

Etterspørsel etter arbeidskraft i industrien

Pål Boug

Sammenhengen mellom produksjon og sysselsetting har stor betydning for den langsiktige utviklingen i økonomien. Hvor raskt etterspørselen etter arbeidskraft reagerer på økonomisk politikk er viktig for konjunkturstyringen. Artikkelen belyser disse momentene ved å modellere arbeidskraftetterspørselen i norsk industri, og ser på konsekvenser for svarene av å velge et disaggregert fremfor et aggregert næringsnivå for analysen. Vi finner at dette avhenger av formålet med modellen. Dersom modellen hovedsakelig skal anvendes i analyser av industriens økonomiske virkemåte, bør en ta utgangspunkt i det disaggregerte næringsnivået. Aggregeringsnivået spiller derimot liten rolle, dersom formålet er å gi prognoser på den samlede sysselsettingen i industrien.

1. Innledning

Fremtredende økonomer argumenterer for at aggregering i empirisk modellering normalt involverer et informasjonstap og en risiko for alvorlig feilspesifiserte relasjoner.¹ Konsekvensen av feilspesifiserte relasjoner kan typisk være prognosefeil og politikkanalyser som er lite troverdige. Aggregering vil føre til feilspesifiserte relasjoner dersom næringene som utgjør aggregatet utvikler seg forskjellig over tid i takt med endringer i økonomiske vilkår og rammebetingelser. I praksis er en imidlertid ofte tvunget til å estimere aggregerte relasjoner på grunn av manglende data og/eller dårlig datakvalitet. Som regel kan problemer med målefeil i mikrodata reduseres ved aggregering dersom målefeilene eliminerer hverandre. Selv om mikrodata foreligger kan det også være aktuelt å aggregere av hensynet til enkle og transparente modeller for analyse- og prognoseformål. Hvilket aggregeringsnivå som bør velges i empirisk modellering er med andre ord et viktig men vanskelig spørsmål, som må besvares i hvert særskilt tilfelle.

Denne artikkelen forsøker å svare på dette spørsmålet i lys av modellering av arbeidskraftetterspørsel i industrien. Analysen bygger på Boug (1999a,b), og legger til grunn at arbeidskraft avhenger av produksjon, realkapital og relative faktorpriser. Basert på kvartalsvise data fra 1978 til 1996, estimeres en aggregert industrirelasjon som sammenlignes med et veid gjennomsnitt av syv enkeltrelasjoner for disaggregerte industrinæringer. Vi retter fokus mot forskjeller og ulikheter i skalaegenskaper i produksjonen (såkalte skalaelastisiteter), korttidsdynamikk i sysselsettingen, samt føynings- og prognoseegenskaper. Med skalaegenskaper menes her hvor store *utslag* en får i produksjonen på lang sikt når sysselsettingen øker. Dersom produksjonen øker prosentvis mindre (mer) enn sysselsettingen, sier en at en har avtakende skalautbytte (tiltakende skalautbytte eller stordriftsfordeler). Den estimerte korttidsdynamikken i

sysselsettingen viser hvor *raskt* arbeidskraften tilpasses ved endringer i produksjon, realkapital og relative faktorpriser. Med føyning forstås hvor godt de estimerte modellene er i stand til å forklare den historiske utviklingen i sysselsettingen over estimeringsperioden 1978 til 1996. Prognoser på sin side viser hvor godt modellene predikerer fremtidig sysselsetting. Til dette formålet utvider vi analyseperioden med fire observasjoner, det vil si kvartalene i 1997.

Vi er interessert i skalaegenskaper fordi slike egenskaper belyser sammenhengen mellom produksjon og sysselsetting, som er viktig for den langsiktige utviklingen i økonomien. Korttidsdynamikken i sysselsettingen er også av spesiell interesse siden den belyser hvor raskt etterspørselen etter arbeidskraft reagerer på økonomisk politikk, som er viktig for konjunkturstyringen. Artikkelen begrenser seg til å gjengi og begrunne de viktigste resultatene fra analysen. Vi viser til Boug (1999a) for en mer utdypende fremstilling av disse.

