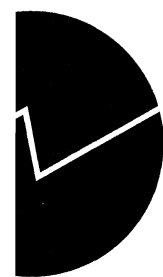


Bjørn E. Naug

**Etterspørsel etter arbeidskraft
— en litteraturoversikt**

Notater



1. Innledning¹

I dette notatet gis det, med utgangspunkt i den internasjonale litteraturen, en oversikt over problemstillinger som er relevante for økonometriske analyser av bedrifters etterspørsel etter arbeidskraft. Målsettingen med notatet er å kartlegge forhold som bør tas i betraktning i analyser av arbeidskraftsetterspørsel når arbeidskraften disaggregeres etter utdanning. I avsnitt 1 ser vi på studier hvor arbeidskraftsetterspørselen behandles aggregert, mens avsnitt 2 diskuterer arbeider hvor arbeidskraften er splittet opp i ulike kategorier.

2. Studier hvor arbeidskraften betraktes som homogen

I en diskusjon av den empiriske litteraturen om arbeidskraftsetterspørsel er det naturlig å skille mellom studier hvor det benyttes teoribaserte funksjonsformer (som regel Cobb Douglas, CES eller Translog) og arbeider som tar utgangspunkt i arbeidskraftsetterspørselsrelasjonen(e) direkte og parametriserer denne (disse) på en hensiktsmessig måte. Vi skal i dette avsnittet konsentrere oss om den siste kategorien av studier, mens teoribaserte funksjonsformer kommenteres i avsnitt 2.

Fra nyklassisk produksjonsteori får vi følgende etterspørselsrelasjoner etter arbeidskraft ved henholdsvis profittmaksimering og kostnadsminimering:

$$1) \quad L^D = f\left(\frac{W}{P}, \frac{PM}{P}, \frac{C}{P}\right)$$

$$2) \quad L^D = g\left(\frac{W}{PM}, \frac{C}{PM}, X\right)$$

hvor:

L^D = etterspurt mengde arbeidskraft (timeverk eller antall sysselsatte)

W = lønnskostnader pr. timeverk/arbeider

P = produktpris

PM = pris på innsatsvarer

C = brukerpris på kapital

X = produksjonsnivå

Et praktisk problem ved empirisk modellering av 1) og 2) er at brukerprisen for kapital er vanskelig å måle siden bedriftenes prisforventninger ikke er observerbare. Et mer alvorlig problem er imidlertid at en del av forutsetningene bak brukerprisbegrepet i nyklassisk teori ikke var oppfylt i Norge over perioden 1970-1994, som er en naturlig estimeringsperiode. Brukerprisvariabelen i 1) og 2) bør derfor erstattes med, eventuelt suppleres med, forklaringsvariable som er relevante for å forklare bedriftenes beholdning av realkapital. I tillegg til variablene som er inkludert i 1) og 2), kan dette være kreditttilgang og likviditet/egenkapital. Når arbeidskraften splittes opp i to eller flere kategorier, kan det da bli (for) få frihetsgrader i likningene som estimeres. Relasjonene vil også kunne vise svak føyning dersom de nevnte variablene ikke gir en god forklaring av utviklingen i realkapitalbeholdningen. Det er derfor antakelig mer fornuftig å betrakte beholdningen av realkapital, K , som predeterminert. Vi får da følgende (kortsiktige) etterspørselsrelasjoner etter arbeidskraft:

¹ Forfatteren takker Nils Martin Stølen og Ådne Cappelen for kommentarer til et tidligere utkast.

$$3) L^D = f\left(\frac{W}{P}, \frac{PM}{P}, K\right)$$

$$4) L^D = g\left(\frac{W}{PM}, K, X\right)$$

Flaig og Steiner (1989) tar utgangspunkt i likning 2). Eksempler på studier som bygger på 3) er Symons (1985), Symons og Layard (1984), Jenkinson (1986) og Nickell og Andrews (1983) på britiske data. Arbeidskraftsetterspørselsrelasjonene i KVARTS og MODAG tar utgangspunkt i 4), se Bowitz og Cappelen (1994).

I litteraturen om arbeidskraftsetterspørsel har kapitalbeholdningen implisitt vært betraktet som en homogen vare. Det kan imidlertid være god grunn til å inkludere maskinkapital og bygningskapital som separate variable i arbeidskraftsetterspørselsrelasjonene, noe som er gjort i Pindyck og Rotemberg (1983); det er vanlig å anta at investeringer i bygninger er arbeidskraftsutvidende mens maskininvesteringer er arbeidskraftsbesparende. Dersom dette er tilfelle, og dersom bygningskapitalen og maskinkapitalen utvikler seg ulikt over tid, vil relasjoner som ikke lar de to typene realkapital inngå med separate koeffisienter kunne bli alvorlig feilspesifiserte. Relevansen av dette poenget forsterkes antakelig når modellen utvides til å inneholde flere typer arbeidskraft.

