

BILAGA 2

Produktivitet och kapitalmängd inom den svenska industrin under efterkrigstiden

Av fil. lic. Karl G. Jungenfeldt

I följande uppsats redovisas några resultat som erhållits vid ett försök att fastställa sambandet i form av en produktionsfunktion mellan å ena sidan den utnyttjade mängden av kapital och arbetskraft och å andra sidan det erhållna produktionsresultatet. Då statistiska uppgifter om den i produktionen använda kapitalvolymen förekommer mycket sparsamt, har det varit nödvändigt att begränsa undersökningen till att omfatta endast utvecklingen inom industrin under efterkrigstiden.

Undersökningens uppläggning är i stor utsträckning konventionell och den bygger på i grunden samma principer som använts vid analys av den norska och amerikanska utvecklingen.¹ Vi har därför kunnat göra en del jämförelser med dessa resultat.

Med hänsyn till den delvis starkt kritiska diskussion som förts angående själva metodiken vid uppskattning av

produktionsfunktioner, hade det naturligtvis varit önskvärt med en mer allmän genomgång av dessa problem. Av utrymmesskäl har det dock varit nödvändigt att på denna punkt begränsa redogörelsen till frågor som har ett direkt och påtagligt samband med de empiriska resultaten i undersökningen.

Redogörelsen har disponerats så att först redovisas de två modeller, som ligger till grund för beräkningarna, och vidare ges en kortfattad beskrivning av det statistiska material som utnyttjats. Därefter redovisas i tre olika avsnitt undersökningens resultat. I tur och ordning behandlar dessa »kapitalets betydelse för produktivitetens utvecklingen», »teknikfaktorn» och en aspekt på allokeringens problematiken. Den avslutande sammanfattningen har delvis utformats som en jämförelse mellan utvecklingen i Sverige och några andra länder.

A. Två undersökningsmetoder

Beräkningarna har utförts efter två skilda principer. Båda har dock i det utförande som använts här en och samma utgångspunkt, nämligen en linjärt homogen produktionsfunktion av Cobb-Douglas' typ med trendfaktor², d. v. s.

$$1) \quad Q_t = C \cdot L_t^\beta \cdot K_t^\alpha \cdot e^{\lambda t};$$

där Q_t betecknar produktionsvolym (va-

¹ O. Aukrust o. J. Bjerke, Realkapital og Økonomisk vekst 1900—1956, Artikler fra Statistisk Sentralbyrå nr 4, Oslo 1958, R.M. Solow, Technical Change and the Aggregate Production Function, The Review of Economics and Statistics, August 1957.

² Förutsättningen om linjär homogenitet är nödvändig för den andra av de två nedan relaterade modellerna. För att möjliggöra jämförelser mellan resultaten har detta villkor lagts även på beräkningarna enligt den förstnämnda metoden.

lue added) samt L_t och K_t utnyttjad volym arbetskraft respektive kapital, vid tidpunkten t . Bokstäverna C , α , β och λ betecknar de parametrar, vars numeriska värden skall bestämmas i analysen.

Deriveras (1) partiellt med avseende på L , K och t erhålles efter omflyttning

$$(2) \quad \frac{\delta Q}{\delta L} \cdot \frac{L}{Q} = \beta;$$

$$(3) \quad \frac{\delta Q}{\delta K} \cdot \frac{K}{Q} = \alpha;$$

$$(4) \quad \frac{\delta Q}{Q \delta t} = \lambda;$$

Av (2) och (3) framgår det välkända förhållandet att α och β helt enkelt är produktionens elasticitet med avseende på förändringar i den utnyttjade mängden av produktionsfaktorer, medan enligt (4) λ utgör ett mått på produktionsfunktionens relativa förskjutning genom tiden. Denna senare faktor har som bekant kallats för »teknisk utvecklingsfaktor».

Eftersom produktionsfunktionen antagits vara linjärt homogen, $(\alpha + \beta) = 1$, kan (1) ovan skrivas

$$(5) \quad q_t = C \cdot k_t^\alpha \cdot e^{\lambda \cdot t};$$

där $q_t = Q_t/L_t$ och $k_t = K_t/L_t$. För korthets skull har dessa båda storheter i det följande benämnts produktivitet (q_t) resp. kapitalintensitet (k_t). Vid beräkningarna har vidare två olika metoder — den direkta regressionsmetoden och fördelningsmetoden — använts för att uppskatta funktionens parametervärden. Vi har då utgått från ovanstående variant av funktionen (1).