2. Modell for arbeidskraftetterspørsel

Bakgrunn

Ved modellering av arbeidskraftetterspørselen tas det utgangspunkt i neoklassisk teori for produsentadferd. Modelleringen baserer seg også på en del forenklinger. For det første behandles både arbeidskraft og realkapital som homogene innsatsfaktorer. Følgelig skilles det ikke mellom ulike typer arbeidskraft eller kapital. For det andre betraktes realkapitalen som en gitt produksjonsfaktor, slik at modelleringen av arbeidskraften kan betinges med hensyn på denne. Dette er vanlig praksis i relaterte studier, og begrunnes gjerne med at brukerprisen på kapital er vanskelig å måle. Arbeidskraft, vareinnsats og energiinnsats behandles derimot som variable produksjonsfaktorer, som produsentene kan justere også på kort sikt. Endelig antas det at produsentene forsøker å produsere til så lave kostnader som mulig gitt prisene på de ulike innsatsfaktorene. En kan argumentere for at modeller basert på slik kostnadsminime-

Pål Boug, konsulent ved seksjon for makroøkonomi.
E-post: pal.boug@ssb.no

¹ Se for eksempel Barker og Pesaran (1990).

ringsadferd er best egnet når produksjonen i stor grad er etterspørselsbestemt. Konjunkturbarometeret gir verdifull informasjon om dette, i det en stor andel av bedriftene i industrien svarer at mangel på salg og ordre er den viktigste produksjonsbegrensende faktoren.

Skalaegenskaper i produksjonen

Med dette utgangspunktet formulerer vi en modell for arbeidskraftetterspørsel, som på generell form kan skrives som:

$$(1) L = f(X, K, W/PM, W/PU, \tau),$$

hvor L er arbeidskraft målt i timeverk, X er produksjon, K er realkapital, W/PM og W/PU er lønnskostnader per time relativt til prisen på henholdsvis vareinnsats og energiinnsats og τ er en lineær tidstrend som antas å fange opp endringer i total faktorproduktivitet. Vi antar at relasjon (1) kan tilnærmes med følgende sammenheng:

$$(2) l = \alpha_0 + \alpha_1 x + \alpha_2 k + \alpha_3 (w-pm) + \alpha_4 (w-pu) + \alpha_5 \tau,$$

hvor små bokstaver indikerer at variablene er på logaritmisk form. Ligning (2) kan tolkes som en *statisk* likevektsbetingelse som beskriver en produsents tilpasning av arbeidskraft på lang sikt. Vi noterer derfor at arbeidskraftens langsiktige følsomhet for endringer i produksjon, realkapital og relative faktorpriser (såkalte etterspørselselastisiteter) er gitt ved parametrene α_1 , α_2 , α_3 og α_4 . I den empiriske modelleringen ligger hypotesene om at $\alpha_1 > 0$, $\alpha_2 < 0$, $\alpha_3 < 0$ og $\alpha_4 < 0$ til grunn. Med andre ord forutsettes det at arbeidskraften øker på lang sikt med produksjonen og synker med realkapitalen og relative faktorpriser. En hypotese om at $\alpha_5 < 0$ er konsistent med en forutsetning om at bruken av arbeidskraft synker over tid som følge av økt faktorproduktivitet. Det følger også av relasjon (2) at skalaelastisiteten med hensyn på variable faktorer er lik en dividert på α_1 , det vil si $1/\alpha_1$, mens $|\alpha_2|/\alpha_1$ representerer skalaelastisiteten med hensyn på realkapitalen. I presentasjonen nedenfor benevnes den førstnevnte elastisiteten med symbolet α og den sistnevnte med α_k , hvor α og α_k gir hvor mange prosent produksjonen øker når henholdsvis alle variable faktorer og realkapitalen øker med en prosent. Den totale skalaelastisiteten med hensyn på alle faktorer er således lik summen av α og α_k , det vil si $\varepsilon = \alpha + \alpha_k$. Tallfestingen av de ulike skalaelastisitetene blir forsøkt fritt estimert ved statistiske metoder, og det åpnes for stordriftsfordeler i produksjonen ved at ε er større enn en i tallverdi. Estimaten på α_3 og α_4 bestemmes derimot som aritmetiske gjennomsnitt av historiske verdier på kostnadsandelene til henholdsvis vareinnsats og energiinnsats.

Kortidsdynamikk i arbeidskraften

Foruten skalaelastisiteter er kortidsdynamikken i sysselsettingen av interesse i denne artikkelen. Sagt på en annen måte rettes interessen mot å undersøke hvor raskt bedriftene justerer bruken av arbeidskraft. Siden sammenhengen i relasjon (2) er statisk vil effekten på arbeidskraften ved et

