

Produktivitetsudviklingen i dansk industri

Niels Lihn Jørgensen

Økonomisk Institut, Københavns Universitet

SUMMARY: The growth of productivity of the Danish manufacturing industry is analysed using a production function without substitution possibilities and with three parameters describing technological progress: (1) a capital embodied, labor augmenting vintage effect, (2) a capital embodied, capital augmenting vintage effect, and (3) a disembodied, labor augmenting year effect. According to the empirical results, the dominating effect in the technological progress is (1) and the model explains rather well the observed cycles in labor productivity. Furthermore, it is shown that the vintage effect has increased during the last twenty years.

I det følgende gengives hovedresultater fra en teoretisk og empirisk analyse af produktivitetsudviklingen i dansk industri, opdelt på ti brancher. Da der hverken foreligger tal for industriens kapitalbeholdning eller for kapitalapparatets udnyttelsesgrad, må modellen af produktionsprocessen baseres på antagelser, der gør det muligt at eliminere de nævnte variabler. Den fundamentale antagelse er her, at kapaciteten er fuldt udnyttet. Denne forudsætning er klart meget restriktiv, men den er nødvendig.

1. Den grundlæggende model

For hver industribranche opstilles en model, hvor produktionen (g_t) bestemmes af input af arbejdskraft (L_t) og kapital gennem en limitational produktionsproces. Limitationalitetsantagelsen er knyttet til årgange af kapital idet det antages, at der er et fast forhold mellem kapital af årgang u og den produktion, der produceres på denne kapital, og mellem input af arbejdskraft og den produktion, der produceres på kapital af årgang u . Tekniske fremskridt er indbygget i form af to årgangseffekter og én kalenderårseffekt. I hver periode er produktionen pr. kapitalenhed og produktionen pr. arbejdskraftenhed

Artiklen indeholder hovedresultaterne fra: Niels Lihn Jørgensen: »En produktivitsanalyse af industriens«, Københavns Universitets Økonomiske Instituts Cykelafdelings memoserie nr. 32, København, maj 1976. I dette memo findes de modeller og det talmateriale, der udgør grundlaget for artiklen.

Produktivitetsudviklingen i dansk industri

Niels Lihn Jørgensen

Økonomisk Institut, Københavns Universitet

SUMMARY: The growth of productivity of the Danish manufacturing industry is analysed using a production function without substitution possibilities and with three parameters describing technological progress: (1) a capital embodied, labor augmenting vintage effect, (2) a capital embodied, capital augmenting vintage effect, and (3) a disembodied, labor augmenting year effect. According to the empirical results, the dominating effect in the technological progress is (1) and the model explains rather well the observed cycles in labor productivity. Furthermore, it is shown that the vintage effect has increased during the last twenty years.

I det følgende gengives hovedresultater fra en teoretisk og empirisk analyse af produktivitetsudviklingen i dansk industri, opdelt på ti brancher. Da der hverken foreligger tal for industriens kapitalbeholdning eller for kapitalapparatets udnyttelsesgrad, må modellen af produktionsprocessen baseres på antagelser, der gør det muligt at eliminere de nævnte variabler. Den fundamentale antagelse er her, at kapaciteten er fuldt udnyttet. Denne forudsætning er klart meget restriktiv, men den er nødvendig.

1. Den grundlæggende model

For hver industribranche opstilles en model, hvor produktionen (g_t) bestemmes af input af arbejdskraft (L_t) og kapital gennem en limitational produktionsproces. Limitationalitetsantagelsen er knyttet til årgange af kapital idet det antages, at der er et fast forhold mellem kapital af årgang u og den produktion, der produceres på denne kapital, og mellem input af arbejdskraft og den produktion, der produceres på kapital af årgang u . Tekniske fremskridt er indbygget i form af to årgangseffekter og én kalenderårseffekt. I hver periode er produktionen pr. kapitalenhed og produktionen pr. arbejdskraftenhed

Artiklen indeholder hovedresultaterne fra: Niels Lihn Jørgensen: »En produktivitsanalyse af industriens«, Københavns Universitets Økonomiske Instituts Cykelafdelings memoserie nr. 32, København, maj 1976. I dette memo findes de modeller og det talmateriale, der udgør grundlaget for artiklen.