A 1. Regressionsmetoden

Logaritmeras ekv. (5), erhålles

$$(6) \quad \log q_t = \log C + \alpha \log k_t + \lambda \cdot t;$$

Det numeriska värdet på parametrarna $\log C$, α och λ bestämmas här med hjälp

av multipel, linjär regression av $\log q_t$ på $\log k_t$ och t .

A 2. Fördelningsmetoden

Om produktionsfaktorerna avlönas efter sina respektive marginella produktiviteter så skall (real)-räntan, r , vara lika med

$$(7) \quad r = \frac{\delta Q}{\delta K};$$

Kapitalinkomstens relativa andel av förädlingsvärdet (a) blir då

$$(8) \quad a = \frac{r \cdot K}{Q} = \frac{\frac{\delta Q}{\delta K} \cdot K}{Q} = \frac{\delta Q}{\delta K} \cdot \frac{K}{Q} = \alpha;$$

Därest (7) är uppfyllt skall således kapitalets andel av förädlingsvärdet vara lika med produktionens elasticitet med avseende på förändringar i kapitalvolymen.

De relativa fördelningsandelarna har dock som bekant en viss tendens till cyklisk variation, vilket knappast kan tolkas som ett uttryck för att elasticiteten α skulle variera med konjunkturförloppet. Vi får därför förutsätta att likheterna (7) och (8) ovan endast är uppfyllda på lång sikt, medan avvikelser kan föreligga för varje enskilt år. Om vi i produktionsfunktionen ersätter α med α_t gäller således sambandet (5) endast approximativt.¹ För den skull har vi här tillsvidare utbytt $e^{\lambda \cdot t}$ mot A_t . Denna storhet förutsättes ha den egenskapen att produktionssambandet alltid uppfylles exakt, d. v. s. att

$$(9) \quad q_t = C \cdot k_t^{\alpha_t} \cdot A_t;$$

A_t utgör således den årliga approximationen för $e^{\lambda \cdot t}$. Eftersom $e^{\lambda \cdot 0} = 1,0$ måste A_0 sättas lika med 1,0.

¹ För enkelhets skull förutsätter vi här att det material vi disponerar för varje år uppfyller ekv. (5) exakt. Vi bortser således från andra ofullkomligheter än de, som kommer av att likheterna (7) och (8) ej är uppfyllda.

Differentieras (5) med avseende på t erhålles efter omflyttning

$$(10) \quad \lambda = \frac{dq_t}{q_t \cdot dt} - \alpha \cdot \frac{dk_t}{k_t \cdot dt};$$

vilket vid ekvationen (9) motsvaras av

$$(11) \quad \frac{\Delta A_t}{A_{t-1}} = \frac{\Delta q_t}{q_{t-1}} - a_t \cdot \frac{\Delta k_t}{k_{t-1}}$$

Med ledning av de årliga relativa förändringarna i produktiviteten ($\Delta q_t/q_{t-1} = q_t - q_{t-1}/q_{t-1}$) och kapitalintensiteten ($\Delta k_t/k_{t-1} = k_t - k_{t-1}/k_{t-1}$) samt kapitalets andel av förädlingsvärdet (a_t) kan vi således enligt denna relation beräkna den under ett visst år inträffade trendmässiga förskjutningen av produktionsfunktionen.

På detta sätt erhålles en serie över $\Delta A_t/A_{t-1}$, som är den approximativa motsvarigheten till λ , och en serie a_t , som på liknande sätt motsvarar elasticiteten α . De erhållna värdena varierar p. g. a. konjunkturkänsligheten från år till år och de är därför inte direkt jämförbara med de på lång sikt gällande uppskattningar av parametrarna α och λ , som regressionsmetoden ger till resultat.

Under förutsättning att likheten (7) är uppfylld på lång sikt kan vi dock beräkna för hela undersökningsperioden representativa parametervärden även enligt

fördelningsmetoden. Det numeriska värdet på A_t för samtliga t beräknas då med ledning av

$$(12) \quad A_0 = 1,0$$

$$A_1 = A_0 + \frac{\Delta A_1}{A_0};$$

$$A_t = A_{t-1} + \frac{\Delta A_t}{A_{t-1}};$$

Därefter beräknas kvoten q_t/A_t för samtliga år. Enligt (9) gäller då att

$$(13) \quad q_t/A_t = C \cdot k_t^\alpha;$$

eller efter logaritmering

$$(14) \quad \log(q_t/A_t) = \log C + \alpha \cdot \log k_t;$$

Eftersom a_t är den empiriska approximationen för α kan vi nu uppskatta värdet på C och α genom linjär regression av $\log(q_t/A_t)$ på $\log k_t$. På liknande sätt bestämmes λ genom att utföra regressionen av $\log A_t$ på t .¹ Metoden innebär i princip endast att λ uppskattas under betingelsen av det givna värdet på elasticiteten α . För en dylik betingad regression gäller att därest de båda metoderna ger förväntade värden på α som är jämförbara så gäller även jämförbarheten trendfaktorn λ .² Som vi skall se senare har dock vissa kortsiktiga korrelations samband haft en avgörande betydelse för de faktiska möjligheterna att genomföra jämförelser av detta slag.