Hovedtrekk ved feiljusteringsmodeller

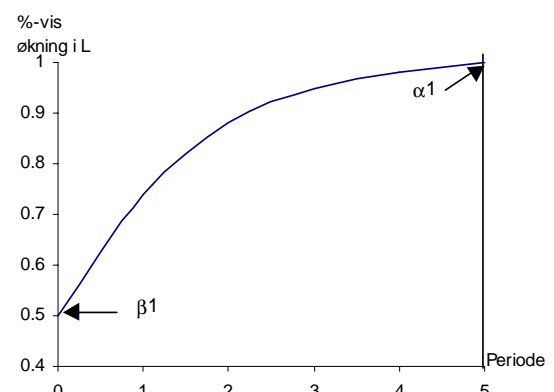
Analysen i denne artikkelen baserer seg på såkalte feiljusteringsmodeller, jfr. Engle og Granger (1987). Et stilisert og forenklet eksempel på en slik modell svarende til (2) kan skrives som:

$$(3) \Delta l_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta x_t + \beta_2 \Delta (w-pm)_t + \beta_3 \Delta (w-pu)_t + \beta_4 \Delta k_t + \delta [l_t - \alpha_0 - \alpha_1 x_t - \alpha_2 k_t - \alpha_3 (w-pm)_t - \alpha_4 (w-pu)_t - \alpha_5 \tau]_{t-1} + e_t,$$

hvor fotskrift t angir tidspunkt t og symbolet Δ betyr førstedifferansen til variablene (for eksempel $l_t - l_{t-1}$) eller den kortsiktige vekstraten siden variablene er på logaritmisk form. Følgelig er kortsiktige etterspørselselastisiteter representert i modellen via β -parametrene. I tillegg fremgår det av (3) at utviklingen i arbeidskraften på kort sikt også bestemmes av *feiljusteringsleddet*, et ledd som består av uttrykket i hakeparentes. Feiljusteringsleddet måler avviket mellom den faktiske og den langsiktige innsatsen av arbeidskraft i foregående periode for gitte nivåer på produksjon, realkapital og relative faktorpriser. En andel δ av dette avviket blir korrigert i inneværende periode. Deresom innsatsen av arbeidskraft lå en prosent over (under) sitt langsiktige nivå i foregående periode, vil denne innsatsen bli redusert (økt) med δ prosent i inneværende periode. Denne prosessen vil fortsette inntil avviket er eliminert, og arbeidskraften er bestemt av sitt langsiktige nivå. Endelig inkluderer (3) et konstantledd og restledd, representert ved henholdsvis β_0 og e_t . Restleddet ivaretar blant annet at sammenhengen i (3) er en forenkling av virkeligheten.

Figur 1 illustrerer den dynamiske tilpasningen i arbeidskraften som følge av et varig skift i produksjonen på én prosent i periode 0. Effektene over tid av et permanent skift i produksjonen fremgår av den heltrukne kurven. Den momentane effekten beskrives ved parameteren β_1 . Arbeidskraften øker gradvis i de påfølgende periodene inntil de kortsiktige effektene flater ut omkring den langsiktige effekten, representert ved parameteren α_1 . Tilpasningen mot langtidseffekten skyldes feiljusteringsleddet, som trekker arbeidskraften opp så lenge den ligger under sitt langsiktige nivå. Først når tilpasningen er fullstendig uttømt vil feiljusteringsleddets bidrag til endringer i arbeidskraften være eliminert. En relatert måte å illustrere tilpasningen på er gjennom såkalte standardiserte interim-multiplikatorer, som angir i prosent hvor mye av langtidseffekten som er utspilt i hver periode. Eksempelvis fremkommer interim multiplikatoren i periode 0 i figur 1 som forholdet mellom β_1 og α_1 . Analysen av kortidsdynamikk i denne artikkelen rapporterer slike multiplikatoreffekter.

Figur 1. Illustrasjon av tilpasning i sysselsettingen



skift i en av høyresidevariablene være utspilt i samme periode som skiftet finner sted. Det vil imidlertid i praksis ofte være tregheter i tilpasningen, slik at (2) ikke nødvendigvis holder på kort sikt. I litteraturen begrunnes vanligvis tilpasningstreheter i arbeidskraften med at det er kostnader forbundet med å endre tilpasning, se Nickell (1986). Analysen av korttidsdynamikk i sysselsettingen baserer seg derfor på estimering av dynamiske spesifikasjoner av (2). Boksen foran gir en summarisk beskrivelse av feiljusteringsmodeller med hovedvekt på egenskaper som er viktige for analysen i denne artikkelen. En fyldigere beskrivelse er gitt i Boug (1999a).

3. Datagrunnlag

De estimerte relasjonene som analysen bygger på inngår i Statistisk sentralbyrås makroøkonomiske kvartalsmodell KVARTS. Industrien defineres som aggregatet av næringene Konsumvarer, Vareinnsats og investeringsprodukter, Treforedling, Kjemiske råvarer, Metaller, Verkstedsprodukter og Skip og oljeplattformer. Analysen benytter ujusterte kvartalsdata fra det nye og reviderte nasjonalregnskapet for perioden 1978 til 1996. Alle volumstørrelser er målt i 1993-priser og indekser for faktorpriser er normert til en i gjennomsnitt i dette basisåret.