således henholdsvis $(1+c_K)$ og $(1+c)$ gange større for kapital af årgang u end for kapital af årgang $u-1$. Disse to årgangseffekter skyldes begge forbedringer i kapitalens kvalitet, som er indbygget i bruttoinvesteringerne. Kalenderårseffekten er knyttet til arbejdskraften, således at produktionen pr. arbejdskraftenhed er $(1+a)$ gange større i periode t end i periode $t-1$. Forøgelsen af arbejdskraftens kvalitet kan f.eks. skyldes bedre uddannelse. Ved slutningen af hver periode afskrives der på kapitalårgangene med en afskrivningskoefficient (d).

I relation til modellen opfattes produktionen som eksogen. En del af produktionen kan produceres på den kapital, der er overtaget fra den forudgående periode, men resten kræver ny kapital. Det betyder, at bruttoinvesteringerne og dermed den totale kapitalbeholdning bliver endogene variabler. Også den nødvendige indsats af arbejdskraft bestemmes endogent. Først skal modellen anvendes til at bestemme væksten i beskæftigelsen dels på langt sigt (afsnit 1.1) og dels på kort sigt (afsnit 1.2).

1.1. Langtidsmodel

Langtidsmodellen karakteriseres ved en antagelse om, at kapitalbeholdningen vokser jævnt, hvilket ofte giver en god beskrivelse af langtidstendensen – eller trenden – i en branche. Den jævne vækst i kapitalen fremkaldes af en jævn vækst i produktionen; herved fremkommer der også en jævn vækst i arbejdskraftforbruget. Idet vækstraterne for arbejdskraft og produktion benævnes henholdsvis r_L og r , kan langtidsmodellen reduceres til følgende relation¹:

$$(1+r_L) = \frac{(1+r)}{(1+a)(1+c)} \quad (1)$$

Vækstfaktoren $(1+r_L)$ for arbejdskraften afhænger således af vækstfaktoren $(1+r)$ for produktionen samt af kalenderårseffekten a og årgangseffekten c , som begge er knyttet til produktionen pr. arbejdskraftenhed. Det følger af (1), at vækstfaktoren for arbejdsproduktiviteten på langt sigt er lig med $(1+a)(1+c)$.

1.2. Korttidsmodel

I korttidsmodellen tænkes fortiden karakteriseret ved jævn vækst, som afbrydes i periode t ; også kapitalbeholdningen vokser derfor jævnt til og med

1. Det forudsættes her og i relation (2), at $((1+c)(1-d))/((1+c_K)(1+r_k))$, hvor r_k er vækstraten for kapitalen, er mindre end én.

periode $t-1$, således at det »gamle« kapitalapparat kan beskrives, som om det var fremkommet ved akkumulation langs trenden. Der kan anføres tre grunde til, at denne antagelse næppe er videre restriktiv. For det første har kapitalen lang levetid, og derfor stammer det »gamle« kapitalapparat fra år med forskellig konjunkturudvikling. For det andet kan man observere, at væksten er relativt jævn over lange tidsrum. For det tredje er konjunkturbevægelserne i den totale kapitalbeholdning små og kan betragtes som tilfældige udsving omkring langtidstendensen.

Først i periode t tænkes der at ske en afvigelse fra den jævne vækst i kapitalakkumulationen, og dette får betydning for udviklingen i arbejdsproduktiviteten. Hvis bruttoinvesteringerne i periode t f.eks. er større end svarende til trenden, får kapitalen en gunstig alderssammensætning, således at stigningen i arbejdsproduktiviteten bliver større end svarende til trenden $(1+a)(1+c)$.

Korttidsmodellen kan reduceres til følgende relation:

$$\frac{L_t}{L_{t-1}} = a(1-\beta)(1-d) + \alpha\beta \frac{g_t}{g_{t-1}} \quad (2)$$

hvor α og β er bestemt ved:

