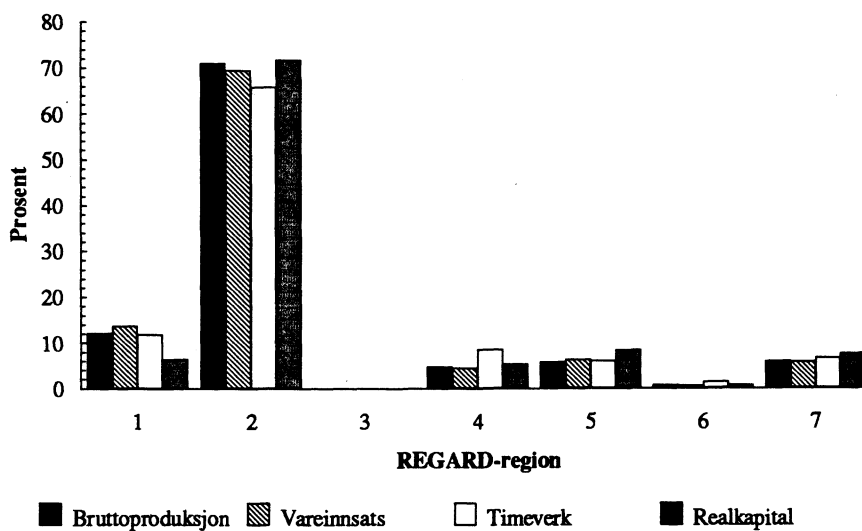
Figur A2. Regional fordeling av aktiviteten i MODAG-sektor 25:
Produksjon av vareinnsats og investeringsvarer



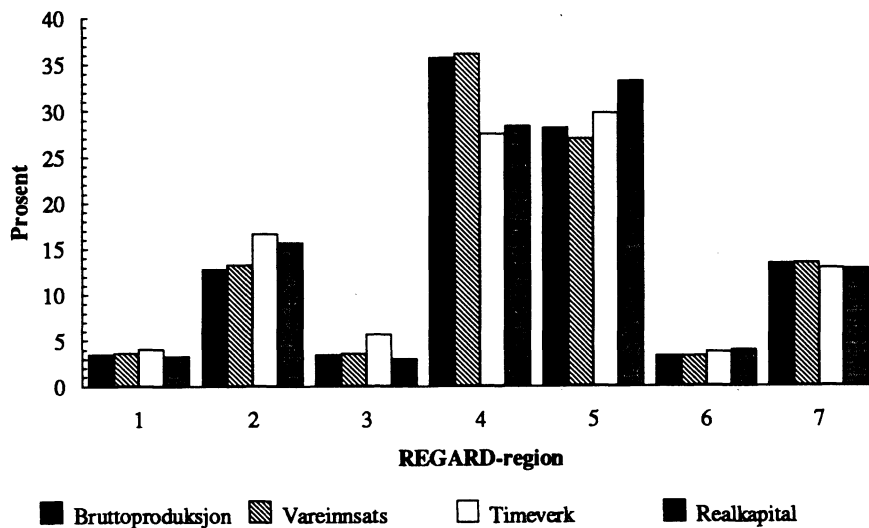
Figur A3. Regional fordeling av aktiviteten i MODAG-sektor 34:
Produksjon av treforedlingsprodukter



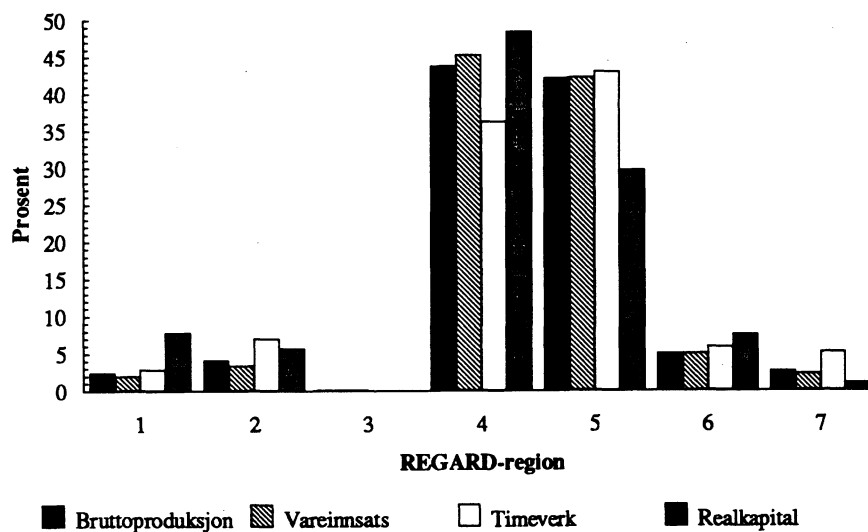
Figur A4. Regional fordeling av aktiviteten i MODAG-sektor 37:
Produksjon av kjemiske råvarer



