BILAGA 6

Produktionsfunktioner och strukturomvandlingsanalys

av GÖRAN ERIKSSON, ULF JAKOBSSON och LEIF JANSSON

6.1 *Inledning*

Inom IUI:s LB-modell finns för närvarande inget direkt samband mellan produktion och kapitalbildning eller mellan kapitalbildning och produktivitet. Närmare bestämt är såväl investeringar som produktivitet inom modellsektorerna exogent bestämda. I det pågående arbetet med vidareutveckling av modellen är det en central uppgift att göra dessa variabler endogena. En nödvändig komponent i en sådan endogenisering är att vi inför produktionsfunktioner i modellen.

De produktionsfunktionsskattningar över 14 industrisektorer som presenteras här är ett led i detta arbete, samtidigt som de har ett stort självständigt intresse därigenom att det inte tidigare gjorts produktionsfunktionsskattningar över hela tillverkningsindustrin[1] på en så disaggregerad nivå. Disaggregeringen har möjliggjorts genom att kapitalstocksdata på branschnivå publicerats av SCB (Statistiska meddelanden N 1975: 98). För tolkningen av resultaten och för att kunna nå jämförbarhet mellan branscherna har vi ansett det vara väsentligt att utföra skattningarna med en och samma funktionsform för samtliga branscher.

De erfarenheter som vunnits under empiriskt arbete med den ofta använda CES-funktionen (och dess specialfall Cobb–Douglas-funktionen) har lett till utvecklandet av mera generella funktionsformer. Den gemensamma nämnaren för dessa är att de medger variabel substitutionselasticitet mellan insatsfaktorerna. Dessa s. k. VES-funktioner[2] har emellertid specificerats med utgångspunkt i ad hoc-betonade överväganden, vilket gjort att de ofta har egenskaper som ur produktionsteoretisk synvinkel är otillfredsställande. Den funktionsform vi valt, den s. k. WDI-funktionen,[3] har fördelen att vara väl teoretiskt förankrad, samtidigt som den har de övriga VES-funktionernas flexibilitet med avseende på t. ex. substitutionselasticiteten.

Om man introducerar autonom teknisk utveckling i en produktionsfunktion av Cobb-Douglas-typ är det inte möjligt att diskriminera mellan olika typer av »bias» i den tekniska utvecklingen. I de andra funktionsformer som nämnts här är det emellertid för de samband som skall skattas av betydelse vilka förutsättningar man gör beträffande bias i teknisk utveckling. Det vanliga antagandet vid empiriska arbeten med

---

[1] Framgent benämnd industrin.
[2] Se t. ex. Lovell [1968] eller Revankar [1971].
[3] Denna funktion har presenterats bl. a. i Färe & Jansson [1975].

dessa funktionsformer är att den tekniska utvecklingen är Hicks-neutral. Detta är förvånansvärt, eftersom det varken från teoretiska eller empiriska utgångspunkter förefaller finnas någon anledning att föredra detta antagande framför exempelvis Harrod-neutralitet. Den autonoma teknologiska utvecklingen har därför specificerats så att arten och graden av bias i densamma skattas tillsammans med produktionsfunktionens övriga parametrar. Resultatet är att hypotesen om Hicks-neutralitet kan avvisas för flertalet branscher.

Ekonometriska studier av produktionsstrukturer kan utifrån observationsunderlaget indelas i tre grupper:

a) Studier som enbart använder sig av produktionstekniska data, dvs. observationer beträffande kapitalinsats, arbetsinsats och produktion (Douglas [1948], Aukrust & Bjerke [1959] och Walters [1962]).

b) Studier som enbart använder observationer av inkomstfördelningen. Dessa kräver att man inför ett antagande om kostnadsminimering hos företagen. Denna typ av observationer ger inte tillräcklig information för skattning av nivåparametern hos produktionsfunktionen. Vanligtvis är intresset i dessa studier begränsat till storleken på substitutionselasticiteten (Brown & de Cani [1963] och Ferguson [1965]).

c) Studier som använder sig av såväl produktionsdata som fördelningsdata. Vanligen utförs skattningarna i två separata steg. Först bestäms en grupp av parametrar ur fördelningsdata, varefter de resterande skattas med hjälp av produktionsdata (Klein & Preston [1967], Lovell [1968] och [1973]).

Denna studie hänför sig till den tredje gruppen. Anledningen till att »tvåstegsmetoden» använts i andra studier torde vara att parametrarna kan estimeras med linjär regression då teknologin beskrivs av en CES-funktion. Dock blir parameterestimaten ej efficienta. Här finns ingen anledning att beakta denna metod då fördelen med linjär regression bortfaller med vårt val av produktionsfunktion. Vi använder i stället FIML- (Full Information Maximum Likelihood) metoden som ger goda asymptotiska egenskaper hos skattningarna. Metoden innebär att Likelihood-funktionen maximeras med icke-linjär regression, vilket visat sig vara ekonomiskt och praktiskt genomförbart med dagens datorer och optimeringsprogram. Bland dem som tidigare använt samma metod kan nämnas Bodkin & Klein [1967].

6.2 *Den teoretiska modellen*

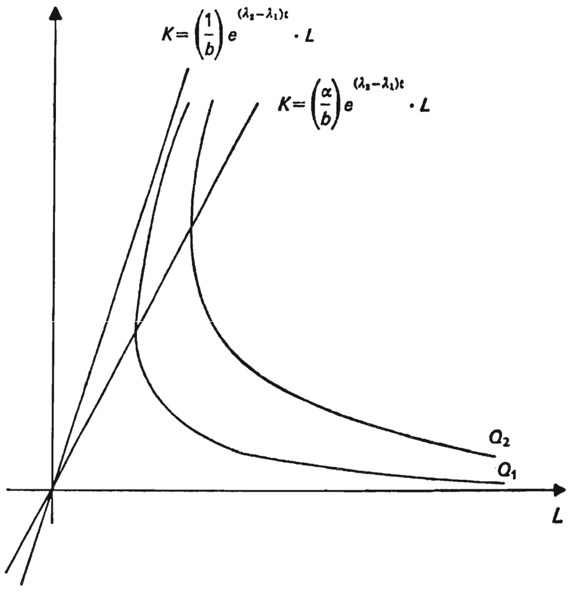
6.2.1 **Produktionsfunktionen**

Den funktionsform av VES-typ som här valts kallas WDI-CD (Weak Disposability of Inputs, Cobb-Douglas-typ) och introducerades i sin generella form av Färe & Jansson [1975]. Den algebraiska formen är

$$Q = \begin{cases} AK^{\alpha}(L-bK)^{1-\alpha}, & \text{om } K, L \in \{K, L \mid K \geqslant 0;\ L \geqslant 0;\ L-bK>0\} \\ 0 & \text{annars.} \end{cases} \tag{6: 1}$$

(6: 1) är linjärt homogen i K och L, och om $b=0$ urartar den till en Cobb-Douglas-funktion. Innan funktionen penetreras ytterligare införs de tidsberoende teknikfak-

Figur 6: 1. *Produktionsfunktionens isokvanter när $b > 0$*



torerna. Den första delen av (6: 1) blir

$$Q = A(Ke^{\lambda_1 t})^{\alpha}(Le^{\lambda_2 t} - bKe^{\lambda_1 t})^{1-\alpha}, \tag{6: 2}$$

om $K, L \in \{K, L \mid K \geqslant 0;\ L \geqslant 0;\ Le^{\lambda_2 t} - bKe^{\lambda_1 t} > 0\}$.

Funktionen (6: 2) tillåter den tekniska utvecklingen påverka kapitalet och arbetskraften olika. $e^{\lambda_1 t}$ och $e^{\lambda_2 t}$ är den kapitalproduktivitetshöjande respektive arbetskraftsproduktivitetshöjande teknikfaktorn. I termer av neutrala teknologiska förändringar är utvecklingen Hicks-neutral om $(\lambda_1 - \lambda_2) = 0$, Harrod-neutral om $\lambda_1 = 0$ och Solow-neutral om $\lambda_2 = 0$. Produktionsfunktionens utseende illustreras i figur 6: 1 då $b > 0$. Av (6: 2) framgår att positiv produktion uppnås inom den zon som begränsas av linjerna $K = 0$ och $K = (1/b)e^{(\lambda_2 - \lambda_1)t}L$. Om $b > 0$ finns en icke-ekonomisk zon av K- och L-värden i den första kvadranten. Isokvanterna har inom denna zon positiv lutning, och en ökad kapitalinsats ger sänkt produktion. Om $b < 0$ är isokvanterna negativt lutande i hela första kvadranten. Detsamma gäller i en CES-funktion där substitutionselasticiteten är större än 1. Mellan linjerna $K = (\alpha/b)\, e^{(\lambda_2 - \lambda_1)t} \cdot L$ och $K = 0$ ligger den ekonomiska zonen av K- och L-värden, dvs. den zon där produktionen ökar vid varje ökning av K och L. Om b och differensen $(\lambda_2 - \lambda_1)$ har samma tecken, vidgas zonen över tiden, medan zonen krymper om b och $(\lambda_2 - \lambda_1)$ har olika tecken.