$$\alpha = \frac{1}{1+a} \quad (3)$$

$$\beta = \frac{\frac{(1+r)}{(1+c)} - (1-d)}{(1+r) - (1-d)} \quad (4)$$

Vækstfaktoren L_t/L_{t-1} for arbejdskraften på kort sigt afhænger af vækstfaktoren for produktionen på kort sigt, g_t/g_{t-1} , og langt sigt, $(1+r)$, afskrivningskoefficienten d , årgangseffekten c og kalenderårseffekten a . Produktionens fordeling på kapitalårgange og dermed indsatsen af arbejdskraft afhænger ikke af årgangseffekten c_K , som er knyttet til produktionen pr. kapitalenhed, hvorfor denne parameter ikke indgår i ovennævnte udtryk. Det ses af (2), at vækstfaktoren for arbejdskraften er en lineær funktion af vækstfaktoren for produktionen på kort sigt. Konstantleddet er lig med nul, hvis årgangseffekten er lig med nul. Ved multiplikation med den reciprokke vækstfaktor for produktionen fås vækstfaktoren for arbejdsproduktiviteten på kort sigt udtrykt som en funktion af vækstfaktoren for produktionen. Denne sammenhæng er illustreret grafisk i figur 1. Vækstfaktoren for arbejdsproduktiviteten er en voksende funk-

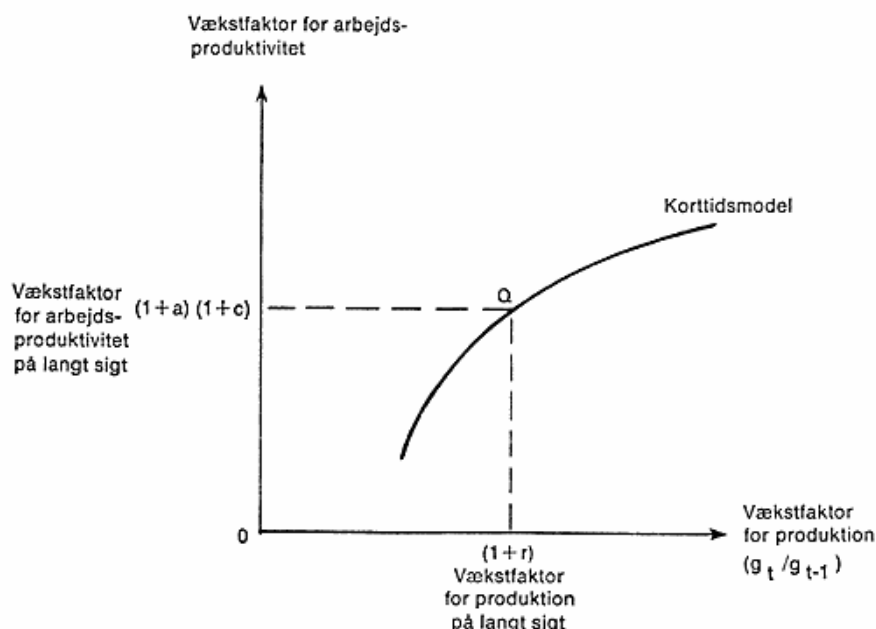


FIG. 1

tion af vækstfaktoren for produktionen, hvis årgangseffekten er positiv, og konstant, hvis årgangseffekten er lig med nul. Det er således årgangseffekten, der medfører konjunktursvingninger i arbejdsproduktiviteten. Punktet *Q* i figur 1 illustrerer vækstfaktoren for arbejdsproduktiviteten på langt sigt.

Eftersom korttidsmodellen har et ret kompliceret udseende, skal der nu gives en fortolkning af parameteren β . Relation (2) kan omformes til:

$$L_t = \frac{L_{t-1}}{g_{t-1}} a(1-d)g_{t-1} + \frac{L_{t-1}}{g_{t-1}} a\beta(g_t - (1-d)g_{t-1}) \quad (5)$$

Første led på højre side angiver beskæftigelsen på den »gamle« kapital, der er overtaget fra periode $t-1$, og andet led viser beskæftigelsen på kapital af årgang t . Endvidere er $(1-d)g_{t-1}$ henholdsvis $(g_t - (1-d)g_{t-1})$ den produktion, der fremstilles på »gammel« og »ny« kapital. Produktionen pr. beskæftiget er derfor β^{-1} gange større for »ny« end for »gammel« kapital. Den centrale idé i den efterfølgende empiriske analyse er netop at bestemme β , d.v.s. måle effektivitetsforskellen mellem »ny« og »gammel« kapital. Den grundlæggende teori er nu præsenteret, idet der dog i det følgende afsnit indbygges en lineær tidstrend i modellen.