Nærmere om dataene

Arbeidskraft er den sentrale størrelsen i denne analysen. Innsatsen av arbeidskraft kan endres på to måter, enten ved at det ansettes flere arbeidere ved et gitt timetall per arbeider eller ved at hver ansatt arbeider flere timer. Vi definerer arbeidskraft som antall timeverk utført i produksjonen snarere enn antall sysselsatte, fordi timeverk gir et bedre mål på bruken av arbeidskraft. I samsvar med relaterte utenlandske studier benytter vi bruttoproduksjon som produksjonsmål. Som indikator for innsatsen av realkapital anvendes realkapital i alt, et aggregat som inneholder bygningkapital, maskinkapital og transportmidler. Alternativt kunne vi splitte opp disse kapitalartene i separate innsatsfaktorer. Vi velger å anvende aggregert realkapital som en forenkling. Det benyttes lønnskostnader per utførte time-

verk fremfor lønnskostnader per betalt timeverk som mål for prisen på innsatsen av arbeidskraft. Begrunnelsen for dette er at produsentene høyst sannsynlig tar hensyn til at de betalte timeverkene ligger over de utførte på grunn av ferie, sykefravær og permisjon med lønn. Når det gjelder prisen på vareinnsats og energiinnsats benyttes deres respektive deflatorer.

Utviklingen i datamaterialet

Som nevnt innledningsvis kan aggregerte empiriske relasjoner være feilspesifiserte fordi næringer ofte utvikler seg forskjellig over tid. Tabell 1 viser hovedtrekk i utviklingen i datamaterialet. Av industrinæringer som modelleres er sysselsettingen størst i næringene for Konsumvarer, Vareinnsats og investeringsprodukter, samt Verkstedsprodukter. I 1996 stod disse næringene for om lag 75 prosent av industrisysselsettingen. Vi legger merke til at sysselsettingsandelene har vært relativt stabile over tid, også over konjunktursyklusene på 80- og 90-tallet. Når vi ser estimeringsperioden under ett gikk den samlede sysselsettingen ned med i overkant av 20 prosent, mens produksjonen økte betydelig. Et nærmere blikk på bevegelsene i timeverkene og produksjonen i de ulike industrinæringene viser imidlertid en sterk og positiv samvariasjon over syklusene, se Boug (1999b). Det vil si at både produksjon og sysselsetting har økt i høykonjunkturer og falt i lavkonjunkturer.

Vi observerer også at realkapitalen gjennomgående har økt over perioden 1978-1996, noe som delvis kan forklare den generelle nedgangen i sysselsettingen. Næringen for Kjemiske råvarer skiller seg ut fra dette hovedbildet, og etter en sterk tilvekst i produksjonskapasitet ved åpningen av Norsk Hydros polyvinylkloridfabrikk på Rafsnes i 1978-79 har kapasiteten i denne næringen blitt trappet ned. Ellers fremgår det av tabell 1 at lønnskostnader sett i forhold til prisen på såvel vareinnsats som energiinnsats har økt i alle næringene. Dataene viser dermed en negativ samvariasjon mellom arbeidskraft og relative faktorpriser, noe som kan reflektere substitusjon fra arbeidskraft til de øvrige variable faktorene.

Tabell 1. Utvikling i datamaterialet

Næring	Timeverksandeler i prosent av industrien i alt				Prosentvis endring i timeverk, produksjon, realkapital og relative faktorpriser. 1978-1996				
	1978	1985	1990	1996	L	X	K	W/PM	W/PU
Konsumvarer	20,5	20,2	20,1	20,6	-20,3	36,2	29,4	77,6	64,1
Vareinnsats og investeringsprodukter	30,1	30,2	30,5	29,7	-21,6	17,0	15,0	55,8	63,0
Treforedling	4,6	4,2	4,1	3,7	-36,0	44,5	37,9	53,4	48,8
Kjemiske råvarer	2,8	3,2	3,6	3,3	-6,0	89,6	-19,9	57,1	47,3
Metaller	6,2	6,5	6,1	5,7	-26,9	84,9	14,6	84,2	55,4
Verkstedsprodukter	24,5	26,3	26,0	25,0	-18,8	55,2	4,8	75,5	90,1
Skip og oljeplattformer	11,4	9,4	9,6	12,0	-16,4	25,0	0,7	35,4	56,5
Industrien i alt, timeverk i millioner	579,1	503,9	434,2	459,9					

Kilde: Statistisk sentralbyrå.