6.2.2 **Faktorinkomstandelarna och substitutionselasticiteten**

Vi antar att fri konkurrens råder på faktormarknaderna och att företagen söker minimera sina kostnader vid varje given produktionsvolym. Vi får då

$$\frac{r}{w} = \left(\frac{\partial Q}{\partial K}\right) \Big/ \left(\frac{\partial Q}{\partial L}\right) = \frac{1}{k}\frac{\alpha}{1-\alpha}\left(1 - \frac{bke^{\lambda_3 t}}{\alpha}\right), \tag{6: 3}$$

där $\lambda_3 = (\lambda_1 - \lambda_2)$

r = priset på kapitaltjänster

w = arbetslönen

$k = K/L$ = kapitalintensiteten.

Av (6: 3) framgår att kapitalintensiteten ökar om arbetslönen stiger i förhållande till kapitalpriset. Kapitalintensiteten ökar också om den kapitalproduktivitetshöjande teknikförändringstakten är mindre än den arbetsproduktivitetshöjande, förutsatt att $b > 0$, medan motsatsen gäller då $b < 0$.

Med hjälp av (6: 2) och (6: 3) kan vi vidare härleda följande samband för kapitalets inkomstandel β, substitutionselasticiteten σ och takten i totalproduktivitetsökningen θ.

$$\beta = \left(\frac{\partial Q}{\partial K}\frac{K}{Q}\right) = \alpha - \frac{(1-\alpha)\,bke^{\lambda_3 t}}{1 - bke^{\lambda_3 t}} \tag{6: 4}$$

$$\sigma = \frac{\partial k}{\partial(r/w)} \cdot \frac{r/w}{k} = 1 - \frac{bke^{\lambda_3 t}}{\alpha} \tag{6: 5}$$

$$\theta = \frac{\partial Q}{\partial t}\frac{1}{Q} = \gamma - \frac{(1-\alpha)\,\lambda_3 bke^{\lambda_3 t}}{1 - bke^{\lambda_3 t}}, \tag{6: 6}$$

där $\gamma = \alpha\lambda_1 + (1-\alpha)\lambda_2$.

Ekvationerna (6: 4)–(6: 6) sammanfattar några egenskaper hos vår modell som vi kommer att undersöka närmare. Effekten på β, σ och θ av förändringar i kapitalintensiteten k och i den icke neutrala teknikfaktorn $e^{\lambda_3 t}$ är symmetrisk. En lika stor ökning av k eller av $e^{\lambda_3 t}$ leder till exakt samma förändringar i dessa tre företagsvariabler. Värdet på b-parametern inverkar på storleken på β, σ och θ och på riktningen i vilken dessa variabler påverkas av kapitalintensiteten. När det gäller riktningseffekterna kan vi skilja på tre fall:

Fall 1. $b > 0$

Då gäller att $\beta < \alpha$ och $\sigma < 1$ för alla kapitalintensiteter samt att $\beta/(1-\beta)$ och σ minskar linjärt då kapitalintensiteten höjs. Fortsätter kapitalintensiteten att öka så att $k = (\alpha/b)e^{-\lambda_3 t}$, blir β och $\sigma = 0$. Företaget har därmed valt en faktorrelation som ligger på linjen $K = (\alpha/b)e^{-\lambda_3 t}L$ som begränsar zonen av ekonomiska K- och L-värden. Effekten på θ är därtill beroende av tecknet på teknikparametern λ_3. Är t. ex. $\lambda_3 < 0$ växer θ accelererat med stigande kapitalintensitet.

Fall 2. $b < 0$

Då är i stället $\beta > \alpha$ och $\sigma > 1$ för alla kapitalintensiteter samtidigt som $\beta/(1-\beta)$ och σ ökar linjärt när kapitalintensiteten höjs. Någon övre gräns för $\beta/(1-\beta)$ och σ finns inte. Då kapitalintensiteten går mot oändligheten gäller detsamma för $\beta/(1-\beta)$ och σ. Är $\lambda_3 < 0$ minskar θ med avtagande takt på grund av en ökad kapitalintensitet.

Fall 3. $b = 0$

Då är $\beta = \alpha$, $\sigma = 1$ och $\theta = \alpha\lambda_1 + (1-\alpha)\lambda_2$, och dessa tre variabler påverkas inte av förändringar i kapitalintensiteten. Vår produktionsfunktion blir därmed identisk med den vanliga CD-funktionen och har således denna som ett specialfall.

Faktorn $bke^{\lambda_3 t}$ bestämmer hur β, σ och θ utvecklas över tiden, och när $ke^{\lambda_3 t}$ är konstant förändras inte dessa variabler. Den anpassning av kapitalintensiteten till ändrade faktorpriser som företagen gör, leder således inte till någon förändring i inkomstandelarna, substitutionselasticiteten eller totalproduktivitetsstegringstakten, om kapitalintensiteten växer i samma takt som skillnaden mellan den arbetsproduktivitetshöjande och den kapitalproduktivitetshöjande teknikförändringstakten. En sådan lika snabb tillväxt av kapitalintensiteten och av den icke neutrala teknikfaktorn är liktydig med att realkapitalet och arbetskraften, uttryckta i effektivitetsenheter ($Ke^{\lambda_1 t}$ resp. $Le^{\lambda_2 t}$), expanderar med samma hastighet.

Av ekvationerna (6: 4)–(6: 5) framgår att en ökning av k sänker β när $\sigma < 1$, medan motsatsen gäller när $\sigma > 1$. Denna egenskap hos modellen är i överensstämmelse med den traditionella produktionsteorins påstående att en stigande kapitalintensitet minskar (ökar) kapitalets inkomstandel, när substitutionselasticiteten är mindre (större) än ett. Vi observerar också att CES-funktionen har samma egenskap. (6: 4)–(6: 6) ger också följande samband mellan substitutionselasticiteten σ, inkomstandelen β och takten i totalproduktivitetens ökning θ

$$\sigma = \left(\frac{1-\alpha}{\alpha}\right)\left(\frac{\beta}{1-\beta}\right) \tag{6: 7}$$

$$\theta = \lambda_1 - (1-\beta)(\lambda_1 - \lambda_2). \tag{6: 8}$$ [1]

Av (6: 7) och (6: 8) framgår att

a) $\partial\sigma/\partial\beta > 0$ och $\partial^2\sigma/\partial\beta^2 > 0$, dvs. substitutionselasticiteten är en accelererat stigande funktion av kapitalets produktionselasticitet;
b) $\partial\theta/\partial\beta > 0$ och $\partial^2\theta/\partial\beta^2 = 0$ för $\lambda_1 > \lambda_2$, dvs. totalproduktivitetens stegringstakt är en linjärt stigande funktion av kapitalets produktionselasticitet när den kapitalproduktivitetshöjande teknikutvecklingen är snabbare än den arbetsproduktivitetshöjande.

6.3 *Stokastisk modell och beräkning av parameterestimat*

Dataunderlaget är hämtat från nationalräkenskapsstatistiken (NR) och täcker perioden 1950–73. Följande variabler används:

Q = Förädlingsvärdet i fasta priser
QP = Förädlingsvärdet i löpande priser

---

[1] Observera att nämnda samband ej är uttryck för ett kausalt förhållande, där orsaksriktningen går från β till σ respektive θ. Det kan visas att sambandet (6: 8) är giltigt för alla linjärt homogena funktioner av typen $Q = F(Ke^{\lambda_1 t}; Le^{\lambda_2 t})$ med faktorpåverkade disembodied teknisk utveckling.

W = Total lönesumma + kollektivavgifter i löpande priser

KR = Real kapitalstock i fasta priser. Både byggnads- och maskinkapital är inkluderade.

U = Faktor för utnyttjandegraden beräknad som förhållandet mellan faktisk och maximalt möjlig användning av installerad elektrisk energi.