Dersom minste kvadraters metode (MKM) benyttes ved estimeringen, vil modeller basert på 3) og 4) gi inkonsistente estimater dersom forutsetningen om at kapitalbeholdningen er predeterminert ikke holder. Rimeligheten av denne forutsetningen kan testes med Hausman-tester, se Hausman (1978). Dersom realkapitalen er endogen, bør det benyttes instrumentvariable for denne variabelen. Moene og Nymoen (1991) får ikke forkastet en nullhypotese om at realkapitalen er eksogen i en arbeidskraftsetterspørselsrelasjon for industri og bygg og anlegg, estimert på norske kvartalsdata. Det imidlertid ikke gitt at en variabel som er eksogen på kvartalsdata også er eksogen på årsdata.

Modeller basert på 2) og 4) er best egnet dersom produsentene er rasjonerte i produktmarkedet og/eller når grensekostnadskurven er horisontal. En kan imidlertid også få signifikante effekter av produksjonen dersom produktmarkedet er karakterisert ved monopolistisk konkurranse eller frikonkurranse og grensekostnadskurven er stigende. Da er imidlertid produksjonen en endogen variabel, og en bør benytte etterspørselsvariable/markedsindikatorer og relative priser/konkurranssevne som instrumentvariable for produksjonen eller betinge på disse variablene direkte. Den siste løsningen er bl.a. benyttet i Layard og Nickell (1985), Wadhvani (1987) og Burgess (1988,1992) på britiske data og i Nymoen (1990) og Moene og Nymoen (1991).

Når det gjelder måling av prisen på arbeidskraft, kan følgende problemer oppstå:

- Variasjonen i lønnskostnader kan være resultat av endringer i sammensetningen av arbeidskraften mellom ulike typer arbeidskraft med ulike lønnskostnader.
- Endringer i lønnskostnader kan skyldes variasjon i bruken av overtid. Her vil samvariasjonen mellom lønnskostnader og bruk av arbeidskraft være den motsatte av hva den enkle teorien tilsier.

Det første problemet reduseres trolig når arbeidskraften disaggregeres. Det andre problemet løses ved å estimere med instrumenter for lønningene.

I de fleste studier av arbeidskraftsetterspørsel har lønningene vært betraktet som eksogene. Dersom arbeidsmarkedet klarerer, er dette bare en gyldig forutsetning hvis tilbudet av arbeidskraft er uendelig elastisk, noe som synes å være en urimelig antakelse for en del sektorer og arbeidskraftstyper. Symons og Layard (1984) belyser dette nærmere. De estimerer arbeidskraftsetterspørselsrelasjoner med MKM

og instrumentvariabelmetoden (2MKM) for industrien i de seks største OECD-landene. Ved estimering med MKM er den gjennomsnittlige reallønnselastisiteten -0.7 , mens er -1.4 i instrumentvariabelestimeringene. Tolkningen av at lønns-effektene blir sterkere ved bruk av 2MKM enn når MKM anvendes er at tilbudskurven for arbeidskraft er stigende og at økt etterspørsel etter arbeidskraft som følge av andre forhold enn lavere lønnskostnader fører til økte lønninger. Dermed fortøner det seg som om økte lønninger gir økt etterspørsel etter arbeidskraft.

Resultatene i Symons og Layard (1984) ble oppnådd på et svært aggregert nivå med hensyn til næringsinndeling. Simultanitetsproblemet blir rimeligvis mindre når det estimeres på et disaggregert nivå. Når arbeidskraften splittes opp i ulike utdanningskategorier, kan det imidlertid bli simultanitets-skjevhet (ved bruk av MKM) i relasjoner for høyt utdannet arbeidskraft; for en del utdanningskategorier er det rimelig å betrakte antall arbeidstakere som bestemt fra tilbudssiden, i hvert fall i perioder. Det bør derfor testes for eksogenitet av lønningene i slike situasjoner. Rekursive metoder er egnet til å belyse dette: MKM-estimatene er forventningsskjevve dersom lønningene er endogene, og skjevheten vil normalt variere over tid. Motsatt: En konstant etterspørselsrelasjon estimert med MKM er ikke (bortsett fra i helt spesielle tilfeller) forenlig med at lønningene er endogene i økonometrisk forstand, jf. avsnitt 4 i Engle og Hendry (1993). Dersom konklusjonen fra slik testing blir at lønningene er endogene, bør de aktuelle likningene estimeres med instrumentvariable for lønningene. For industri og bygg og anlegg kan Konjunkturbarometeret gi verdifull informasjon om betydningen av tilbudssiden i arbeidsmarkedet. På spørsmål om hvilke faktorer som begrenser og forventes å begrense produksjonen er to av svaralternativene "mangel på faglært arbeidskraft" og "mangel på arbeidskraft ellers". I Figur 3.1 i Moene og Nymoen (1991) vises det at andelen av bedrifter (veiet med sysselsettingen i bedriftene) som svarer "ja" på spørsmålet om mangel på arbeidskraft forventes å begrense produksjonen i perioder har vært så høy at tilbudssideeffekter neppe kan neglisjeres for industri og bygg og anlegg.