2. Tidstrend

Relationerne (2) – (4) indeholder parametrene a , β og d , hvor a igen afhænger af kalenderårseffekten a , mens β afhænger af årgangseffekten c , afskrivningskoefficienten d og vækstfaktoren r for produktionen på langt sigt. Hvis a , c , d eller r ændrer sig gennem tiden, vil én eller begge afledte parametre afhænge af tiden. Derfor opstilles følgende model med en lineær tidstrend i β^2 :

$$\beta = \beta_1 + \beta_2 (t - t_0) \quad (6)$$

Her er β_1 , β_2 og t_0 konstanter. Ved indsættelse af (6) i (2) fås:

$$\frac{L_t}{L_{t-1}} = a(1 - \beta_1)(1 - d) + a\beta_1 \frac{g_t}{g_{t-1}} + a\beta_2(t - t_0) \left(\frac{g_t}{g_{t-1}} - (1 - d) \right) \quad (7)$$

I dette udtryk er vækstfaktoren for arbejdskraften en lineær funktion af vækstfaktoren for produktionen og et multiplikativt trendled. Hvis afskrivningskoefficienten er kendt, kan modellen estimeres ved regressionsanalyse, og det ses, at parametrene a , β_1 og β_2 kan identificeres.

3. Statistisk grundlag og beregningsresultater

Analysen er gennemført for ti industribrancher samt for hele industrien. Her skal alene anføres resultater for tre brancher, nemlig tekstilindustri, papir- og grafisk industri samt jern- og metalindustri, idet resultaterne for disse tre sektorer er repræsentative for de øvrige brancher. Der anvendes tal for perioden 1948/49–1969/70, hvilket giver 22 observationer. Størrelsen t angiver kalenderåret, og t_0 er lig med midteråret 1959/60. Arbejdskraften defineres som summen af indehavere, funktionærer og arbejdere omregnet til arbejdstimer, idet det for alle grupper gælder, at antal arbejdstimer pr. arbejder anvendes som mål for den årlige arbejdstid. Som mål for produktionen anvendes produktionsindeks for industrien. Alle de nævnte tal stammer fra den industrielle produktionsstatistik og industristatistikken. Afskrivningskoefficienterne er skønnede værdier og er behæftet med stor usikkerhed.

Da opgørelsesmåden for antal indehavere, funktionærer og arbejdere ændres såvel i 1953 som i 1960, er der medtaget to dummy-variable i alle estimationer. Den første antager værdien én i 1952/53; den anden antager værdien én i 1959/60; i de øvrige år antager de værdien nul.

Relation (7) er estimeret for ti industribrancher samt for hele industrien.

2. En empirisk analyse viser, at denne model må foretrækkes fremfor andre modeller med en eller flere tidstrend(s).

TABEL 1. *Estimation af model.*

	Tekstil- industri	Papir- og grafisk industri	Jern- og metal- industri
Gns. vækstrate for beskæftigelsen (%)	-1,8	1,8	2,7
Gns. vækstrate for produktionen (%)	4,4	4,6	7,5
Beregnet koefficient og standardafvigelse til:			
konstantled	0,377 (0,056)	0,537 (0,114)	0,290 (0,086)
vækstfaktor for produktion	0,578 (0,053)	0,459 (0,109)	0,682 (0,080)
trendled	-0,027 (0,005)	-0,045 (0,007)	-0,018 (0,006)
R ²	0,93	0,80	0,86
DW-værdi	1,8	1,6	1,9
Regressionsspredning	0,018	0,020	0,023

TABEL 2. *Parametre i 1959/60.*

	Reciprok kalender- årseffekt	Effektivitet af »gammel« kapital i forhold til »ny« kapital
	α	β_1
Tekstilindustri	0,975	0,594
Papir- og grafisk industri	1,024	0,449
Jern- og metalindustri	0,987	0,691

TABEL 3. *Kalenderårs- og årgangseffekt i 1959/60 (procent).*

	Kalender- årseffekt	Årgangs- effekt
	a	c
Tekstilindustri	2,6	3,6
Papir- og grafisk industri	-2,3	5,2
Jern- og metalindustri	1,3	3,6

Resultaterne for de tre repræsentative sektorer er vist i tabel 1. Konstantledet er i alle elleve estimationer signifikant forskellig fra nul. Som anført i afsnit 1.2 kan det derfor konkluderes, at *årgangseffekten er signifikant positiv*. Endvidere er koefficienten til trendleddet altid negativ og signifikant forskellig fra nul. Disse resultater vil blive anvendt og fortolket i det følgende.