Ett problem är att realkapitalstockarna inte avspeglar utnyttjandet av byggnader och maskiner, vilket kan variera över tiden på grund av t. ex. fluktuationer på kort sikt i efterfrågan på företagens produkter. För att försöka undvika att parameterskattningarna belastas med systematiska fel har som mått på utnyttjad kapitalstock använts $K = U \cdot KR$. Det finns inga uppgifter på kapitalinkomster eller kapitalränta, varför kapitalinkomsten har beräknats med identiteten

$$r \cdot KR = QP - W. \tag{6: 9}$$

Antagandet om perfekt konkurrens och kostnadsminimering och den ansatta linjära homogeniteten ger följande uttryck för förhållandet mellan faktorinkomsterna

$$\frac{\partial Q}{\partial KR} KR \Big/ \frac{\partial Q}{\partial L} L = \frac{QP - W}{W} = S. \tag{6: 10}$$

Observera dock att $(\partial Q/\partial KR)\, KR = (\partial Q/\partial K)\, K$, varför utnyttjat kapital kan användas i de beräkningar som följer.

Den statistiska modellen formuleras enligt följande

$$\frac{Q_t}{K_t} = Ae^{\lambda_1 \alpha t}(e^{\lambda_2 t} 1/k_t - be^{\lambda_1 t})^{1-\alpha} + \varepsilon_t \tag{6: 11}$$

$$S_t = \frac{\alpha}{1-\alpha}\left[1 - \frac{b \cdot k_t \cdot e^{\lambda_2 t}}{\alpha}\right] + \mu_t, \tag{6: 12}$$

där Q_t, K_t, k_t och S_t är de observerade värdena på förädlingsvärdet, realkapitalet, kapitalintensiteten respektive kvoten mellan kapitalinkomstandelen och arbetsinkomstandelen för varje år t under perioden 1950–73. Feltermerna ε_t och μ_t antas vara normalfördelade med väntevärden noll och oberoende mellan åren med kovariansmatrisen Ω. För att förenkla framställningen skrivs (6: 11) och (6: 12)

$$y_t = h_t(\phi) + \varepsilon_t \tag{6: 11'}$$

$$x_t = g_t(\phi) + \mu_t, \tag{6: 12'}$$

där $t = 1, \ldots, \tau$ och ϕ är parametervektorn med elementen A, λ_1, λ_2, α och b.

Maximum likelihood-estimat av parametrarna och Ω erhålls genom maximering av log likelihood-funktionen som med ovanstående antaganden kan härledas till[1]

$$L(\Omega, \phi) = -\frac{T}{2} \log (2\Pi) - \tfrac{1}{2} \log det\, \Omega - \tfrac{1}{2}\, tr(\Omega^{-1} V'V), \tag{6: 13}$$

[1] Se Koopmans & Hood [1953] eller Johnston [1963] s. 399.

där V är matrisen med residualvektorerna

$$V' = \begin{bmatrix} \varepsilon_1, \ldots, \varepsilon_T \\ \mu_1, \ldots, \mu_T \end{bmatrix}.$$

Maximum likelihood-estimat av parametrarna kan erhållas lättare genom att lösa ut elementen i Ω ur första ordningens villkor för maximum av L med avseende på Ω

$$\frac{dL}{d\Omega} = 0. \tag{6: 14}$$

Då fås

$$\Omega = \frac{V'V}{T}. \tag{6: 15}$$

Sätts (6: 15) in i (6: 13) fås

$$L(\phi) = -T \log(2\Pi) - T - \frac{T}{2} \log det \frac{V'V}{T}. \tag{6: 16}$$

Vidare gäller att $\max_\phi L(\phi)$ är ekvivalent med att $\min_\phi det\ V'V$ som i vårt fall kan skrivas

$$\min_\phi det\ V'V = \min_\phi \left[\sum_{t=1}^{T} (y_t - g_t)^2 \sum_{t=1}^{T} (x_t - h_t)^2 - \left\{ \sum_{t=1}^{T} (y_t - g_t)(x_t - h_t) \right\}^2 \right], \tag{6: 17}$$

vilket är det uttryck som använts i våra estimeringar.

6.3.1 Regressionsestimaten

De skattade parametrarna i produktionsfunktionen för de olika industribranscherna och för hela industrin redovisas i tabell 6: 1. $\hat{\alpha}$-koefficienten varierar mellan lägst 0,16 för den kemiska industrin och högst 0,54 för massa- och pappersindustrin. Värdena på $\hat{\alpha}$ ligger alltså med god marginal inom (0–1)-intervallet och är signifikanta på 5% nivå utom för kemibranschen. Ett likartat branschmönster redovisas av Lovell [1968]. För perioden 1949–63 fick han för livsmedels-, textil-, pappers- samt verkstadsindustrierna $\hat{\alpha} = 0{,}44$, 0,29, 0,54 respektive 0,32. Senare (Lovell [1973]) skattade han för hela tillverkningsindustrin $\hat{\alpha} = 0{,}47$. Det bör observeras att Lovell använde en generaliserad CD-funktion där substitutionselasticiteten berodde av kapitalintensiteten.

Skattningarna av insatsfaktorernas teknikparametrar visar att $\hat{\lambda}_2 > 0$ för alla branscher medan fem branscher uppvisar $\hat{\lambda}_1 < 0$. Precisionen i dessa teknikparametrar är ej alltid tillfredsställande. Sålunda är $\hat{\lambda}_1$ insignifikant i tre branscher och $\hat{\lambda}_2$ i fyra. Fyra branscher har negativa b-värden. I Lovells [1968] generaliserade CD-funktion ingår en β'-parameter vars inverkan på substitutionselasticiteten σ liknar vår b-parameters inverkan. Är t. ex. $\beta' < 0$ betyder det att substitutionselasticiteten är mindre än 1. Lovell fick i 1968 års studie $\beta' < 0$ i alla sina 16 branscher utom tobaksindustrin, fick 1973 $\beta' < 0$ för hela industrin.

De $\bar{R}^2$-värden som ges är beräknade i analogi med definitionen av den multipla

Tabell 6: 1. *Regressionsestimat av parametrarna i produktionsfunktionen*

Bransch	A	$\hat{\alpha}$	$\hat{\lambda}_1$	$\hat{\lambda}_2$	b	$\bar{R}^2$	DW[a]
Skyddad livsmedelsindustri	2,73	0,47	−0,062	0,034	0,0031	0,93	0,52 1,57
Konkurrensutsatt livsmedels-industri	1,60	0,51	0,039*	0,014*	0,0002*	0,94	0,88 1,21
Dryckesvaru- och tobaksindustri	2,13	0,46	−0,033	0,070	0,0077*	0,95	0,71 1,13
Textil- och beklädnadsindustri	2,18	0,39	−0,0027	0,047	0,0124	0,40	0,69 1,36
Trä-, massa- och pappersindustri	0,64	0,54	0,023*	0,056	0,0031	0,52	0,28 1,62
Grafisk industri	7,15	0,22	−0,053	0,017*	−0,0061	0,92	0,57 1,43
Gummivaruindustri	1,40	0,53	0,000*	0,039	0,0131	0,40	0,06 0,96
Kemisk industri	2,81	0,16*	0,0059*	0,061*	−0,0033	0,98	0,76 1,38
Petroleum- och kolindustri	2,42	0,30	0,000*	0,008	−0,0036*	0,87	0,39 1,28
Jord- och stenindustri	1,60	0,38	0,028	0,037	0,0006*	0,96	0,24 1,01
Järn-, stål- och metallverk	1,03	0,24	0,316*	0,0041*	0,0000*	0,56	0,82 1,14
Verkstadsindustri exkl. varv	2,77	0,36	0,027	0,039	0,0033	0,44	1,51 0,70
Övrig tillverkningsindustri	3,55	0,45	−0,045	0,076	0,0423	0,79	0,34 0,50
Hela industrin	1,44	0,42	0,024	0,045	0,0021	0,88	0,12 1,30

[a] Av de två DW-värdena för varje bransch anger det övre DW för produktionsfunktionen, det undre DW för fördelningsfunktionen.

Anm.: Estimat som inte markerats med * är signifikanta på 5 % nivå.

regressionskoefficienten för minsta kvadratmetoden för en ekvation. Det bör påpekas att $\bar{R}^2$ inte längre är begränsat till värden mellan 0 och 1 som vid OLS utan kan anta även negativa värden. Dock är övre gränsen fortfarande 1 som uppnås vid perfekt anpassning. För varje bransch ges DW-statistik först för produktionsfunktionen sedan för fördelningsfunktionen.