Figur A5. Regional fordeling av aktiviteten i MODAG-sektor 43:
Produksjon av metaller



Figur A6. Regional fordeling av aktiviteten i MODAG-sektor 50:
Produksjon av skip og plattformer



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

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

ISSN 0332-8422

- | | | | |
|-----------|---|-----------|--|
| Nr. 92/11 | Jan Lyngstad: Økonomiske levekår for barnefamilier og eldre 1970-1986. 1992-80s. 90 kr
ISBN 82-537-3660-6 | Nr. 92/24 | Pasientstatistikk 1991. 1992-76s. 90 kr
ISBN 82-537-3780-7 |
| - 92/14 | Else Helena Flittig: Folketrygden
Utviklingen fra 1967 til 1990. 1992-52s. 90 kr ISBN 82-537-3675-4 | - 92/25 | Astrid Busengdal og Ole O. Moss:
Avfallsstatistikk Prøveundersøkelse for kommunalt avfall og gjenvinning. 1992-37s. 75 kr
ISBN 82-537-3782-3 |
| - 92/16 | Petter Jakob Bjerve: Utviklingshjelp til offisiell statistikk i Bangladesh. 1992-22s. 75 kr ISBN 82-537-3683-5 | - 92/26 | Nils Øyvind Mæhle: Kryssløpsdata og kryssløpsanalyse 1970-1990. 1993-230s. 140 kr
ISBN 82-537-3783-1 |
| - 92/17 | Anne Brendemoen, Solveig Glomsrød og Morten Aaserud: Miljøkostnader i makroperspektiv. 1992-46s. 75 kr
ISBN 82-537-3684-3 | - 92/27 | Terje Erstad og Per Morten Holt:
Selskapsbeskatning Analyse og statistikk. 1992-118s. 100 kr
ISBN 82-537-3786-6 |
| - 92/18 | Ida Skogvoll: Folke- og bolig telling 1990 Dokumentasjon av kontroll- og opprettingsregler for skjemakjennermerker. 1992-48s. 75 kr
ISBN 82-537-3694-0 | - 92/28 | Terje Skjerpen og Anders Rygh Swensen: Estimering av dynamiske utgiftssystemer med feiljusteringsmekanismer. 1992-60s. 90 kr
ISBN 82-537-3792-0 |
| - 92/19 | Ida Skogvoll: Folke- og bolig telling 1990 Dokumentasjon av kodeopp-
legget i Folke- og bolig telling 1990. 1992-27s. 75 kr ISBN 82-537-3695-9 | - 92/29 | Charlotte Koren og Tom Kornstad:
Typehusholdsmoellen ODIN. 1993-34s. 75 kr ISBN 82-537-3797-1 |
| - 92/20 | Tor Arnt Johnsen: Ressursbruk og produksjon i kraftsektoren. 1992-35s. 75 kr ISBN 82-537-3696-7 | - 92/30 | Karl Ove Aarbu: Avskrivningsregler og leiepriser for kapital 1981-1992. 1993-50s. 75 kr
ISBN 82-537-3807-2 |
| - 92/21 | Kurt Åge Wass: Prisindeks for ny enebolig. 1992-43s. 75 kr
ISBN 82-537-3734-3- | - 93/1 | Naturressurser og miljø 1992. 1993-144s. 115 kr
ISBN 82-537-3844-7 |
| - 92/22 | Knut A. Magnussen and Terje Skjerpen: Consumer Demand in MODAG and KVARTS. 1992-73s. 90 kr ISBN 82-537-3774-2 | - 93/1A | Natural Resources and the Environment 1992. 1993-154s. 115 kr
ISBN 82-537-3855-2 |
| - 92/23 | Skatter og overføringer til private Historisk oversikt over satser mv. Årene 1975-1992. 1992-70s. 90 kr
ISBN 82-537-3778-5 | - 93/2 | Anne Brendemoen: Faktoretterspørsel i transportproduserende sektor. 1993-49s. 75 kr ISBN-82-537-3814-5 |