Kalenderårs- og årgangseffekten kan lettest beregnes i midteråret 1959/60, hvor trendleddet er lig med nul. Først beregnes ud fra tabel 1 de afledte parametre a og β_1 ; resultaterne er vist i tabel 2. Estimerne for β_1 viser, at den »nye« kapital er dobbelt så effektiv som den »gamle«. Kalenderårs- og årgangseffekten beregnes herefter ved anvendelse af relationerne (3) og (4). Resultaterne er vist i tabel 3, idet vækstraten for produktionen på langt sigt er sat lig med den gennemsnitlige vækstrate i estimationsperioden.

Ved samme metode bestemmes kalenderårs- og årgangseffekten for de øvrige brancher. Kalenderårseffekten bør være positiv, men i estimationerne er dette kun opfyldt for fire brancher samt for hele industrien. Dette tyder på, at korttidsmodellen er mangelfuldt specificeret. Såfremt fejlspecifikationen består i, at der er udeladt en eller flere variabler, som påvirker arbejdskraftforbruget på kort sigt, giver regressionsanalysen skæve parameterskøn. Alternativt søges parametrene derfor estimeret ved anvendelse af langtidsmodellen i afsnit 1.1.

4. Beregning af årgangseffekt

I langtidsmodellen (1) indgår størrelserne $(1+a)$ og $(1+c)$ multiplikativt. Det er derfor umuligt at identificere både kalenderårs- og årgangseffekten. Resultaterne for korttidsmodellen tyder på, at der forekommer en årgangseffekt. I estimationerne antager kalenderårseffekten derimod både positive og negative værdier, så det er sandsynligt, at den ikke forekommer. *Antages det, at kalenderårseffekten er lig med nul*, kan årgangseffekten i 1959/60, d.v.s. i estimationsperiodens midte, beregnes ved anvendelse af relation (1). Resultaterne er vist i tabel 4, idet vækstraten for henholdsvis produktion og arbejdskraft på langt sigt er sat lig med de gennemsnitlige vækstrater i estimationsperioden. Parameteren β_1^* – og dermed korttidsmodellen (2)* – kan nu estimeres ved at indsætte årgangseffekten i 1959/60 i (4).

Det er ovenfor påpeget, at regressionsanalysens parameterskøn formentlig er skæve som følge af udeladte variabler. Virkningen af de udeladte variabler er altså opfanget via de estimerede parametre og kan undersøges ved at trække den netop estimerede korttidsmodel (2)*, hvis koefficienter kun afspejler de i modellen medtagne forklaringsfaktorer, fra den ved regressionsanalyse esti-

TABEL 4. *Årgangseffekt i 1959/60 (procent).*

Nærings- og nydelsesmiddelindustri	4,3
Tekstilindustri	6,3
Fodtøjs- og beklædningsindustri	4,7
Træ- og møbelindustri	3,0
Papir- og grafisk industri	2,8
Kemisk industri m. m.	6,0
Sten-, ler- og glasindustri	4,3
Jern- og metalindustri	4,7
Transportmiddelindustri	3,2
Læder- og anden industri	2,8
<i>Hele industrien</i>	4,6

merede relation (7), idet der indtil videre ses bort fra trendleddet. Derved fås residualen:

$$R_t = (a\beta_1 - \beta_1^*) \left(\frac{g_t}{g_{t-1}} - v \right) \quad (8)$$

hvor:

$$v = \frac{[(1 - \beta_1^*) - \alpha(1 - \beta_1)] (1 - d)}{a\beta_1 - \beta_1^*} \quad (9)$$

Det ses, at residualen er lig med nul, hvis vækstfaktoren for produktionen er lig med v .

De ovenfor nævnte relationer er illustreret grafisk i figur 2, og parametrene i residualen (8) er for de tre repræsentative sektorer vist i tabel 5. Figuren viser residualens fortegn i tekstilindustrien; i papir- og grafisk industri skal der »byttes om« på de to linier i figuren, og i jern- og metalindustri er de to linier på det nærmeste sammenfaldende.