B. Det empiriska materialet

B 1. Produktionsvolymen

Utvecklingen av förädlingsvärdet i reala termer har antagits följa Kommerskollegii index för produktionsvolymen, löpande redovisad i Kommersiella Meddelanden. Absoluta värden för value added har erhållits genom att multiplicera index, omräknad till 1954 som basår, för resp. år med 1954 års förädlingsvärde enligt industristatistiken. För-

ädlingsvärdet anges därför i 1954 års priser. (Se tab. 1.)

B 2. Sysselsättningen

Som måttenhet har använts antalet sysselsatta. Detta har beräknats med

¹ Eg. $\log A_t/\log e = \lambda \cdot t$;

² Se t. ex. R. Stone m. fl., *The Measurement of Consumer's Expenditure and Behaviour in the United Kingdom 1920—1938*, Cambridge 1954, sid. 303 ff.

ledning av industristatistikens uppgifter enl: (förvaltningspersonal + ägare med huvuds. syss. i ind. + antalet av arbetare utgjorda arbetstimmar/2 100).¹ (Se tab. 2.)

B 3. Kapitalvolymen

Det mått på kapitalvolymen som eftersträfvats har varit återanskaffningsvärdet i 1954 års produktionskostnader.² Vi har antagit att Kommerskollegii statistik över industrianläggningarnas brandförsäkringsvärden utgör den bästa grunden för beräkningar enligt denna princip.

Vad beträffar själva beräkningsmetoderna kan följande nämnas: För åren 1947 och 1948 då inga undersökningar rörande brandförsäkringsvärdena gjordes, har uppskattningen gjorts med ledning av nettoökningen 1946—1949 och uppgifter om bruttoinvesteringarna under de båda aktuella åren. Vidare har beräkningarna utförts separat för byggnader respektive maskiner. Omräkningen till fasta priser har skett med ledning av byggnadskostnadsindex och maskinprisindex³ enligt Svenska Tarifföreningen.

Beräkningsmetoderna stämmer helt överens med de som tidigare använts av B. Nyvander vid en beräkning av den sammanslagna industrins kapitalvolym.⁴ Förefintliga skillnader mellan volymsiffrorna enligt dessa båda uppskattningar torde helt ligga inom marginalen för de felkällor som uppstår vid omräkning till fast prisnivå. Gentemot E. Lundbergs⁵ beräkningar föreligger differenser både vad beträffar den absoluta nivån och den relativa ökningen av kapitalvolymen, beroende på att vissa korrigeringar där genomförts sedan kapitalvolymen beräknats med i stort sett samma metod som den här använda. Dylåka justeringar måste dock ske på grundval av ofta mycket vagt grundade bedömningar om kapitalets livslängd m. m.⁶ Vi har därför avstått från att bearbeta materialet ytterligare ur denna

synpunkt. (Kapitalvolymen redovisas i tab. 3).

B 4. Kapitalets fördelningsandel

Löneandelen av förädlingsvärdet har beräknats med ledning av industristatistikens uppgifter om förädlingsvärde och lönekostnader till arbetar- och förvaltningspersonal. Kapitalets andel har där efter uppskattats som (1 — den ber. löneandelen). (Se tab. 4.)

B 5. Genomsnittlig produktivitet och kapitalvolym per sysselsatt

Värdena beräknade på tab. 1—3. För beräkningen av kapitalvolymen per sysselsatt har en förskjutning av kapitalvolymsiffrorna med ett år framåt i tiden gjorts. Siffran för 1947 är således beräknad som uppskattad kapitalvolym 1946 antalet sysselsatta 1947. Detta förfaringsätt har använts emedan uppgifterna om brandförsäkringsvärdena avser ett relativt sent datum under året. (Se tab 5—6.)

¹ Ett normalt arbetsår för arbetare har således antagits uppgå till 2 100 tim. Detta ant. stämmer i det närmaste exakt med det genomsnitt som kan beräknas för samtliga inom industrin sysselsatta arbetare år 1954.