Tonvikten har vid modellens utformande legat på att förklara den trendmässiga utvecklingen under perioden 1950–73. Inga försök har därför gjorts att med exempelvis »lag»-strukturer förklara konjunktursvängningar, fördröjning mellan input och output etc. Att $\bar{R}^2$-värdena och speciellt DW-statistiken blivit dåliga är därför inte förvånande. DW-måtten är genomgående lägre för produktionsfunktionen än för fördelningsfunktionen med undantag av verkstadsindustri.

Styrkan hos ovanstående skattningar är att över 80% av de estimerade parametrarna är signifikant skilda från 0 och att för alla branscher samtliga observationer ligger inom det område där modellen antar att ökad insats av arbete och kapital ger upphov till ökad produktion.

Tabell 6: 2. *Genomsnittsvärden 1973 och förändringar av kapitalets inkomstandel, substitutionselasticiteten och totalproduktivitetens ökningstakt 1950–73*

Bransch	Kapitalets inkomstandel β	$\Delta\beta$	Substitutions-elasticitet σ	$\Delta\sigma$	Totalproduktivitetens ökningstakt, procent per år θ	$\Delta\theta$
Skyddad livsmedelsindustri	0,42	0,05	0,83	0,18	−0,71	−0,52
Konkurrensutsatt livsmedelsindustri	0,50	−0,02	0,96	−0,08	2,63	−0,35
Dryckesvaru- och tobaksindustri	0,55	−0,02	1,36	−0,14	1,51	0,24
Textil- och beklädnadsindustri	0,22	−0,15	0,51	−0,39	3,49	0,75
Trä-, massa- och pappersindustri	0,36	−0,15	0,52	−0,32	4,35	0,50
Grafisk industri	0,32	0,01	1,65	0,06	−0,57	−1,15
Gummivaruindustri	0,22	−0,22	0,54	−0,55	2,86	0,60
Kemisk industri	0,47	−0,11	4,57	−2,01	3,54	0,59
Petroleum- och kolindustri	0,60	0,39	3,21	5,91	0,33	0,20
Jord- och stenindustri	0,33	−0,05	0,84	−0,19	3,40	0,64
Järn-, stål- och metallverk	0,16	−0,17	0,90	−0,75	7,23	−5,15
Verkstadsindustri exkl. varv	0,26	−0,10	0,69	−0,33	3,55	0,11
Övrig tillverkningsindustri	0,29	0,13	0,67	0,31	3,42	−1,51
Hela industrin	0,31	−0,10	0,66	−0,29	3,84	0,21

6.3.2 **Faktorinkomstandelarna och substitutionselasticiteten**

Oavsett vilken produktionsfunktion man utgår från är alltid kapitalets och arbetskraftens inkomstandelar lika med dessa två faktorers produktionselasticiteter vid perfekt konkurrens och marginalistiskt beteende hos företagen. Inkomstandelarna är då beroende enbart av produktionstekniska förhållanden. I vår modell, till skillnad från i många andra produktionsmodeller som ofta används, är faktorinkomstandelarna och substitutionselasticiteten funktioner av kapitalintensiteten och av tiden. Med de skattade parametrarna insatta i ekvationerna (6: 4) och (6: 5) och uppgifter om kapitalintensitetens utveckling har vi beräknat kapitalets inkomstandel (β) och substitutionselasticiteten (σ). I tabell 6: 2 presenteras det genomsnittliga värdet och den totala differensen mellan dessa variabler under perioden 1950–73 för våra industribranscher.

Kapitalinkomstandelarna β ligger klart inom intervallet 0–1. Stora variationer förekommer dock mellan branscherna.[1] Lägsta värdet på β redovisar järn- och stålindustrin. Eftersom denna bransch tillhör de mest kapitalintensiva, är förklaringen till det låga β-värdet en extremt låg kapitalavkastning. En viktig orsak härtill torde vara låga avsättningspriser på grund av hård internationell konkurrens. En annan orsak kan vara den långa tillblivelse- och inkörningsperiod som gäller för investeringar i stålindustrin, dvs. den tid som förflyter från det att byggnader börjar uppföras och maskiner installeras till det att dessa till fullo bidrar till ökad produktion.

För hela industrin uppgår kapitalets genomsnittliga inkomstandel till 0,31. Solow

[1] Detta indikerar betydande branschvisa skillnader i kapitalintensiteten och räntabiliteten. I vårt material finns också en tydlig tendens till att branscher med liten kapitalandel också har låg kapitalintensitet och/eller räntabilitet.

[1957], Niitamo [1958] och Åberg [1969] har utfört aggregerade tidsserieskattningar med vanlig CD-funktion. De erhöll för perioderna 1909–49, 1925–52 respektive 1946–64 värden på kapitalets produktionselasticitet på 0,35, 0,22 respektive 0,43. Det är inte heller ovanligt att man vid regressionsberäkningar av denna typ på grundval enbart av produktionsfunktionen fått mycket låga kapitalelasticiteter. T. ex. gav CD-skattningar av Bodkin & Klein [1966] för perioden 1909–49 kapitalelasticiteter mellan $-0,10$ och 0,06. Däremot blev kapitalelasticiteterna betydligt högre, mellan 0,34 och 0,50, i deras simultana skattningar, där samtidigt marginalvillkoren beaktades.

Flertalet branscher har en substitutionselasticitet $\sigma < 1$. Ferguson [1965], som med en CES-funktion skattat substitutionselasticiteten σ på tidsseriedata för perioden 1949–61, fick resultat som anmärkningsvärt väl överensstämmer med dem vi fått. Han fann liksom vi att $\sigma > 1$ för dryckesvaru- och tobaksindustri, grafisk, kemi- samt petroleumindustri.[1] Vidare fann Lovell [1968] att tobaksindustrins σ var > 1. För hans övriga 15 branscher blev σ klart mindre än 1, vilket ligger i linje med resultaten från många andra undersökningar. Vidare har Brown & de Cani [1963], David & van de Klundert [1965] och Lovell [1973] för industrin i sin helhet fått substitutionselasticiteter på ca 0,45, 0,32 respektive 0,48.

Värden på $\sigma \neq 1$ i vår produktionsfunktion betyder att b-parametern $\neq 0$. Är t. ex. $b > 0$ är $\sigma < 1$. Det är endast branscherna konkurrensutsatt livsmedelsindustri, dryckes- och tobaksvaruindustri, jord- och stenindustri samt stålindustri som fått b vilka inte signifikant skiljer sig från noll. CD-funktionen (med $b = 0$) kan således avvisas som en lämplig funktionsform för alla de övriga branscherna. Detsamma gäller även skattningarna avseende hela industrin.

Av värdena på $\Delta\beta$ och $\Delta\sigma$ i tabellen framgår att kapitalets inkomstandel β och substitutionselasticiteten σ förändrats i samma riktning samt att dessa två variabler inom flertalet branscher har minskat. Att β och σ ändrats i samma riktning följer av den speciella form vi valt på produktionsfunktionen.

Intressant är att Brown & de Cani [1963] formulerat och funnit empiriskt stöd för följande påstående. En sjunkande (stigande) substitutionselasticitet minskar (ökar) kapitalinkomstandelen, förutsatt att arbetskraften är den mest knappa faktorn. Vi finner att denna hypotes är förenlig med vårt resultat att kapitalets inkomstandel förändrats i samma riktning som substitutionselasticiteten under perioden 1950–73, då kapitalutbudet ökat snabbare än arbetskraftsutbudet.

6.3.3 Den tekniska utvecklingen och totalproduktivitetsstegringen

Genom att satsa resurser på forskning, utvecklingsarbete och utbildning av arbetskraft skapar företagen ett ökat tekniskt kunnande. Företagen tillförs också kunskaper utifrån när de anställer ny arbetskraft eller förvärvar realkapitalföremål med en mer avancerad kapitalbunden teknik. Denna kunskapsackumulation genererar innovationer i form av nya produkter, nya organisationsformer, effektivare produktionsmetoder m. m. Vi har utgått från att alla dessa yttringar av den tekniska utvecklingspro-

---

[1] Tilläggas skall att Ferguson dessutom fick $\sigma > 1$ för ytterligare tre av sina totalt 19 branscher.

cessen sammantagna kan kvantifieras som skift i produktionsfunktionen, vilka gör att produktionen kan öka vid givna insatser av arbetskraft och realkapital.