TABEL 5. *Parametre i residual.*

	$a\beta_1 - \beta_1^*$	v
A. Jern- og metalindustri	0,075	1,120 ^(a)
B. Papir- og grafisk industri	-0,239	1,046
C. Tekstilindustri	0,259	1,046

NOTE: ^(a) Dette tal er behæftet med stor usikkerhed, fordi den numeriske værdi af størrelsen $(a\beta_1 - \beta_1^*)$ er meget lille.

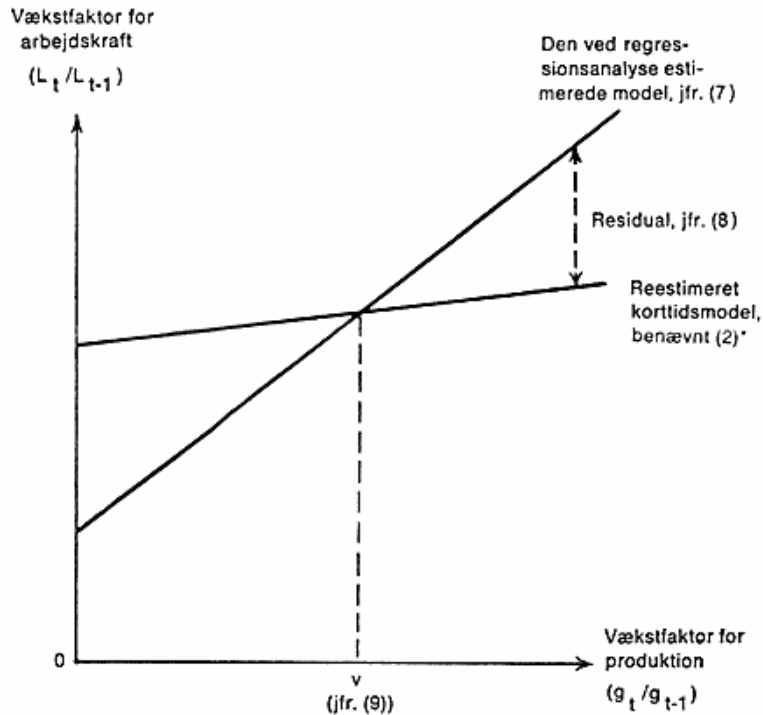


FIG. 2

Ovenstående analyse er gennemført for alle brancher og for hele industrien. Sektorerne er opdelt i tre grupper, A, B og C, og hver gruppe er repræsenteret ved en branche i tabel 5. Træ- og møbelindustri, sten-, ler- og glasindustri samt hele industrien udviser lignende resultater som jern- og metalindustri (gruppe A), idet model (2)* og den ved regressionsanalyse estimerede relation (7) på det nærmeste er sammenfaldende. I de resterende brancher er størrelse $(v-1)$ omtrent lig med den gennemsnitlige vækstrate for produktionen i estimationsperioden. I nærings- og nydelsesmiddelindustri, kemisk industri, transportmiddelindustri og læder- og anden industri gælder samme konklusion som i papir- og grafisk industri (gruppe B), idet model (2)* giver større vækst i beskæftigelsen end relation (7), når vækstraten for produktionen er større end gennemsnittet for estimationsperioden, d.v.s. når der er konjunkturopgang, og mindre vækst, når vækstraten for produktionen er mindre end gennemsnittet, d.v.s. når der er konjunkturedgang. De nævnte brancher, som alle har en langtidstendens til voksende beskæftigelse, dæmper således – sammenlignet med model (2)* – konjunkturbevægelserne i arbejdskraftens størrelse. De resterende to brancher, fodtøjs- og beklædningsindustri

og tekstilindustri (gruppe C), som begge har en langtidstendens til aftagende beskæftigelse, forstærker derimod konjunkturbevægelserne i forhold til model (2)*. De ovenfor beskrevne forskelle mellem model (2)* og den ved regressionsanalyse estimerede relation (7) skal formentlig forklares ved, at modellen ikke tager hensyn til manglende tilpasning af produktionsfaktorerne som følge af »trægheder« eller tilpasningsomkostninger.