Nyklassisk teori bygger på sterkt forenklende forutsetninger. Dersom disse forutsetningene ikke er oppfylt, vil det rimeligvis kunne ha konsekvenser for hvilke variable som bør inkluderes i relasjoner for arbeidskraftsetterspørsel, jf. diskusjonen av 1)-2) versus 3)-4). Jeg skal nå se nærmere på studier hvor den enkle nyklassiske modellen er blitt utvidet med andre variable enn de som inngår i 1)-4).

Smyth (1984) finner at tilpasningshastigheten i arbeidskraftsetterspørselen i industrien avhenger signifikant av nivået på arbeidsledigheten i seks av åtte store OECD-land. Burgess (1988,1992) får et tilsvarende resultat på britiske data. I likningene i Moene og Nymoen (1991) på kvartalsdata for norsk industri og bygg og anlegg har ledigheten sterkt signifikant effekt på arbeidskraftsetterspørselen også på lang sikt. Smyth (1984) begrunner effektene av ledighetsvariabelen med at: "The costs associated with changing the level of employment will depend, in part, on the extent of unemployment. When the unemployment rate is low, a firm has to search more intensively to hire an additional worker than when there exists a large pool of unemployed labour. Thus, hiring costs will move inversely to the unemployment rate. Although the direct cost of firing may not fall with increased unemployment, there are some imputed costs that will do so. If the unemployment rate is low, the firm's management will reason that if an employee is fired or laid off and there exists a possibility that the firm will need the employee in the near future because of a rise in output demand (or an incorrect forecast), then the associated hiring costs will be large because it is likely that the dismissed worker will have found ready employment elsewhere, and heavy recruitment costs will have to be borne. But these implied firing or lay-off costs will be low if the unemployment rate is high for it will be easier to re-employ the dismissed worker or hire another worker and recruitment-costs are low".

Moene og Nymoen (1991) har en begrunnelse for å inkludere ledighetsvariabelen i etterspørselsrelasjonen for arbeidskraft som i stor grad svarer til den hos Smyth, men Moene og Nymoen åpner for at bedriftene kan bli rasjonerte i arbeidsmarkedet. Dette gir langsiktig effekt av ledigheten på arbeidskraftsetterspørselen, mens tilpasningshastigheten (i motsetning til hos Smyth) forutsettes å være kons-

tant for gitt nivå på ledigheten. Det antas at bedriftenes sannsynlighet for å bli rasjonerte i arbeidsmarkedet avhenger av forventet nivå på ledigheten i senere perioder, representert ved neste kvartal. Dersom bedriftene vurderer situasjonen slik at det er en positiv sannsynlighet for at de skal bli rasjonerte i arbeidsmarkedet i neste periode, er kostnadene ved ansettelser i dag lavere enn lønnskostnadene og ansettelseskostnadene. Når bedriftene forventer redusert ledighet i neste periode, regner de med en økt sannsynligheten for å bli rasjonerte i arbeidsmarkedet. Dette gjør at bedriftenes kostnader ved å ansette i dag synker, og dermed øker arbeidskraftsetterspørselen. Motsatt ved økning i ledigheten. Det vises videre at ledigheten kan beskrives ved en autoregressiv prosess slik at forventet ledighet i neste periode kan approksimeres med ledigheten i inneværende periode pluss endringen i ledigheten i foregående periode. Dermed gir økt ledighet redusert arbeidskraftsetterspørsel.

Wren-Lewis (1986) får sterkt signifikante effekter av den likvide delen av bedriftenes egenkapital i arbeidskraftsetterspørselsrelasjoner estimert på britiske industridata. Slike effekter kan begrunnes ut fra modeller av Stiglitz-typen.² Når 1) bedriftene er utsatt for "equity rationing" 2) realøkonomiske beslutninger tas under usikkerhet og 3) bedriftslederne har avtakende absolutt risikoaversjon, vil den likvide delen av bedriftenes egenkapital ha betydning for faktoretterspørselen.

Symons (1985) og Wadhvani (1987) på britiske data og Moene og Nymoene (1991) på norske data finner signifikante effekter av rentenivået på arbeidskraftsetterspørselen i likninger hvor realkapitalen inngår. Symons (1985) benytter realrenten, mens Moene og Nymoene (1991) og Wadhvani (1987) anvender det nominelle rentenivået. Symons (1985) forklarer effekten av realrenten med at:

- Realrenten representerer alternativkostnaden ved å holde lager. Jo høyere realrenten er, desto mer kostbart er det å holde lager og desto lavere vil produksjonen, og dermed arbeidskraftsetterspørselen, være.
- Produksjonen av varer er tidkrevende og det påløper produksjonskostnader før inntektene fra salg av varen kommer inn.

I en slik situasjon vil produksjonen være mindre lønnsom på marginen jo høyere realrenten er. Wadhvani (1987) begrunner effekten av den nominelle rentevARIABLEN med at økt nominell rente fører til økte renteutgifter for bedriftene og dermed svakere lønnsomhet. Når egenkapital/likviditet har betydning for faktoretterspørselen, vil en renteøkning dermed gi redusert etterspørsel etter arbeidskraft.