I vår produktionsfunktion har teknikutvecklingen uppdelats i en kapitalproduktivitetshöjande komponent $e^{\lambda_1 t}$ och en arbetskraftsproduktivitetshöjande komponent $e^{\lambda_2 t}$. Såvitt vi känner till har tidigare endast David & van de Klundert [1965] direkt skattat takten i insatsfaktorernas effektivitetsstegring med en produktionsfunktion i vilken λ_1 och λ_2 explicit ingår som parametrar. De använde en CES-funktion och fick för perioden 1899–1960 att $\lambda_1 = 0{,}014$ à 0,015 och $\lambda_2 = 0{,}022$ à 0,023. Dessa värden tillsammans med våra på 0,024 respektive 0,045 för industrin i sin helhet synes visa att arbetskraftens effektivitet ökat snabbare än kapitalets såväl i USA som i Sverige.

Begreppet faktorproduktivitetshöjande teknisk utveckling kan relateras till den i neoklassisk produktionsteori välkända indelning av teknikförändringar som Hicks [1935] lanserade. Han definierade dem som arbetsbesparande eller kapitalbesparande om de vid given kapitalintensitet ledde till att kapitalets marginella produktivitet $\partial Q/\partial K$ ökade (minskade) i förhållande till arbetskraftens marginella produktivitet $\partial Q/\partial L$.

Av ekvation (6: 3) framgår att när b och differensen $\lambda_3 = (\lambda_1 - \lambda_2)$ har olika tecken är $(\partial Q/\partial K)/(\partial Q/\partial L)$ en växande funktion av tiden. Det är bara inom konkurrensutsatt livsmedelsindustri, dryckesvaru- och tobaksindustri, grafisk industri samt kemiindustri som b och λ_3 har samma tecken. Detta tolkar vi så att teknikförändringen i huvudsak varit arbetsbesparande. Till samma slutsats kom Jungenfelt [1966] som studerade graden av bias i den tekniska utvecklingen för den svenska industrin 1870–1950.[1]

Om $\lambda_1 = \lambda_2$ är $(\partial Q/\partial K)/(\partial Q/\partial L)$ oberoende av tiden och den tekniska utvecklingen är Hicks-neutral. Det är mycket vanligt att man i produktionsfunktionsstudier utan vidare förutsätter Hicks-neutral teknikutveckling. Med vår ansats har vi kunnat testa hypotesen om Hicks-neutralitet, dvs. om $\lambda_1 = \lambda_2$ och funnit att denna differens är signifikant skild från noll på femprocentsnivån för alla branscher utom för tre: konkurrensutsatt livsmedelsindustri, gummivaruindustri samt jord- och stenindustri. Resultaten synes kunna tas som intäkt för att man kan förkasta hypotesen att den tekniska utvecklingen har varit Hicks-neutral.

Insätts värdena på teknikparametrarna och övriga skattade parametrar i ekvation (6: 6) kan vi beräkna det genomsnittliga värdet och förändringen av totalproduktivitetens tillväxttakt (θ resp. $\Delta\theta$) för perioden 1950–73. De beräknade värdena på θ och $\Delta\theta$ ges i tabell 6: 2. Vi ser att θ varierar ganska kraftigt mellan branscherna från lägst $-0{,}7$ respektive $-0{,}6$% för skyddad livsmedels- och grafisk industri till 7,2% för stålverken. Det är intressant att notera att de branscher där totalproduktiviteten minskat, nämligen skyddad livsmedels- och grafisk industri, kan betraktas som skyddade branscher, medan de mest konkurrensutsatta branscherna, som t. ex. järn-, stål- och metallverken, haft den snabbaste produktivitetstillväxten.

För hela industrin uppgår den årliga genomsnittliga totalproduktivitetsstegringen

---

[1] Lägg också märke till att en arbetsbesparande (kapitalbesparande) teknisk förändring i vår modell gör att kapitalets inkomstandel stiger (sjunker) i förhållande till arbetskraftens. Se återigen Hicks [1935].

Tabell 6: 3. *Produktionstillväxten 1950–73 uppdelad på komponenter*
Procent per år

Bransch	Faktisk produktionstillväxt	Bidrag från: totalproduktivitet	arbetskraft	existerande realkapital	utnyttjandegradsfaktor	Avvikelser[a]
Skyddad livsmedelsindustri	−1,2	−0,8	−1,2	1,1	0,3	−0,6
Konkurrensutsatt livsmedelsindustri	5,9	2,6	−0,6	2,1	1,2	0,6
Dryckesvaru- o. tobaksindustri	3,5	1,6	−1,7	2,1	0,6	0,9
Textil- o. beklädnadsindustri	0,4	3,6	−3,8	0,5	0,4	−0,3
Trä-, massa- o. pappersindustri	5,2	4,3	−0,6	2,3	−0,2	−0,6
Grafisk industri	1,8	−0,1	−0,2	1,5	0,7	−0,1
Gummivaruindustri	5,8	2,9	−0,2	1,2	0,2	1,7
Kemisk industri	7,8	3,6	0,8	2,5	−0,5	1,4
Petroleum- o. kolindustri	5,9	0,4	−1,1	5,4	0,4	0,3
Jord- o. stenindustri	3,2	3,4	−1,4	1,0	0,3	−0,1
Järn-, stål- o. metallverk	8,3	7,7	0,1	1,3	−0,3	−0,5
Verkstadsindustri exkl. varv	7,0	3,6	0,6	1,5	0,5	−0,8
Övrig tillverkningsindustri	5,3	3,2	0,0	1,0	1,4	−0,3
Hela industrin	4,9	3,8	−0,4	1,6	0,2	−0,3

[a] Faktisk minus beräknad produktionstillväxttakt, där beräknad tillväxttakt fås enligt den skattade produktionsfunktionen.

till 3,8%. Åbergs [1969] beräkningar avseende perioden 1947–64 visade en klart långsammare ökning i totalproduktiviteten, 2,1% per år. Däremot fick Lundberg [1971] avseende perioden 1954–69 för industrin totalt en siffra som bättre ansluter till vår, nämligen 3,3% per år, när han restpostberäknade produktivitetsändringen på basis av faktiska inkomstandelar för arbetskraften och kapitalet.

En annan konsekvens av att $\lambda_1 \neq \lambda_2$ är att totalproduktivitetens stegringstakt blir endogent bestämd av kapitalintensiteten. $\Delta\theta$-värdena visar en ökning i totalproduktivitetens stegringstakt i de flesta branscherna. Denna stegring har då orsakats antingen av att $\lambda_2 > \lambda_1$ samtidigt som $bke^{(\lambda_1-\lambda_2)t}$ ökat eller av att $\lambda_2 < \lambda_1$ samtidigt som $bke^{(\lambda_1-\lambda_2)t}$ minskat — se ekvation (6: 6). Man kan således inte uttala sig om i vilken riktning totalproduktivitetstillväxten påverkas vare sig med ledning av hur kapitalintensiteten ändrats eller med ledning av inriktningen på arbets- respektive kapitalbesparande teknikutveckling. Däremot ger modellen ett entydigt samband mellan totalproduktivitetens stegringstakt och substitutionselasticiteten. Enligt ekvationerna (6: 7) och (6: 8) är nämligen $\theta = \lambda_1 + (1-\alpha)(\lambda_2 - \lambda_1)/[1-\alpha(1-\sigma)]$.

6.3.4 Bidragen till produktionsökningen

6.3.4.1 *Förändringar i totalproduktivitet, insatser av arbetskraft och realkapital*

I och med att vi känner arbetskraftens och realkapitalets produktionselasticiteter har vi kunnat beräkna dessa faktorers bidrag till produktionstillväxten. Kapitalets bidrag har vi vidare delat upp i två komponenter, av vilka den ena hänför sig till förändringar i realkapitalstocken och den andra till förändringar i kapitalets utnyttjandegrad. Utnyttjandegraden mäts som kvoten mellan förbrukad elenergi i kWh och installerad hästkraftskapacitet. Resultaten av dessa beräkningar för de olika industribranscherna sammanfattas i tabell 6: 3. Observera att insatsfaktorernas bidrag plus totalproduktivitetens förändringstakt är lika med den totala produktionens tillväxttakt. Detta samband framgår om man deriverar produktionsfunktionen med avseende på tiden.

Totalproduktivitetsförändringen har varit den mest betydelsefulla förklaringsfaktorn till produktionsökningen i de flesta branscherna. Så är fallet också för hela industrin, där totalproduktivitetsstegringen svarar för ca 70 % av produktionstillväxten. De två ovan nämnda svenska undersökningarna av Åberg [1969] och Lundberg [1971] har i detta avseende fått resultat som rätt väl överensstämmer med våra. Enligt de båda undersökningarna förklarade totalproduktivitetsökningen ungefär 50 % respektive 55 % av produktionstillväxten.