- Nr. 93/3 Jon Holmøy: Pleie- og omsorgstjenesten i kommunene 1989. 1993-136s. 100 kr ISBN 82-537-3811-0
- 93/4 Magnar Lillegård: Folke- og bolig telling 1990 Dokumentasjon av de statistiske metodene. 1993-48s. 90 kr ISBN 82-537-3818-8
- 93/5 Audun Langørgen: En økonometrisk analyse av lønnsdannelsen i Norge. 1993-48s. 100 kr ISBN 82-537-3819-6
- 93/6 Leif Andreassen, Truls Andreassen, Dennis Fredriksen, Gina Spurkland og Yngve Vogt: Framskrivning av arbeidsstyrke og utdanning Mikrosimuleringsmodellen MOSART. 1993-100s. 100 kr ISBN 82-537-3821-8
- 93/7 Anders Barstad: Omfordeling og endring av miljøproblemer på bostedet (Under utgivelse)
- 93/8 Odd Frank Vaage: Feriereiser 1991/92. 1993-44s. 75 kr ISBN 82-537-3831-5
- 93/9 Erling Holmøy, Bodil M. Larsen og Haakon Vennemo: Historiske brukerpriser på realkapital. 1993-63s. 90 kr ISBN 82-537-3832-3
- 93/10 Runa Nesbakken og Steinar Strøm: Energiforbruk til oppvarmingsformål i husholdningene. 1993-41s. 75 kr ISBN 82-537-3836-6
- 93/11 Bodil M. Larsen: Vekst og produktivitet i Norge 1971-1990. 1993-44s. 75 kr ISBN 82-537-3837-4
- 93/12 Resultatkontroll jordbruk 1992. 1993-79s. 90 kr ISBN 82-537-3835-8
- Nr. 93/13 Odd Frank Vaage: Mediebruk 1992. 1993-38s. 75 kr ISBN 82-537-3854-4
- 93/14 Kyrre Aamdal: Kommunal ressursbruk og tjenesteyting. Makromodellen MAKKO (Under utgivelse)
- 93/15 Olav Bjerkholt, Torgeir Johnsen og Knut Thonstad: Muligheter for en bærekraftig utvikling Analyser på World Model. 1993-64s. 90 kr ISBN 82-537-3861-7
- 93/16 Tom Langer Andersen, Ole Tom Djupskås og Tor Arnt Johnsen: Kraftkontrakter til alminnelig forsyning i 1992 Priser, kvantum og leveringsbetingelser. 1993-42s. 75 kr ISBN 82-537-3864-1
- 93/17 Steinar Strøm, Tom Wennemo og Rolf Aaberge: Inntektsulikhet i Norge 1973-1990. 1993-99s. 100 kr ISBN 82-537-3867-6
- 93/18 Kjersti Gro Lindquist: Empirical Modelling of Exports of Manufactures: Norway 1962-1987 (Under utgivelse)
- 93/19 Knut Røed : Den selvforsterkende arbeidsledigheten Om hystereseeffekter i arbeidsmarkedet. 1993-95s. 90 kr ISBN 82-537-3870-6
- 93/20 Trine Dale, Arne Faye og Kåre Vassenden: Utenlandske statsborgere og kommunestyrevalget 1991 (Under utgivelse)
- 93/21 Sarita Bartlett: The Evolution of Norwegian Energy Use from 1950 to 1991 (Under utgivelse)

Pris kr 90,00

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



9 788253 739106

ISBN 82-537-3910-9
ISSN 0332-8422