I vanlig nyklassisk teori antas det at produsentene har full informasjon om alle forhold av betydning for den økonomiske tilpasning og at det ikke er kostnader forbundet med å endre tilpasning. Da gir statiske modeller basert på 1)-4) en god beskrivelse av faktoretterspørselen. I praksis må imidlertid økonometriske relasjoner inneholde tilbakedaterte variable dersom de skal ha gode statistiske egenskaper. Det er vanlig å begrunne effekter av tilbakedaterte variable med at det er kostnader forbundet med å endre tilpasning. En annen forklaring er at produsentene tilpasser seg på bakgrunn av forventede verdier av høyresidevariablene og at forventningene er bakoverskuende, dvs. at forventningene om verdiene på høyresidevariablene avhenger av verdiene på disse variablene i tidligere perioder. En alternativ antakelse om forventningsdannelsen er at forventningene er framoverskuende, basert på en økonomisk modell. Et spesialtilfelle av dette er at aktørene har rasjonelle forventninger. Framoverskuende forventningsdannelsen kan være en rimelig antakelse når produsentene har kostnader forbundet med å endre tilpasning. Det virker da sannsynlig at de tilpasser seg på bakgrunn av forventninger om etterspørsel, priser og kostnader i framtidige perioder, og at disse forventningene dannes på bakgrunn av noe mer enn de observerte verdiene av disse variablene i tidligere periode. Framoverskuende forventningsdannelsen kan modelleres ved å erstatte forventningsverdiene av variablene i inneværende og

² En enkel framstilling av en slik modell er gitt i Greenwald og Stiglitz (1987). Se også kapittel 13.2 i Hoel og Moene (1987).

framtidige perioder med de realiserte verdiene og benytte instrumentvariable for disse, se f.eks Wickens (1982). En slik modelleringsstrategi er blitt svært vanlig i empiriske studier av arbeidskraftsetterspørsel i de senere år. Eksempler på studier som bruker "forward-looking" modeller er Nickell (1984) på britiske data og Mundaca (1989) på data for USA og Norge. Pindyck og Rotemberg (1983) og Palm og Pfann (1990) bruker "forward-looking" modeller ved modellering av arbeidskraftsetterspørsel hvor det skilles mellom arbeidere og funksjonærer. En svakhet ved arbeidene innen denne tradisjonen er at det ikke dokumenteres i hvilken grad de estimerte relasjonene forklarer faktorsetterspørselen. Det er således, på bakgrunn av disse studiene, uklart hvilken rolle forventningene spiller. Moene og Nymoen (1991) tester for modellbaserte forventninger ved bruk av testene beskrevet i Hendry (1988) og Engle og Hendry (1993), og de finner ikke støtte for en hypotese om at forventningene om ledighetsutviklingen dannes på bakgrunn av en modell med andre variable enn tilbake-daterede verdier av ledigheten inkludert.

En alternativ måte å ta hensyn til forventninger på er å bruke survey-data for forventningene. Dette er gjort av Wren-Lewis (1986) og Pehkonen (1992), på henholdsvis britiske og finske data. De konstruerer indekser for forventet produksjon på bakgrunn av survey-data av den typen som gis i Konjunkturbarometeret. Wren-Lewis og Pehkonen finner at modeller som inkluderer en slik variabel føyer vesentlig bedre enn tradisjonelle "backward-looking" modeller.

I lys av resultatene i Moene og Nymoen (1991) er det naturlig at nye studier av arbeidskraftsetterspørsel på norske data tester for effekter av rente og ledighet. Det kan også være interessant å undersøke nærmere i hvilken grad egenkapital/ likviditet har betydning for arbeidskraftsetterspørselen. Betydningen av forventninger kan testes ved bruk av testene i Hendry (1988) og Engle og Hendry (1990).

3. Studier hvor arbeidskraften splittes opp to eller flere kategorier

Vi skal nå se på resultater fra undersøkelser hvor arbeidskraften splittes opp i ulike grupper. Oversikt over litteraturen på området er gitt i Hammermesh (1985,1986), Hammermesh og Grant (1979) og Fallon og Verry (1988).

Den vanligste inndelingen av arbeidskraften er i arbeidere ("blue collar") og funksjonærer ("white collar"). Det er også en del artikler hvor arbeidskraften deles opp etter kjønn, alder og rase. Hammermesh og Grant (1979) finner bare fire eksempler på studier hvor arbeidskraften grupperes etter utdanning. Samtlige av disse er foretatt på tverrsnittsdata.

I artikler hvor det benyttes dynamiske modeller er det et vanlig funn, se f.eks. Bresson et. al (1992) og Palm og Pfann (1990) at tilpasningshastigheten i arbeidskraftsetterspørselen ved skift i eksogene variable, er raskere for "blue collar" enn for "white collar" arbeidskraft. Dette resultatet er konsistent med en hypotese om at det er høyere ansettelseskostnader for funksjonærer enn for arbeidere. (Se Nickell (1986)).