4. Betydningen av aggregering

For å illustrere betydningen av aggregering sammenligner vi to industrirelasjoner for arbeidskraft, der den ene er estimert på basis av aggregerte industridata, mens den andre er estimert på bakgrunn av data på næringsnivå. Den førstnevnte blir heretter kalt for *aggregert relasjon* og den sistnevnte for *disaggregert system*. Sammenligningen konsentrerer seg om forskjeller og likheter når det gjelder estimerte skalaegenskaper i produksjonen og tilpasningen i sysselsettingen. I tillegg sammenligner vi de to industrirelasjonene i lys av føynings- og prognoseegenskaper.

Skalaelasticiteter

Empiriske studier av arbeidskraftetterspørsel finner i hovedsak tiltakende skalautbytte i produksjonen. For eksempel finner Cappelen m.fl. (1992) stordriftsfordeler i produksjonen i sin analyse av arbeidskraftetterspørselen i privat sektor i Fastlands-Norge. Med en restriksjon om konstant skalautbytte mellom arbeidskraft og produksjon, estimeres en samlet skalaelasticitet på 1,36. Tallverdien på elasticiteten impliserer at produksjonen øker med 1,36 prosent, dersom bruken av alle innsatsfaktorer øker med én prosent. Stordriftsfordeler i produksjonen er også dokumentert i relaterte studier på utenlandske data. I en studie av etterspørselen etter arbeidskraft i industrien i Tyskland finner Flaig og Steiner (1989) betydelige stordriftsfordeler med en estimert skalaelasticitet på rundt 1,5. Det er også interessant at Harvey m.fl. (1986) finner et lignende estimat for industrien i Storbritannia. De estimerte skalaelasticitetene som er rapportert i tabell 2 samstemmer bra med dette bildet.

Vi observerer at de ulike elasticitetene varierer til dels betydelig mellom næringene. For eksempel er skalaelasticiteten med hensyn på alle faktorer (ϵ), det vil si såvel variable som faste, estimert til å være større eller lik en. Industrien kjennetegnes således av enten stordriftsfordeler eller konstant skalautbytte i produksjonen. Skalaegenskapene mellom arbeidskraft og produksjon (α) ser ut til å være størst i næringene for Treforedling, Kjemiske råvarer, Metaller og Verkstedsprodukter. Elasticiteten med hensyn på de

variable faktorene er her estimert til rundt en. Substitusjonsvirkningene mellom arbeidskraft og realkapital (α_k) på sin side synes sterkest i næringene for Verkstedsprodukter og Skip og oljeplattformer med en elasticitet estimert til henholdsvis 0,41 og 0,55. En sammenligning av skalaelasticitetene avdekker også interessante forskjeller og likheter mellom den aggregerte relasjonen og det disaggregerte systemet. Den gjennomsnittlige skalaelasticiteten med hensyn på alle faktorer er i henhold til det disaggregerte systemet beregnet til i underkant av 1,2. En tilnærmet identisk størrelse på elasticiteten er estimert fra den aggregerte relasjonen. Elasticiteten med hensyn på realkapital er derimot beregnet til 0,35 fra det disaggregerte systemet mot 0,67 fra den aggregerte relasjonen, og elasticiteten med hensyn på variable faktorer er estimert til henholdsvis 0,81 og 0,53. Det ser følgelig ut til at den aggregerte relasjonen undervurderer α og overvurderer α_k sammenlignet med de gjennomsnittlige elasticitetene.

Vi tolker resultatene dithen at det er mulig å estimere mer korrekte skalaelasticiteter for industrien med den ekstra informasjonen som er tilgjengelig på det disaggregerte næringsnivået. Tolkningen er imidlertid beheftet med noe usikkerhet i det modellen for Konsumvarer ikke er i stand til å skille mellom effekter på arbeidskraft som skyldes realkapital og effekter som skyldes faktorproduktivitet (målt ved en trendvariabel). Når begge variablene inkluderes i modellen får begge insignifikante koeffisienter, mens den ene blir signifikant når den andre utelates. Vi har valgt å inkludere realkapital i steden for trendvariabelen med en *a priori* oppfatning om at teknisk fremgang i stor grad skjer som følge av installering av nytt kapitalutstyr i produksjonen. Det kan heller ikke utelukkes at modellen for Konsumvarer er utsatt for aggregeringsproblemer siden aggregatet består av heterogene industrinæringer. I aggregatet for Konsumvarer inngår blant annet næringene for Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter, Møbler og Tekstil- og bekledningsvarer. Store deler av jordbruksforedlingsindustrien driver ikke kostnadsminimering i vanlig forstand, og volum og priser på de viktigste råvarene fra jordbruket avtales av bondeorganisasjonene i jordbruksoppkjøret. I den grad modellen for Konsumvarer er utsatt for aggregerings-effekter, vil dette være et argument som forsterker tolkningen om at aggregering involverer et informasjonstap.