² För en diskussion av mätproblemen praktiska och teoretiska se T. Barnard, The Replacement Costs of Fixed Assets i British Manufacturing Industries in 1954, Journal of the Royal Statistical Society, Series A 1957, sid. 1—47, och I. Svernlund, Capital Accumulation and National Wealth, i 2 Economic Essays in Honour of Erik Lindahl Stockholm 1956, sid. 319—337.

³ Se Svenska Tarifföreningens meddelanden. De båda index som använts utgör ovägd medeltal av byggnadskostnadsindex för fyra olika typer av fabriksbyggnader respektive maskinprisindex för fem olika typer av maskininvesteringar.

⁴ B. Nyvander, Investeringsutvecklingen inom industrin under de två senaste decennierna, Bilaga 7 till SOU 1957:10, Balansens Expansion, Bilagor: Särskilda utredningar Stockholm 1957, sid. 111—123.

⁵ E. Lundberg, Produktivitet och räntabilitet, bilaga 1 sid. 245 ff.

⁶ För en kritisk granskning av de övriga väganden som legat till grund för korrigeringen av kapitalvolymen i Lundbergs arbete se Bilaga 1, sid. 170.

C. Kapitalets betydelse för produktivitsutvecklingen

C I. Beräkningar enligt regressionsmodellen

I de följande beräkningarna har genomgående produktivitetens elasticitet med avseende på förändringar i kapitalintensiteten uppskattats dels för åtta olika industrigrupper, dels för hela industrin sammanslagen. Den använda gruppindelningen är, som framgår av nedanstående tabell, den vanligen förekommande uppdelningen av industrin på åtta grupper.

Tabell A. Produktivitetens elasticitet med avseende på förändringar i kapitalintensiteten. (Ber. enl. regressionsmetoden.)

Industrigrupp	
Malmbrytning och metallindustri . . .	— 0,06
Jord- och stenindustri	+ 0,07
Träindustri	+ 0,08
Pappers- och massaindustri	— 0,04
Livsmedelsindustri	+ 0,03
Textilindustri	— 1,06
Läder- m. m. industri	+ 0,16
Kemisk industri	+ 0,29
Hela industrin	— 0,61
Hela industrin, kapitalber. enligt P-P ¹	+ 0,12

¹ För förklaring se texten nedan.

Av tabellen framgår med all önskvärd tydlighet att beräkningarna knappast kan sägas ha lett till särskilt stimulerande resultat. Värdet på elasticiteten varierar mellan de olika grupperna från — 1,06 (textilindustri) till + 0,29 (kemisk industri). För hela industrin sammanslagen skulle vidare ett värde på — 0,61 gälla. En negativ elasticitet är helt orimlig från rent teoretisk utgångspunkt, ty detta skulle innebära att produktionen minskar vid en ökning av kapitalmängden. Även flertalet av de positiva värdena ligger dock synnerligen lågt. Det är egentligen endast elasticiteterna för läderindustrin och den kemiska industrin som ligger inom det intervall man »normalt» brukar erhålla vid beräkningar av detta slag.

Liknande beräkningar har även genomförts med kapitalvolymen uppskat-

tad enligt en alternativ metod. Vi har därvid utgått från antagandet att brandförsäkringsvärdena vid periodens början resp. slut ger en acceptabel bild av de verkliga förhållandena. Kapitalvolymen under vart och ett av de mellanliggande åren har sedan beräknats genom att kumulera *netto*investeringarna. Denna princip har i allmänhet gått under beteckningen »perpetual inventory»-metoden.¹

Eftersom vi endast känner bruttoinvesteringen måste dock först den årliga avgången av äldre maskiner uppskattas. Detta har skett med ledning av den mellan 1947 och 1957 inträffade nettoökningen i kapitalvolymen enligt brandförsäkringsvärdena och den totala bruttoinvesteringen under samma period. Enligt dessa beräkningar skulle i genomsnitt utrangeringen ha uppgått till 1,8 % av det varje år befintliga beståndet.² En avskrivning av denna storlek motsvarar en så pass hög genomsnittlig livslängd för hela kapitalbeståndet som något under 60 år. Med rådande fördelning av anläggningsvärdet mellan byggnader och maskiner motsvaras detta av t. ex. 35 år för maskiner och något under 90 år för byggnader. Beräkningen av medellivslängden bygger dock på den synnerligen orealistiska förutsättningen att kapitalvolymen varit konstant under en lång följd av år och vidare att åldersfördelningen under samma tid varit oförändrad. I den mån de yngre årgångarna dominerar det befintliga kapitalbeståndet p. g. a. att investeringarna växer år från

¹ Se t. ex. R. W. Goldsmith, A. Perpetual Inventory of National Wealth, i Studies in Income and Wealth, Vol. 14, National Bureau of Economic Research, New York 1951, Part I.