De fleste studier finner at den direkte priselastisiteten i etterspørselen er større for "blue collar" arbeidere enn for "white collar" arbeidskraft. Mer generelt finner Grant (1979) at priselastisiteten i etterspørselen for en gruppe arbeidstakere er lavere i absoluttverdi jo høyere utdanningselementer gruppen har.

Et vanlig resultat i litteraturen er at det er "capital-skill complementarity", dvs. at "blue collar" arbeidskraft substituerer enklere med realkapital enn "white collar" arbeidskraft. Dette resultatet ble første gang funnet av Griliches (1969) og senere blant annet av Fallon og Layard (1975). Enkelte, som f.eks. Berndt og Christensen (1974), finner også at utdannet arbeidskraft og realkapital er teknisk

komplementære og at begge disse faktorene er teknisk alternative med ufaglært arbeidskraft. Det følger av dette at det antakelig vil være uheldig å bruke en funksjonsform som forutsetter at arbeidskraften er en separabel gruppe i produksjonen, siden det da pålegges a-priori at alle typer arbeidskraft har identisk substitusjonselastisitet overfor realkapital. Dette er en restriksjon som en i det minste bør teste holdbarheten av, og det er derfor lite fornuftig å ta utgangspunkt i CES-funksjoner. Av studiene som deler inn arbeidskraften etter utdanning finner Hammermesh og Grant (1979) bare ett eksempel (Grant (1979)) på at kapitalen er inkludert i etterspørselsrelasjonene. Johnson (1970), Welch (1970) og Dougherty (1972) pålegger separabilitet og benytter CES-funksjoner. Berndt og Christensen (1974) og Denny og Fuss (1977) tester eksplisitt for separabilitet i modeller hvor det skilles mellom arbeidere og funksjonærer og får klar forkastning av en nullhypotese om at arbeidskraften utgjør en separabel gruppe i produksjonen.

Clark et.al. (1988) splitter opp arbeidskraften etter kvalifikasjoner i seks grupper på amerikanske tverrsnittsdata. De finner at ingen av gruppene utgjør en separabel gruppe i produksjonen. Dette indikerer at det både statistisk og økonomisk kan være en betydelig gevinst i å foreta en oppsplitting av arbeidskraften etter kvalifikasjoner.

Teknisk framgang har også betydning for etterspørselen etter arbeidskraft. Det mest vanlige i den empiriske litteraturen på området er å representere teknisk framgang med en deterministisk trend. Den tekniske framgangen antas da å være av Hicks-nøytral type. Det er langt fra opplagt at dette er den mest fornuftige måten å modellere teknologiske endringer på, men det er den enkleste rent økonometrisk. Hammermesh og Grant (1979) og Hammermesh (1986) finner bare ett eksempel på en studie, Berndt og Khaled (1979), hvor det åpnes for at den tekniske framgangen kan være ikke-nøytral. Berndt og Khaled (1979) finner at elastisitetene ikke blir særlig forskjellig i relasjoner med ikke-nøytral teknisk framgang sammenliknet likninger med nøytral teknisk framgang. Berndt og Khaled disaggregerer imidlertid ikke arbeidskraften. Bergstrøm og Panas (1992) benytter ulike representasjoner av teknisk framgang i en studie på svenske data, og finner at konklusjonen om "capital-skill complementarity" er robust over alternative spesifikasjoner.

På Norske data har Aamdal (1987) og Larsen (1985,1991) foretatt undersøkelser hvor arbeidskraften deles opp i grupper. Aamdal (1987) estimerer produkt- og kostnadsfunksjoner for verkstedindustrien hvor arbeidskraften deles opp i arbeidere og funksjonærer. Det benyttes Cobb-Douglas og Translog-spesifikasjoner. Konsistent estimering av produktfunksjoner med MKM krever at innsatsfaktorene er eksogene (noe som også påpekes av Aamdal). Et unntak er faktorandelsmetoden, som Aamdal benytter ved estimeringen av Cobb-Douglas produktfunksjoner. Cobb-Douglas spesifikasjonen er imidlertid så stiv (substitusjonselastisiteten mellom alle innsatsfaktorer forutsettes å være lik én) at den er uegnet til å analysere graden av substitusjon mellom ulike produksjonsfaktorer. Ved estimeringen av Translog-kostnadsfunksjoner benytter Aamdal en modell med arbeidere, funksjonærer og vareinnsats, men hvor realkapitalen er utelatt. De estimerte substitusjonselastisitetene mellom de tre faktorene er positive, men forholdsvis lave i tallverdi.

Arbeidskraftsetterspørselsmodellen RULETT (Larsen (1985)) er en modell hvor arbeidskraften er splittet opp i 167 grupper etter utdanning. Modellen er fleksibel når det gjelder substitusjonsmuligheter mellom ulike typer arbeidskraft. Det pålegges heller ikke separabilitet overfor realkapital. Derimot sees det bort fra vareinnsats. Koeffisientene i modellen er imidlertid ikke estimert, men fastlagt skjønnsmessig. I Larsen (1991) er etterspørselen etter ulike typer arbeidskraft analysert med utgangspunkt i spørreskjemaer fylt ut av bedrifter som har annonsert ledige stillinger i aviser.