5. Beregning af tidstrend i årgangseffekt

Vi har hidtil betragtet midteråret 1959/60, men vil nu inddrage tidstrenden i analysen. Som tidligere nævnt er der i flere brancher stor overensstemmelse mellem model (2)* og den ved regressionsanalyse estimerede relation (7), når der ses bort fra trendleddet, jfr. gruppe A ovenfor. Det antages nu – for alle sektorer –, at denne overensstemmelse også gælder for trendleddet, altså at den ved regressionsanalyse estimerede koefficient til trendleddet kan forklares ud fra modellen, d.v.s. som en trend β_2^* .

Det følger af afsnit 3, at trenden β_2^* er negativ, og dette kan ifølge (4) være forårsaget af en aftagende afskrivningskoefficient, en aftagende vækstrate for produktionen på langt sigt eller en voksende årgangseffekt³. A priori må det antages, at afskrivningskoefficienten har været voksende, og af datamaterialet fremgår, at vækstraten for produktionen har været konstant eller voksende (eneste undtagelse er transportmiddelindustri). Den eneste forklaring på den negative trend er således en *voksende årgangseffekt*. Da udtrykket (4)

TABEL 6. Årlig absolut ændring i årgangseffekten (promille).

Nærings- og nydelsesmiddelindustri	2
Tekstilindustri	3
Fodtøjs- og beklædningsindustri	2
Træ- og møbelindustri	4
Papir- og grafisk industri	4
Kemisk industri m. m.	3
Sten-, ler- og glasindustri	3
Jern- og metalindustri	2
Transportmiddelindustri	2
Læder- og anden industri	1
Hele industrien	2

3. Denne og de efterfølgende betragtninger gælder kun med en vis tilnærmelse, idet ligning (4) kun er opfyldt, hvis afskrivningskoefficienten, vækstraten for produktionen og årgangseffekten er konstante gennem tiden; mens konklusionerne vil – kvalitativt set – være korrekte.

endvidere er betydelig mere følsomt over for ændringer i årgangseffekten end over for ændringer i afskrivningskoefficienten og vækstraten for produktionen, vil størrelsen af trenden alene blive forklaret ved en trend i årgangseffekten.

Årgangseffekten bestemmes ved anvendelse af (6) og (4) for et vilkårligt år. På denne måde kan den årlige ændring i årgangseffekten beregnes for alle brancher og for hele industrien. Resultaterne er vist i tabel 6. Det understreges, at trendens størrelse er behæftet med stor usikkerhed. Trenden er et mål for accelerationen i den tekniske udvikling. Den kan skyldes strukturelle forhold i brancherne – f.eks. at virksomheder, som har en stor årgangseffekt, ekspanderer hurtigere end gennemsnittet.

6. Konklusion

Det kan konkluderes, at de tekniske innovationer i industrien kan beskrives ved en årgangseffekt, som kan forklare konjunktursvingningerne i arbejdsproduktiviteten i hele industrien samt i tre brancher. I de resterende syv brancher er der ikke fuldstændig overensstemmelse mellem modellen og de observerede data. Fem brancher, som alle har en langtidstendens til voksende beskæftigelse, dæmper – sammenlignet med modellen – konjunkturbevægelserne i arbejdskraftens størrelse, mens to brancher, som begge har en langtidstendens til aftagende beskæftigelse, forstærker konjunkturbevægelserne.

Årgangseffekten er beregnet, og det er vist, at den har været voksende i efterkrigstiden; der har altså været en accelerende teknisk udvikling. For hele industrien var årgangseffekten i 1959/60 på ca. 5 pct. Nærings- og nydelsesmiddelindustri, fodtøjs- og beklædningsindustri, sten-, ler- og glasindustri og jern- og metalindustri havde en årgangseffekt på 4-5 pct. Tekstilindustri og kemisk industri var brancher med en stor årgangseffekt på 6 pct., mens træ- og møbelindustri, papir- og grafisk industri, transportmiddelindustri og læder- og anden industri havde en lille årgangseffekt på ca. 3 pct. Årgangseffekten for industrien er typisk vokset med 2-3 pr. pr. år; noget mindre i læder- og anden industri og noget mere i træ- og møbelindustri og papir- og grafisk industri.