Tabell 2. Skalaegenskaper i produksjonen

Næring	Skalaelasticitet		
	α_k	α	ϵ
Konsumvarer	0,30	0,70	1,00
Vareinnsats og inv. prod.	0,26	0,74	1,00
Treforedling	0,30	1,00	1,30
Kjemiske råvarer	0,30	1,00	1,30
Metaller	0,30	1,00	1,30
Verkstedsprodukter	0,41	1,00	1,41
Skip og oljeplattformer	0,55	0,59	1,14
Disaggregert system, industrien i alt ¹	0,35	0,81	1,16
Aggregert relasjon, industrien i alt	0,67	0,53	1,20

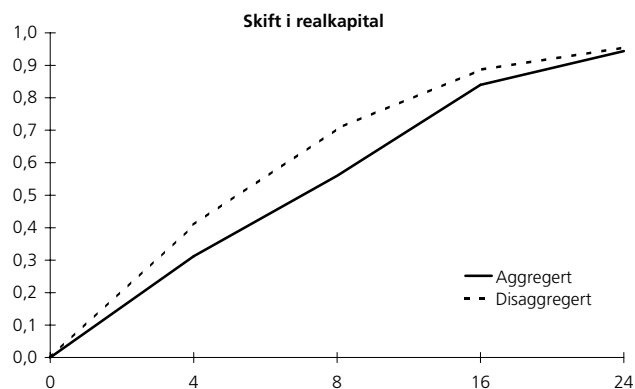
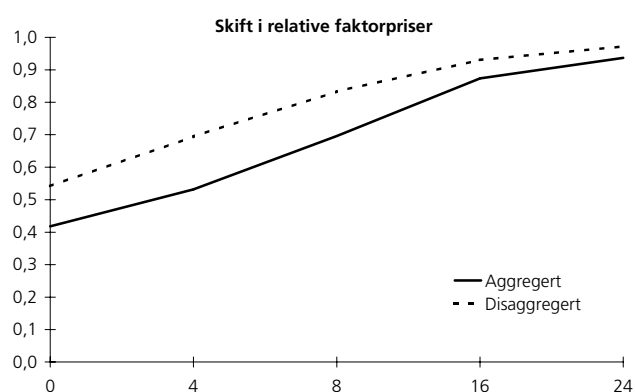
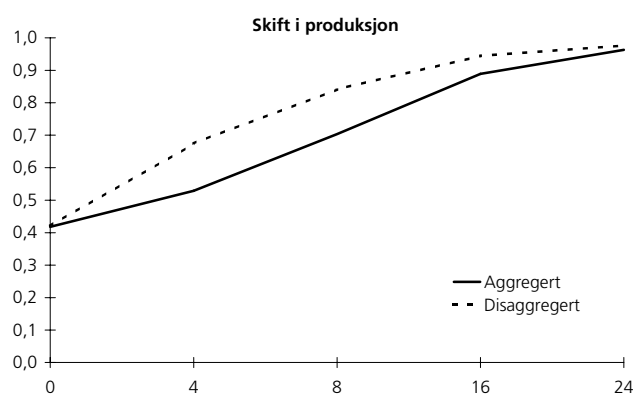
¹ Elasticitetene er veide gjennomsnitt av estimatene for enkeltnæringene. Andelene i 4. kolonne i tabell 1 er benyttet som konstante vekter.

Multiplikatoreffekter

Modellenes beskrivelse av industriens virkemåte når det gjelder sysselsettingens tilpasning over tid kan illustreres gjennom skiftanalyser og multiplikatoreffekter, som redegjort for i boksen foran. Figur 2 viser multiplikatoreffekter beregnet fra den aggregerte relasjonen og det disaggregerte systemet, som følge av varige skift i henholdsvis produksjon, realkapital og relative faktorpriser på én prosent.

Først og fremst ser vi at sysselsettingen i industrien tilpasser seg tregt. Vi legger også merke til at tilpassningsforløpet er nokså likt ved skift i produksjon og relative faktorpriser, og noe tregere ved skift i realkapitalen. Flaig og Steiner (1989) finner tilsvarende tregheter i sin analyse av tilpas-