Et flertall av studiene hvor arbeidskraften er splittet opp i ulike kategorier (se tabell 2 i Hammermesh og Grant (1979)) baserer seg på Translog-kostnadsfunksjoner (Christensen et. al. (1973)). Så lenge en holder seg til statiske modeller er det med denne funksjonsformen forholdsvis enkelt å pålegge restriksjoner fra nyklassisk produksjonsteori for tilfellet hvor produsentene antas å drive kostnadsminimering

til gitt produksjonsnivå. I Translog-modellen blir omkostningsandelene for faktorene venstresidevariable i hver sin likning. For at likningssystemet skal være konsistent med teorien må det pålegges at omkostningsandelene summerer seg til én (oppsummeringsbetingelsen), at omkostningsandelene er homogene av grad null i prisene (homogenitetsbetingelsen) og at likningene oppfyller kravet om Slutsky-symmetri. Med disse restriksjonene pålagt må Translog-modellen estimeres med FIML.

Dersom en skal basere seg på Translog-modellen i sin opprinnelige form, krever dette at en modellerer alle innsatsfaktorene. Som nevnt er det imidlertid ønskelig å betrakte kapitalbeholdningen som gitt. Et alternativ, som er benyttet i en del studier, er å estimere Translog-modellen uten å spesifisere likninger for kapital og vareinnsats. Dette er imidlertid bare en fornuftig måte å modellere etterspørselen etter arbeidskraft på dersom arbeidskraften utgjør en separabel gruppe i produksjonen, siden vi da pålegger a-priori at alle typer arbeidskraft substituerer likt med realkapital og vareinnsats, noe som er uheldig i lys av resultatene referert ovenfor. Layard (1982) og Lindquist (1993) benytter en interessant modifikasjon av Translog-modellen hvor kapitalen inngår eksplisitt i likningene som estimeres. Dermed får en tatt hensyn til at det kan være "capital-skill complementarity".

Som nevnt vil statiske likninger i alminnelighet ikke gi en tilfredsstillende beskrivelse av dataene. Å utvide Translog-modellen med dynamikk er imidlertid ikke trivielt. Dette er gjort i Holly og Smith (1989) og Anderson og Blundell (1982). I Anderson og Blundell (1982) testes teorirestriksjonene, og de blir forkastet i en statisk Translog-modell og i en Translog-modell utvidet med tilbakedaterte verdier av venstresidevariabelen. I en Translog-modell hvor det også inkluderes tilbakedaterte verdier av høyresidevariabelene får imidlertid teorirestriksjonene støtte i data på lang sikt. Dette viser viktigheten av å basere seg på dynamiske modeller. Lindquist (1993) estimerer en dynamisk Translog-modell på paneldata for den norske aluminiumsindustrien.

Et alternativ til å benytte Translog-modellen vil være å ta utgangspunkt i likninger av typen 4) for hver type arbeidskraft, men å la relative lønninger for de ulike kategoriene arbeidskraft inngå i likningene samt at realkapitalen splittes opp i bygningskapital og maskinkapital:

$$5) \quad L_i^D = f\left(\frac{W_1}{PM}, \frac{W_2}{PM}, \dots, \frac{W_n}{PM}, K_m, K_b, X, Z\right), \quad i = 1, 2, \dots, n.$$

hvor:

n = antall typer arbeidskraft som modelleres i sektoren vi ser på

W_i = lønnskostnad for arbeidskraft av type i

K_m = maskinkapital

K_b = bygningskapital

X = produksjon

Z = en vektor med "andre" variable (f.eks. ledighet, rente eller likviditet/egenkapital)

Dersom en benytter en lineær parametrisering av 5), vil en enkelt kunne pålegge Slutsky-symmetri og dermed spare frihetsgrader. Lineære modeller er imidlertid som regel mindre robuste overfor feilspesifikasjon enn log-lineære modeller. Restriksjonen om Slutsky-symmetri lar seg imidlertid vanskelig pålegge dersom en log-lineær funksjonsform benyttes. Med mindre budsjettandelene for de ulike innsatsfaktorene er konstante over tid, vil da en restriksjon om Slutsky-symmetri ikke kunne gjelde over hele estimeringsperioden. En kan eventuelt pålegge at Slutsky-symmetri skal gjelde for gjennomsnittsverdiene for budsjettandelene eller for budsjettandelene for den siste observasjonen i estimeringsperioden. Et tungtveiende argument for å pålegge Slutsky-symmetri er at det antakelig er høy grad av korrelasjon mellom lønningene for de forskjellige typene arbeidskraft. Dersom en ikke pålegger Slutsky-symmetri vil det derfor sannsynligvis oppstå multikollinearitetsproblemer, og det kan lett bli vilkårlig hvilke lønninger som får signifikant effekt i de ulike likningene.