Kapitalets bidrag till produktionstillväxten har varit klart större än arbetskraftens, vilket inte är förvånande då insatsen av arbetskraft (mätt i antal timmar) ökat nämnvärt endast i kemisk industri och verkstadsindustri. I nio branscher och i industrin totalt har arbetskraftsinsatsen t. o. m. minskat. Betydande minskningar i arbetskraftsinsatsen noteras inom textil-, dryckesvaru- och tobaks- samt jord- och stenindustrierna.

I vissa fall tycks produktionsutvecklingen ha påverkats kraftigt av en förändrad utnyttjandegrad hos realkapitalet. Inom konkurrensutsatt livsmedelsindustri har ca en tredjedel och inom s. k. övrig tillverkningsindustri mer än hälften av kapitalfaktorns bidrag åstadkommits enbart genom ökning av utnyttjandegraden. Men vårt mått på utnyttjandegraden är långt ifrån perfekt. För det första avser måttet endast utnyttjandeintensiteten för maskinkapitalet. För det andra kan inte uteslutas att måttet påverkats av andra faktorer än just variationer i utnyttjandeintensiteten, t. ex. av en förändring i maskinernas energiverkningsgrad eller i användningen av elenergi relativt till andra energiformer.

Faktorbidragen i tabellen avser förändringar av produktionsfaktorerna i kvantitativ mening. Vi har inte tagit hänsyn till eventuell kvalitetsförbättring av dem orsakad av faktorbunden teknikutveckling. Låt oss för enkelhets skull anta att teknikutvecklingen i sin helhet varit faktorbunden och definiera arbetskraften och kapitalet i termer av effektivitetsenheter $L_e = Le^{\lambda_2 t}$ och $K_e = Ke^{\lambda_1 t}$. Därmed reduceras skillnaden mellan kapitalets och arbetskraftens produktionsbidrag kraftigt. För fem branscher kommer nu arbetskraften att svara för en större andel av produktionstillväxten än realkapitalet. Anledningen är att den tekniska utvecklingen varit sådan att arbetskraftens effektivitet i regel ökat snabbare än kapitalets.

6.3.4.2 *Överflyttning av resurser mellan industribranscherna*

Ser man till industrin i sin helhet kan en produktionsökning uppkomma på grund av att branscher med en snabb produktivitetstillväxt expanderar resursmässigt fortare än övriga branscher. Vi har försökt mäta omfattningen av dylika resursomfördelningseffekter under perioden 1950–74 och då gått till väga på följande sätt.

Först framskrivs de faktiska insatserna av arbetskraft och realkapital 1950 inom varje bransch med de förändringstal för insatsfaktorerna som gäller för hela industrin. Vi får då för perioden år 50 till år $(50 + \tau)$

$$L_{it} = L_{i50} \prod_{j=51}^{50+\tau} (1 + \bar{v}_{Lj}) \tag{6: 18}$$

$$K_{it} = K_{i50} \prod_{j=51}^{50+\tau} (1 + \bar{v}_{Kj}), \tag{6: 19}$$

där L = arbetskraft mätt med antal arbetstimmar och K = kapital mätt med existerande realkapital gånger dess utnyttjandegradsfaktor. Index i anger bransch och index t år. $\bar{v}_{Lt}$ och $\bar{v}_{Kt}$ = den relativa förändringen år t av L respektive K inom industrin totalt.

Sedan insätts L_{it} och K_{it} i de skattade produktionsfunktionerna, varvid vi beräknar de relativa förändringstalen av produktionsvolymen v_{it}, totalproduktiviteten θ_{it}, arbetskraftens bidrag δ_{Lit} och kapitalets bidrag δ_{Kit}. Detta enligt sambandet

$$v_{it} = \theta_{it} + \delta_{Lit} + \delta_{Kit}, \tag{6: 20}$$

där $\delta_{Lit} = (1 - \beta_{it})(\dot{L}_{it}/L_{it})$

$\delta_{Kit} = \beta_{it}(\dot{K}_{it}/K_{it})$

$\dot{L}_{it} = L_{it} - L_{i(t-1)}$

$\dot{K}_{it} = K_{it} - K_{i(t-1)}$.

β_{it} och θ_{it} beräknas på grundval av ekvationerna (6: 4) och (6: 6).

Slutligen vägs v_{it}, θ_{it}, δ_{Lit} och δ_{Kit} samman över branscherna med branschernas produktionsandelar, vilket ger

$$v_t = \sum_{i=1}^{13} w_{i(t-1)} v_{it} \tag{6: 21}$$

$$\theta_t = \sum_{i=1}^{13} w_{i(t-1)} \theta_{it} \tag{6: 22}$$

$$\delta_{Lt} = \sum_{i=1}^{13} w_{i(t-1)} \delta_{Lit} \tag{6: 23}$$

$$\delta_{Kt} = \sum_{i=1}^{13} w_{i(t-1)} \delta_{Kit}, \tag{6: 24}$$

där $w_{i(t-1)} = Q_{i(t-1)}/Q_{t-1}$ och där $Q_{i(t-1)}$ är den »resursstandardiserade» produktionsvolymen år $(t-1)$ för bransch i, som fås genom insättning av L_{it} och K_{it} i produktionsfunktionerna. Q_{t-1} = produktionsvolymen för industrin totalt.

Skillnaden mellan den faktiska tillväxttakten i industrins produktionsvolym och den på detta sätt beräknade produktionstillväxttakten (med oförändrade relativa resursandelar för varje bransch) avser således att visa den produktionsökning som kan hänföras till att de relativa insatserna av arbetskraft och kapital ändrats mellan branscherna. I tabell 6: 4 redovisas resultaten av här gjorda beräkningar.

Av tabellen framgår att den faktiska produktionstillväxten klart överstiger den korrigerade och att denna skillnad beror på en olika snabb totalproduktivitetsökning.

Tabell 6: 4. *Faktiska respektive korrigerade tillväxttakter för produktion, totalproduktivitet m. m. för hela industrin 1950–74*

Procent per år

	Produktionsvolym			Bidrag från totalproduktivitet			arbetskraft			utnyttjat kapital		
	F	K	D	F	K	D	F	K	D	F	K	D
1950–60	5,16	4,07	1,09	3,79	2,59	1,20	−0,43	−0,45	0,02	1,80	1,93	−0,13
1961–70	5,20	4,14	1,05	3,86	2,61	1,24	−0,22	−0,20	−0,02	1,56	1,73	−0,17
1971–74	4,62	3,41	1,21	3,95	2,63	1,32	−0,54	−0,52	−0,02	1,21	1,30	−0,09

Anm.: F = faktisk förändringstakt. K = motsvarande beräknad förändringstakt. D = F − K = variabelns resursomflyttningseffekt.

Procentuellt är avvikelsen i produktivitetens tillväxttakt ännu större. Differensen mellan faktiska och korrigerade värden på denna dividerad med den faktiska tillväxttakten uppgår genomsnittligt för de tre delperioderna till 32 %. Denna differens synes i huvudsak ha uppkommit på grund av en stark samvariation mellan totalproduktivitetsstegringstakten och de faktiska ökningarna av faktorsinsatserna inom några få branscher. T. ex. redovisar järn- och stålverken förändringstal för totalproduktivitet och faktorinsatser, som ligger avsevärt över industrigenomsnittet, medan motsvarande förändringstal inom skyddad livsmedelsindustri samt dryckesvaru- och tobaksindustri hamnar en bra bit under genomsnittet.[1]

Andra undersökningar visar också att strukturomvandlingseffekterna kan vara av stor betydelse. Massel [1961] har skattat dessa effekter för 19 branscher inom tillverkningsindustrin i USA under perioden 1946–57. Han fann att så mycket som 0,9 procentenheter av en årlig total produktivitetsökning med 2,8 % kunde hänföras till förändringar i de relativa insatserna av arbetskraft och realkapital mellan branscherna. Detta ger ett bidrag på 32 % av den faktiska totalproduktivitetsökningen, vilket exakt överensstämmer med den siffra vi framräknat.