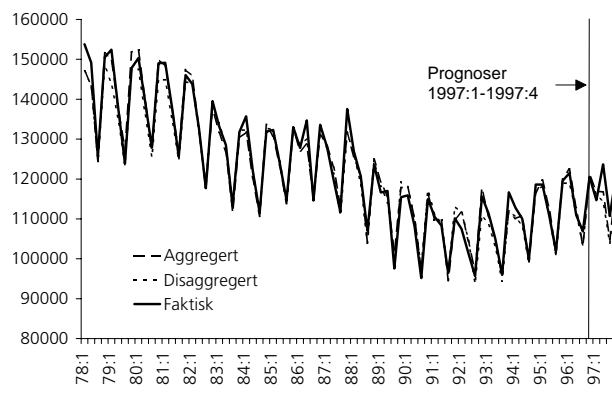
Figur 2. Tilpasning i timeverkene. Standardiserte interim-multiplikatorer



ningen av arbeidskraft i industrien i Tyskland. Som tidligere nevnt kan tilpasningstreggheter generelt forklares med tilpasningskostnader. Tilpasningstregghetene kan også reflektere den institusjonelle strukturen i det norske arbeidsmarkedet. Arbeidsmiljøloven og andre lovbestemmelser kan gjøre det vanskeligere for bedrifter å endre sysselsettingen i takt med sjokk i faktorene som bestemmer arbeidskraftetterspørselen.

Betydningen av aggregering for analyser av industriens økonomiske virkemåte er også fremtredende i figur 2. Det fremgår at den aggregerte relasjonen angir en tregere tilpasning i sysselsettingen sammenlignet med det disaggregerte systemet. Eksempelvis viser den aggregerte relasjonen at om lag 50 prosent av den totale tilpasningen av arbeids-

Figur 3. Faktiske og modellpredikerte verdier på samlet sysselsetting. Timeverk i 1 000



kraft ved skift i produksjonen er utspilt etter ett år. Den tilsvarende prosenten er derimot i henhold til det disaggregerte systemet beregnet til om lag 70 prosent. Vi trekker følgende konklusjonen at den aggregerte relasjonen trolig undervurderer kortidsdynamikken i sysselsettingen i industrien. På bakgrunn av tidligere erfaringer med aggregerte modeller, som ofte undervurderer tilpasningshastigheter, synes det rimelig å anta at det disaggregerte systemet gir et riktigere bilde av kortidsdynamikken i sysselsettingen. Siden etterspørselen etter arbeidskraft har stor betydning for sysselsettingen og arbeidsledigheten, bør en derfor ta utgangspunkt i de disaggregerte relasjonene ved politikkanalyser.

Føynings- og prognoseegenskaper

Vi har sett at aggregering har betydning for beregning av skalaegenskaper i produksjonen og kortidsdynamikk i sysselsettingen. Til slutt i dette avsnittet ser vi nærmere på betydningen av aggregering for føynings- og prognoseegenskaper. Figur 3 viser faktiske og modellpredikerte verdier på samlet sysselsetting i industrien for perioden 1978 til 1997.

Hovedinntrykket er at modellene føyer den historiske utviklingen over perioden 1978 til 1996 godt både når det gjelder kortidssvingningene og langtidsbevegelsene i sysselsettingen. Spesielt er det interessant at modellene fanger opp nedgangen i sysselsettingen som fant sted i perioden 1987-1993, en periode med sterk konjunkturedgang i norsk økonomi. Selv om sysselsettingen underpredikeres noe, må modellene sies å ha god føyning de siste fire årene av estimeringsperioden, en periode med betydelig vekst i industrien. Det fremgår imidlertid ikke av figur 3 at modellene for Kjemiske råvarer og Metaller viser relativt svak føyning. Modellen for Kjemiske råvarer underpredikerer nivået på sysselsettingen betydelig i perioden 1978-1982. En mulig forklaring på dette kan være at modellen ikke fanger opp effektene på sysselsettingen av åpningen av Norsk Hydros polyvinylkloridfabrikk på Rafsnes. Modellen for Metaller på sin side underpredikerer sysselsettingen betydelig frem mot slutten av 1980-tallet. Det er for øvrig interessant at modellen fanger opp den sterke nedgangen i sysselsettingen som fant sted i perioden 1989-1991, som

Tabell 3. Mål for prediksjonsfeil¹

	1978:1-1996:4		1997:1-1997:4	
	Aggregert	Disaggregert	Aggregert	Disaggregert
RMSE	1 811	1 945	4 099	4 867
RMSPE	0,015	0,016	0,035	0,041
ME	-176	-959	-2 965	-4 069
MPE	-0,001	-0,007	-0,025	-0,034

¹ RMSE (Root Mean Squared Error), RMSPE (Root Mean Squared Percent Error), ME (Mean Error), MPE (Mean Percent Error), se Pindyck og Rubinfeld (1981). RMSE og RMSPE måler avviket mellom predikert og faktisk sysselsetting i henholdsvis timeverk og prosent, mens ME og MPE måler skjevheten (det vil si over- eller underprediksjon) i prediksjonsfeilene i henholdsvis timeverk og prosent.

følge av nedleggelsen av Norsk Jernverk i 1989. Sysselsettingen i disse næringene utgjør imidlertid kun 9 prosent av sysselsettingen i industrien. Feilprediksjonene i råvareindustrien har følgelig liten innvirkning på føyningsegenskapene i figur 3. Når det gjelder prognoseegenskaper, ser vi at modellene samlet sett predikerer sysselsettingen i 1997 relativt godt.