Av studiene referert over ligger et slikt opplegg nærmest opp til Bresson et.al. (1992), med den forskjell at Bresson et.al. (1992) benytter brukerprisen for realkapital isteden for realkapital-beholdningen.

Referanser

Aamdal, K. (1987): Substitusjonsegenskaper for ulike arbeidskraftstyper i verkstedsindustrien. Hovedoppgave i sosialøkonomi.

Anderson, G.J. og R.W. Blundell (1982): Estimation and hypothesis testing in dynamic singular equation systems. *Econometrica* 50, 1559-1571.

Bergstrøm, V. og E.E. Panas (1992): How robust is the capital-skill complementarity hypothesis? *The Review of Economics and Statistics* 74, 540-546.

Berndt, E. og L. Christensen (1974): Testing for the existence of a consistent aggregate index of labor inputs. *American Economic Review* 64, 391-404.

Bowitz, E. og Å. Cappelen (1994): *Prisdannelse og faktoreterspørsel i norske næringer*. Sosiale og økonomiske studier 85, Statistisk sentralbyrå.

Bresson, G., F. Kramarz og P. Sevestre (1992): Heterogenous labour and the dynamics of aggregate labour demand. *Empirical Economics*.

Burgess, S.M. (1988): Employment adjustment in UK manufacturing. *The Economic Journal* 98, 81-103.

Burgess, S.M. (1992): Nonlinear dynamics in a structural model of employment. *Journal of Applied Econometrics* 7, 101-118.

Christensen, L., D. Jorgenson og L. Lau (1973): Transcendental logarithmic production frontiers. *Review of Economics and Statistics* 55, 28-45.

Clark, D.P., R. Hofler og H. Thompson (1988): Separability of capital and labor in US manufacturing. *Economics Letters* 26, 197-201.

Denny, M. og M. Fuss (1977): The use of approximation analysis to test for separability and the existence of consistent aggregates. *American Economic Review* 67, 404-418.

Dougherty, C.R.S. (1972): Estimates of aggregate labor functions. *Journal of Political Economy* 80, 1101-1119.

Engle, R. og D.F. Hendry (1993): Testing super exogeneity and invariance in regression models. *Journal of Econometrics*, 56, 119-139.

Fallon, P.R. og P.R.G. Layard (1975): Capital-skill complementarity, income distribution, and output accounting. *Journal of Political Economy* 83, 279-301.

Fallon, P. og D. Verry (1988): *The Economics of Labour Markets*. Oxford:Philip Allan.

- 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.
- Grant, J. (1979): Labor substitution in U.S. manufacturing. Ph.D. avhandling, Michigan State University.
- Greenwald B.C. og J.E. Stiglitz (1987): Imperfect information, credit markets and unemployment. *European Economic Review* 31, 444-456.
- Griliches, Z. (1969): Capital-skill complementarity. *The Review of Economics and Statistics* 51, 465-468.
- Hammermesh, D.S. (1985): Substitution between different categories of labour, relative wages and youth unemployment. *OECD Economic Studies* 5, 57-85.
- Hammermesh, D.S. (1986): The demand for labour in the long run. Kapittel 8 i O. Ashenfelter og P.R.G. Layard (red.) *Handbook of Labor Economics*. Amsterdam: North-Holland.
- Hammermesh, D.S. og J. Grant (1979): Econometric studies of labor-labor substitution and their implications for policy. *Journal of Human Resources* 14, 518-542.
- Hausmann, J. (1978): Specification tests in econometrics. *Econometrica* 46, 1251-1271.
- Hendry, D.F. (1988): The encompassing implications of feedback versus feedforward mechanisms in econometrics. *Oxford Economic Papers* 40, 132-149.
- Hoel, M. og K.O. Moene (1987): *Produksjonsteori*. Oslo: Universitetsforlaget AS.
- Holly, S. og P. Smith (1989): Interrelated factor demands for manufacturing: A dynamic translog function approach. *European Economic Review* 33, 111-126.
- Jenkinson, T.J. (1986): Testing neo-classical theories of labour demand: An application of cointegration techniques. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 48, 231-251.
- Johnson, G. (1970): The demand for labor by educational category. *Southern Economic Journal* 37, 190-204.
- Layard, P.R.G. (1982): Youth unemployment in Britain and the United States compared. Kapittel 15 i R.B. Freeman og D.A. Wise (red.): *The Youth Labor Market Problem: Its Nature, Causes, and Consequences*. Chicago og London: The University of Chicago Press.
- Layard, P.R.G. og S.J. Nickell (1985): The causes of British unemployment. *National Institute Economic Review*, 62-85.
- Larsen, K.A. (1985): RULETT: En etterspørselsmodell for ulike typer arbeidskraft. Utredninger om høyere utdanning. NAVFs utredningsinstitutt.
- Larsen, K.A. (1991): Fremtidens arbeidsmarked. Econ-rapport nr. 19/91.
- Lindquist K.G. (1993): The existence of factor substitution in the primary aluminium industry. A multivariate error correction approach on Norwegian panel data. Discussion Papers 106, Statistisk sentralbyrå. Kommer i *Empirical Economics*.