Vidare kan nämnas Denisons [1967] och Åbergs [1969] kalkyler över hur arbetsproduktivitetens ökningstakt påverkats av att arbetskraft flyttat över från jordbruk till industri. Enligt deras beräkningar bidrog denna överflyttning av arbetskraften med omkring 13 % av den totala arbetsproduktivitetsstegringen under perioden 1950–62 respektive 10 % 1946–65. Beräkningar av samma slag har nyligen utförts i LU 75. Man fann då för perioderna 1960–65, 1965–70 och 1970–75 att inte mer än 0,6, 5,5 respektive 2,5 % av hela industrins arbetsproduktivitetsökning kunde tillskrivas förskjutningar i arbetskraftsinsatsen mellan branscherna. Dessa små procenttal antyder

[1] Det bör observeras att våra beräkningar ej fångar upp alla överflyttningseffekter. Hade man exempelvis utgått från en mer finfördelad branschindelning, som svarat mot 4-ställiga SNI-nummer, hade troligtvis en större del av produktionsökningen kunnat hänföras till resursöverflyttningar. Man kan naturligtvis driva disaggregeringen ännu längre så att slutligen de enskilda företagen blir observationsenheter. Endast den totalproduktivitetsstegring som då fås genom sammanvägning av de olika företagens produktivitetstillväxttakter skulle kunna tolkas som uttryck för den renodlade effekten av innovationsverksamheten inom industrin. Resten av industrins totalproduktivitetsökning skulle vara orsakad av förändringar i resursinsatserna företagen sinsemellan.

att det i huvudsak varit kapitalets rörlighet som åstadkommit strukturomvandlingseffekten inom den svenska industrin.

Det är ej osannolikt att totalproduktiviteten samvarierar med arbetslön och kapitalavkastning och att därför branscher med hög totalproduktivitet kan väntas dra till sig arbetskrafts- och kapitalresurser från lågproduktiva branscher. Det sagda innebär att förändringar i de relativa faktorinsatserna inom olika branscher är uttryck för en dynamisk anpassningsprocess, där spridningen i branschernas totalproduktivitet ger en uppfattning om de krafter som medverkat till resursomflyttningen. Minskar exempelvis produktivitetsspridningen är det tecken på minskade incitament till fortsatta faktorrörelser mellan branscherna.

Hur spridningen i totalproduktiviteten ändras över tiden är av intresse också av det skälet att existerande produktivitetsskillnader kan ses som mått på det potentiella strukturomvandlingsutrymmet, dvs. på den produktionsökning som skulle kunna åstadkommas genom enbart en förändring i branschernas relativa faktorinsatser. Givetvis kan inte en sådan resursomfördelning ske omedelbart utan den skulle förmodligen behöva ta lång tid i anspråk för att inte orsaka betydande anpassningskostnader. Vidare är det troligt att de branschvisa skillnaderna i produktiviteten till stor del beror på kvalitetsskillnader hos arbetskrafts- och kapitalresurserna, som inte fångas upp i våra mått på dessa produktionsfaktorer.

Ett försök har gjorts att ta reda på om teknikutvecklingen inom branscherna resulterat i en ökning eller minskning av skillnaden mellan deras totalproduktiviteter. Det är då nödvändigt att finna en operationell definition på totalproduktiviteten, vilket emellertid inte varit möjligt med vår produktionsfunktion. Därför har i stället konstruerats ett totalproduktivitetsmått, $z = Q/(K^{\beta} \cdot L^{1-\beta})$, dvs. kvoten mellan faktisk produktionsvolym och den geometriskt vägda summan av produktionsfaktorerna kapital och arbetskraft, där β och $(1-\beta)$ är dessa faktorers produktionselasticiteter skattade enligt sambandet (6: 4). Spridningen mellan branschernas totalproduktiviteter mäts med variansen $\sigma^2(z)$ beräknad på grundval av z-värdena för våra 13 branscher. För att korrigera för den ökning som skett i branschernas totalproduktiviteter 1950–73 har använts den relativa variansen $\sigma^2(z)/\bar{z}^2$, där $\bar{z}$ är industrigenomsnittets värde på z.

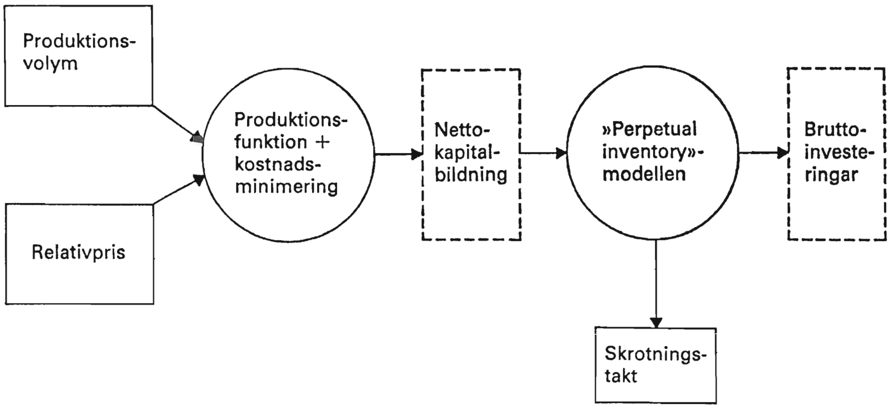
Ett F-test har ansetts vara lämpligt och testvariabel är kvoten mellan denna relativvarians vid slutet och början av analysperioden, dvs. för 1950 respektive 1973. Värdet på denna F-kvot blev 0,5186. Med hänsyn till att frihetsgraderna i nämnda F-kvots täljare respektive nämnare är $12(=13-1)$ branschobservationer visade sig F-kvotsvärdet vara signifikant skilt från 1 på 10% nivå.[1] Detta testresultat tolkas så att det teknologiska gapet mellan branscherna, uttryckt med skillnaderna i deras totalproduktiviteter, har krympt mellan 1950 och 1973. Utrymmet för fortsatta produktivitetshöjningar via omallokering av resurserna skulle således ha minskat.

6.4 *Produktionstillväxt och investeringar*

I det fortsatta arbetet med IUI:s ekonometriska modell är avsikten att knyta ihop produktion och kapitalbildning med hjälp av framskrivna skattade produktionsfunk-

[1] Värdet 0,5186 överstiger knappt signifikansgränsen på 5% nivå.

Figur 6: 2. *Samband mellan produktionstillväxt och bruttoinvesteringar*



Exogena variabler inom heldragna linjer.
Endogena variabler inom streckade linjer.

tioner. Som en förstudie till detta arbete har vi gjort en fristående undersökning av det samband mellan produktion och investeringar som impliceras av de produktionsfunktionsskattningar som presenterats här. För att kunna få en uppfattning om resultatens rimlighet har vi relaterat undersökningen till långtidsbedömningens båda huvudalternativ.

Med utgångspunkt i LB-alternativens branschvisa produktionsutveckling och den utveckling av relativpriserna för arbete och kapital som ligger i linje med den finansiella kalkylen har vi med hjälp av de skattade produktionsfunktionerna och antagandet om kostnadsminimering beräknat nettoförändringar i branschernas kapitalstockar. Bruttoinvesteringarna fås sedan med hjälp av de avskrivningstakter SCB arbetat med vid framtagningen av kapitalstocksserierna.

En schematisk bild av beräkningsgången ges i figur 6: 2. Innan resultaten presenteras skall vi beskriva de olika delarna i den submodell som ges av figuren.

6.4.1 **Nettokapitalbildningen**

Som framgår av figuren ansätter vi produktionsvolym och relativpris exogent. Om vi liksom tidigare antar att företagen minimerar sina kostnader får vi den kapitalstock (K) och den arbetsinsats (L), som hör till en given produktion, ur lösningen av följande minimeringsproblem:

minimera $C = w \cdot L + r \cdot K$

under restriktionen $Q = Ae^{\gamma t}K^{\alpha}(L - bKe^{\lambda_3 t})^{1-\alpha}$.[1] (6: 25)

Lösningen ges av

$$K = Q \cdot B \qquad (6{:}\ 26)$$

$$L = Q \cdot [(A\, e^{\gamma t}B^{\alpha})^{-1/(1-\alpha)} + bBe^{\lambda_3 t}], \qquad (6{:}\ 27)$$

[1] Q i (6: 25) är ett alternativt sätt att skriva (6: 1), där $\gamma = \alpha \cdot \lambda_1 + (1-\alpha) \cdot \lambda_2$ och $\lambda_3 = \lambda_1 - \lambda_2$.