En sammenligning mellom den aggregerte relasjonen og det disaggregerte systemet viser at aggregering spiller mindre rolle for føynings- og prognoseegenskaper når det er samlet industrisysselsetting en er interessert i. Tabell 3 presenterer forskjellige mål for prediksjonsfeil, som illustrerer betydningen av aggregering nærmere. Målene som benyttes er beskrevet i fotnoten til tabellen.

Vi vurderer prediksjonsfeilene gjennomgående som små. Eksempelvis underpredikeres sysselsettingen i gjennomsnitt med under en prosent i estimeringsperioden, mens det tilsvarende tallet for prognoseperioden er rundt 3 prosent. Likeledes ser vi at forskjellene i prediksjonsfeilene mellom den aggregerte relasjonen og det disaggregerte systemet er relativt marginale. En viktig forklaring bak dette er at sysselsettingsandelene mellom næringene i industrien har endret seg lite over tid. Det ser derfor ut til at den aggregerte relasjonen bare i liten grad er påvirket av aggregeringsskjevheter og feil som følge av endringer i sysselsettingsfordelingen.

5. Oppsummering og konklusjon

Denne artikkelen har forsøkt å svare på spørsmålet om valg av aggregeringsnivå i modellering av arbeidskraftetterspørsel i industrien. Basert på kvartalsvise data fra 1978 til 1996, har vi estimert en aggregert industrirelasjon som er sammenlignet med et veid gjennomsnitt av syv enkeltrelasjoner for disaggregerte industrinæringer.

Vi finner at det enten er stordriftsfordeler eller konstant skalautbytte på næringsnivå. Den aggregerte industrirelasjonen impliserer lavere skalautbytte med hensyn på variable produksjonsfaktorer og høyere skalautbytte med hensyn på realkapitalen, enn et veid gjennomsnitt av de disaggregerte relasjonene. Vi tolker dette dithen at det er mulig å estimere mer korrekte skalaelastisiteter for industri-

en med den ekstra informasjonen som er tilgjengelig på det disaggregerte næringsnivået. Likeledes finner vi viktige forskjeller i korttidsdynamikk i sysselsettingen, som også favoriserer disaggregert modellering av arbeidskraftetterspørsel. En sammenligning av føynings- og prognoseegenskaper viser imidlertid at aggregeringsnivå er av mindre betydning. En viktig forklaring bak dette er at sysselsettingsandelene mellom næringene i industrien har endret seg lite over tid.

Vi konkluderer derfor med at valget av aggregeringsnivå i vårt tilfelle avhenger av formålet med den empiriske modellen. Dersom modellen hovedsakelig skal anvendes i analyser av industriens økonomiske virkemåte, bør en ta utgangspunkt i det disaggregerte systemet. Aggregeringsnivået spiller derimot liten rolle, dersom formålet er å gi prognoser på den samlede sysselsettingen i industrien.

Referanser

Barker, T.S. og M.H. Pesaran (1990): *Disaggregation in Econometric Modelling*, London: Routledge.

Boug, P. (1999a): *Modellering av faktoretterspørsel i norske næringer*, Rapport 3/99, Statistisk sentralbyrå.

Boug, P. (1999b): The Demand for Labour and the Lucas Critique: Evidence from Norwegian Manufacturing, *Discussion Papers* 256, Statistisk sentralbyrå.

Cappelen, Å., K.O. Moene og R. Nymoen (1992): Fra full sysselsetting til varig ledighet?, *Nordisk Tidsskrift For Politisk Ekonomi* 27/28, 17-37.

Engle, R.F. og C.W.J. Granger (1987): Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, *Econometrica* 55, 251-276.

Flaig, G. og V. Steiner (1989): Stability and Dynamic Properties of Labour Demand in West-german Manufacturing, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 51, 395-412.

Harvey, A.C., S.G.B. Henry, S. Peters og s. Wren-Lewis: (1986): Stochastic Trends in Dynamic Regression Models: An Application to the Employment-Output Equation, *The Economic Journal* 96, 975-985.

Nickell, S.J. (1986): Dynamic Models of Labour Demand. Kapittel 9 i O. Ashenfelter og P.R.G. Layard (red.) *Handbook of Labour Economics*, Amsterdam, North-Holland.

Pindyck, R.S. og D.L. Rubinfeld (1981): *Econometric Models and Economic Forecasts*, Singapore: McGraw-Hill.