- Moene, K.O. og R. Nymoen (1991): The dependency of labour demand on unemployment: Norwegian industry 1966(1)-1989(4). Arbeidsnotat nr. 3, 1991. Oslo, Norges Bank.
- Mundaca, G. (1989): Nonlinear rational expectations model of demand for inputs for the U.S. and Norwegian economies. Memorandum, Sosialøkonomisk Institutt.
- Nickell, S.J. (1984): An investigation of the determinants of manufacturing employment in the United Kingdom. *Review of Economic Studies* LI, 529-557.
- Nickell, S.J. (1986): Dynamic models of labour demand. Kapittel 9 i O. Ashenfelter og R.P.G. Layard (red.) *Handbook of Labor Economics*. Amsterdam: North Holland.
- Nickell, S.J. og M. Andrews (1983): Unions, Real wages and employment in Britain 1951-79. *Oxford Economic Papers* 35, 507-530.
- Nymoen, R. (1990): Aggregate modelling of Norwegian unemployment and wage-price inflation. Kapittel 6 i Økonomiske doktoravhandlinger nr. 3-1990. Universitetet i Oslo.
- Palm, F.C. og G.A. Pfann (1990): Interrelated demand rational expectations models for two types of labour. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52, 45-68.
- Pehkonen, J. (1992): Survey expectations and stochastic trends in modelling the employment - output equation. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54, 579-589.
- Pindyck, R.S. og J.J. Rotemberg (1983): Dynamic factor demands under rational expectations. *Scandinavian Journal of Economics* 85 (2), 223-238.
- Smyth, D.J. (1984): Short-run employment functions when the speed of adjustment depends on the unemployment rate. *The Review of Economics and Statistics* 66, 138-142.
- Symons, J.S.V. (1985): Relative prices and the demand for labour in British manufacturing. *Economica* 52, 37-49.
- Symons, J.S.V. og P.R.G. Layard (1984): Neoclassical demand for labour functions for six major economies. *The Economic Journal* 94, 788-799.
- Wadhvani, S.B. (1987): The effects of inflation and real wages on employment. *Economica* 54, 21-40.
- Welch, F. (1970): Education in production. *Journal of Political Economy* 78, 764-771.
- Wickens, M.R. (1982): The efficient estimation of models with rational expectations. *Review of Economic Studies* 49, 55-67.
- Wren-Lewis, S. (1986): An econometric model of U.K. manufacturing employment using survey data on expected output. *Journal of Applied Econometrics* 1, 297-316.

Utkommet i serien Notater fra Forskningsavdelingen

- 94/11 *E. Holmøy og B. Strøm (1994)*: Virkningsberegninger på MGS-5, 1991-versjonen.
- 94/12 *K.Ø. Sørensen (1994)*: En databank med fylkesfordelte nasjonalregnskapstall.
- 94/13 *B. Holtsmark (1994)*: Tjenesteytende virksomhet i Norge. Revidert versjon, august 1994.
- 94/15 *T. Eika, S.I. Hove og L. Haakonsen (1994)*: KVARTS i praksis. Macro-systemer og rutiner.
- 94/17 *E. Bowitz og I. Holm (1995)*: Nye relasjoner i MODAG, januar 1994. Teknisk dokumentasjon.
- 94/18 *Y. Vogt (1995)*: Innføring i FAME
- 94/22 *M.W. Arneberg (1995)*: LOTTE-TRYGD. Teknisk dokumentasjon.
- 95/5 *D. Fredriksen (1995)*: MOSART Teknisk dokumentasjon
- 95/7 *K. Olsen (1995)*: Nytte- og kostnadsvirkninger av en norsk oppfyllelse av nasjonale utslippsmålsettinger
- 95/15 *T. Karlsen (1995)*: Optimal karbonbeskatning og virkningen på norsk petroleumsformue
- 95/17 *Å. Cappelen, T. Skjerpen og J. Aasness (1995)*: Konsumetterspørsel, tjenesteproduksjon og sysselsetting. En mikro til makroanalyse
- 95/24 *H.T. Mysen (1995)*: Nordisk energimarkedsmodell. Dokumentasjon av delmodell for energietterspørsel i industrien
- 95/26 *I. Aslaksen, T. Fagerli og H.A. Gravningsmyhr (1995)*: Produksjon og konsum i husholdningene
- 95/29 *B.E. Naug (1995)*: Eksport- og importlikninger i KVARTS
- 95/31 *B.E. Naug (1995)*: Etterspørsel etter arbeidskraft — en litteraturoversikt

Statistisk sentralbyrå

Oslo
Postboks 8131 Dep.
0033 Oslo

Telefon: 22 86 45 00
Telefaks: 22 86 49 73

Kongsvinger
Postboks 1260
2201 Kongsvinger

Telefon: 62 88 50 00
Telefaks: 62 88 50 30

ISSN 0806-3745



Statistisk sentralbyrå
Statistics Norway