Tabell 6: 5. *Produktion och investeringar 1974–80 i industribranscherna*

Procentuell årlig tillväxt

Bransch	Produktion		Bruttoinvesteringar			
			O-alt.		I-alt.	
	O-alt.	I-alt.	Produktionsfunktionsberäknade	IUI:s bedömning	Produktionsfunktionsberäknade	IUI:s bedömning
Skyddad livsmedelsindustri	3,9	5,0	5,6	7,6	6,8	9,5
Konkurrensutsatt livsmedelsindustri	1,5	2,0	7,2	0,6	7,6	5,0
Dryckesvaru- och tobaksindustri	1,1	1,6	0,5	−4,0	1,2	0
Textil- och beklädnadsindustri	−0,9	1,1	1,4	−8,2	3,2	−5,6
Trä-, massa- och pappersindustri	−2,6	0,1	−2,1	−3,0	−0,3	−1,5
Grafisk industri	4,6	5,6	3,0	−1,5	4,2	4,6
Gummivaruindustri	2,7	2,9	11,5	−5,4	11,7	0
Kemisk industri	2,0	3,5	2,6	−1,5	4,4	0
Petroleum- och kolindustri	5,8	7,3	12,1	6,6	13,6	10,1
Jord- och stenindustri	4,4	4,7	4,0	5,2	4,3	7,6
Järn-, stål- och metallverk	8,0	9,6	6,2	20,0	7,7	24,5
Verkstadsindustri exkl. varv	5,1	6,6	3,2	4,5	5,2	5,9
Övrig tillverkningsindustri	4,9	6,5	7,6	−1,5	9,4	0

där $B = \frac{1}{Ae^{\gamma t}}\left[\left(\frac{1-\alpha}{\alpha}\right)\left(\frac{r}{w} + be^{\lambda_s t}\right)\right]^{\alpha-1}$.

Genom formel (6: 26) är kapitalstocken entydigt bestämd av produktionsvolymen (Q), relativpriset på kapital och arbete (r/w) samt produktionsfunktionens skattade parametrar. Med en ändring i Q eller (r/w) följer en bestämd förändring i K. Denna förändring representerar en nettokapitalbildning som i sin tur ger upphov till en nettoinvestering. Det återstår nu att etablera sambandet mellan denna storhet och bruttoinvesteringarna.

6.4.2 Bruttoinvesteringarna

Våra beräkningar av bruttoinvesteringarna har gjorts med samma metod som använts av SCB vid konstruktionen av kapitalstocksserien. En utförlig beskrivning av denna metod (perpetual-inventory-metoden) och dess tillämpning på svenska data återfinns i Cederblad [1971].

Utgångspunkten för vår användning av metoden är att skillnaden i nettokapitalet mellan år t och år $(t-1)$ ger nettoinvesteringen år t

$$I_{nt} = K_t - K_{t-1}. \qquad (6:28)$$

Bruttoinvesteringen fås som summan av nettoinvestering och avskrivning:

$$I_t = I_{nt} + A_t, \tag{6:29}$$

där avskrivningarna år t (A_t) bestäms med utgångspunkt från tidigare investeringar och beräknade överlevnadskoefficienter:

$$A_t = \sum_{\tau=1910}^{t-1} I_\tau (l_{t-\tau} - l_{(t-\tau)+1}), \tag{6:30}$$

där $I_\tau(\tau = 1910–74)$ samt $l_{t-\tau}$ har erhållits från SCB.

6.4.3 Resultat

Med den angivna metoden har vi för industribranscherna beräknat de bruttoinvesteringar som skulle följa med långtidsbedömningens båda huvudalternativ (O- och I-alternativen). Resultaten återges i form av tillväxttakter i tabell 6: 5. Som en jämförelse anges också i tabellen IUI:s bedömning av investeringsutvecklingen i de olika branscherna.

Vi skall inte ge oss in på en systematisk jämförelse mellan produktionsfunktionskalkylen och IUI:s bedömning, men det kan ha sitt intresse att peka på några av skälen till de avvikelser som finns mellan de båda kalkylerna. Den mest betydelsefulla enskilda avvikelsen återfinns i järn- och stålverken. IUI:s bedömning bygger här på en specialstudie, grundad bl. a. på de utbyggnadsplaner som finns inom branschen. Den mycket höga siffran i IUI:s bedömning är huvudsakligen avhängig av det tidigare planerade Stålverk 80. En stor del av dessa investeringar beräknades ge avkastning i form av produktion först under 1980-talet. Därmed skulle också det samband mellan produktion och investeringar brytas som ligger i produktionsfunktionskalkylerna, vilka ej ger utrymme för tidsfördröjningar.

För I-alternativet får överensstämmelsen mellan de båda kalkylerna betraktas som relativt god. Det kan vara värt att notera att avvikelsen för verkstadsindustrin ligger på endast 0,6 procentenheter. Den stora avvikelsen i totalsiffran förklaras nästan helt av siffrorna för järn- och stålverken. Skillnaden mellan I- och O-alternativen är påtagligt större i IUI-kalkylen än i produktionsfunktionsberäkningarna. Detta förklaras av att IUI har räknat med en lägre avskrivningstakt i O-alternativet än i I-alternativet, vilket taget för sig ger mindre bruttoinvesteringar.

Litteratur

Aukrust, O. & Bjerke, J., 1959, Real Capital and Economic Growth in Norway 1900–56. *Income and Wealth*, Series VIII.

Bard, Y., 1974, *Nonlinear Parameter Estimation.* Academic Press. New York and London.

Bodkin, R. G. & Klein, L. R., 1967, Nonlinear Estimation of Aggegate Production Functions, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 49, No. 1 1967.

Brown, M. & de Cani, J. S., 1963, Technological Change and the Distribution of Income. *International Economic Review*, Vol. 4, No. 3 1963.

Cederblad, C. O., 1971, Realkapital och avskrivning. Begreppsanalys. Mätmöjligheter i Sverige. *Urval*, nr 4. Skriftserie utgiven av statistiska centralbyrån. Stockholm.

David, P. A. & van de Klundert, Th., 1965, Biased Efficiency Growth and Capital Labour Substitution in the U.S. 1899–1960. *American Economic Review*, Vol. LV, No. 3 1965.

Denison, E. F., 1967, *Why Growth Rates Differ: Post-War Experience in Nine Western Countries*. Brookings Institution. Washington.

Douglas, P. H., 1948, Are There Laws of Production? *American Economic Review*, Vol. 38, 1948.

Ferguson, C. E., 1965, Time-Series Production Functions and Technological Progress in American Manufacturing Industry. *Journal of Political Economy*, Vol. LXXIII, No. 2 1965.

Färe, R. & Jansson, L., 1975, On VES and WDI Production Functions. *International Economic Review*, Vol. 16, No. 3 1975.

Hicks, J. R., 1935, *The Theory of Wages*. London.

Johnston, J., 1963, *Econometric Methods*. Tokyo.

Jungenfelt, K. G., 1966, *Löneandelen och den ekonomiska utvecklingen*. Industriens Utredningsinstitut. Stockholm.

Klein, L. R. & Preston, R. S., 1967, Some New Results in the Measurement of Capacity Utilization. *American Economic Review*, Vol. LVII, No. 1 1967.

Koopmans, T. C. & Hood, W. C., 1953, The Estimation of Simultaneous Economic Relationships. *Studies in Economic Methods*.

Lovell, K., 1968, Capacity Utilization and Production Function Estimation in Postwar American Manufacturing. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. LXXXII, No. 2 1968.

— 1973, Estimation and Production with CES and VES Production Functions. *International Economic Review*, Vol. 14, No. 3 1973.

Lundberg, L., 1971, Kalkyler av industrins bruttoinvesteringar 1971–1975, Appendix C i *Svensk industri under 70-talet med utblick mot 80-talet*. Industriens Utredningsinstitut. Stockholm.

Massel, B. F., 1961, A Disaggregated View of Technical Change. *Journal of Political Economy*, Vol. LXIX, No. 6 1961.

Niitamo, O., 1958, The Development of Productivity in Finnish Industry 1925–52. *Productivity Measurement Review*, No. 15 1958.

Revankar, N., 1971, Capital-Labour Substitution, Technological Change and Economic Growth: The U.S. Experience, 1929–1953. *Metroeconomica*, Vol. XXIII, May/August 1971.

Solow, R. M., 1957, Technical Change and the Aggregate Production Function. *Review of Economics and Statistics*, Vol. XXXIX, Aug. 1957.

Statistiska meddelanden N 1975: 98. Statistiska centralbyrån. Stockholm.

Walters, A., 1962, Economics of Scale in the Aggregate Production Function. *Discussion Paper A 29*. University of Birmingham.

Wolkowitz, B., 1969, *On Homothetic and Homogeneous Production Functions*. Paper presented at the Winter Meeting of the Econometric Society, Dec 1969. New York.

Åberg, Y., 1969, *Produktion och produktivitet i Sverige 1861–1965*. Industriens Utredningsinstitut. Stockholm.