² Investeringar i reparationer och underhåll har antagits vara av den karaktären att de endast förlänger kapitalföremålets livslängd. Följaktligen har de ej inkluderats i bruttoinvesteringarna ovan.

år, är därför de angivna värdena på den genomsnittliga livslängden för höga vid den givna utrangeringsprocenten (1,8). Vissa resultat från en undersökning som utförts inom Industriens Utredningsinstitut tyder dessutom på att den genomsnittliga åldern på de maskiner som utrangeras skulle ligga över 28 år.¹ Det synes därför inte finnas några uppenbara skäl att höja den beräknade avskrivningen.

Den på detta sätt erhållna serien över kapitalvolymens utveckling visar en markerad skillnad gentemot den tidigare beräkningen, i det att stegringen för P-I-serien är betydligt större under periodens tidigare del. Eftersom de slutliga värdena skall överensstämma, blir ökningen i motsvarande grad mindre under senare år. Förklaringen till denna skillnad i utvecklingen för de båda serierna kan vara att prisnivån på kapitalvaror steg mycket snabbt under åren 1950—53, vilket i sin tur ledde till att uppskrivningen av brandförsäkringsvärdena under denna period skedde med en relativt sett större fördröjning än under övriga år.² Kan detta förhållande förklara den övervägande delen av differensen bör »P-I-serien» rimligen ge en bättre bild av kapitalvolymens faktiska utveckling.

Regressionsberäkningar med utgångspunkt från »P-I-kapitalvolymen», men med i övrigt samma uppgifter som tidigare, har genomförts endast för hela industrin sammanslagen. I detta fall erhöles ett värde på elasticiteten som uppgick till + 0,12. Övergången till en kapitalvolym beräknad enligt P-I-metoden ger således en väsentlig höjning relativt till de resultat som erhållits vid de tidigare beräkningarna. Trots detta kvarstår intrycket att vi fortfarande erhållit ett värde som med stor sannolikhet innebär en underskattning av kapitallets elasticitet. Det finns därför skäl att

något beröra vilka faktorer som kan tänkas ha påverkat resultaten i denna riktning.

I de här genomförda beräkningarna har trendfaktorn medtagits i regressionen som en med de övriga förklarande variablerna likställd faktor. Värdet på elasticiteten α kan dock uppskattas genom ett — tekniskt sett — något annorlunda förfarande. I detta fall beräknas först regressionen av logaritmen för q_t resp. k på tiden. Därefter eliminerar man trenden genom att beräkna produktiviteten respektive kapitalintensitetens avvikelse³ från det »teoretiska» trendvärdet för varje år. Slutligen beräknas regressionen av produktivitets avvikelse på kapitalintensitetens avvikelse.⁴ Den regressionskoefficient som därvid erhålles är just den sökta elasticiteten α .⁴

Eftersom vi här arbetar med ett material, som endast omfattar 12 år kommer avvikelserna från trenderna mycket stor utsträckning att vara ett uttryck för konjunktursvängningarna och de därmed sammanhängande variationerna i kapacitetsutnyttjandet. Då produktiviteten här definierats som kvoten mellan produktionsvolymen och de totala antalet sysselsatta — inklusive tjänstemän och företagare — kan de finnas en tendens till att den beräknad

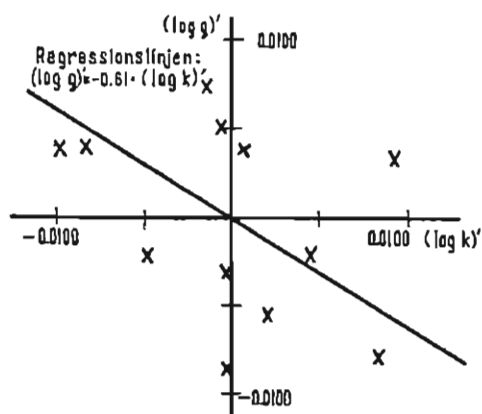
¹ Undersökningen, som utförts av J. Walander, avser endast verkstadsindustrin. De beräkningar bli publicerad under 1962.

² En jämförelse mellan å ena sidan den på talade differensen och å andra sidan prisindex för kapitalvaror visar att differensen stiger vid starkt stigande prisnivå och faller nära prisnivån är konstant eller fallande. I vilken mån detta kan tolkas som stöd för hypotesen att »eftersläpningen» vid anpassning av brandförsäkringsvärdena skulle vara den väsentliga förklaringen till differensen synes dock var svårt att uttala sig om.

³ Eg. de logaritmerade värdenas avvikelse från sina resp. teoretiska trendvärden.

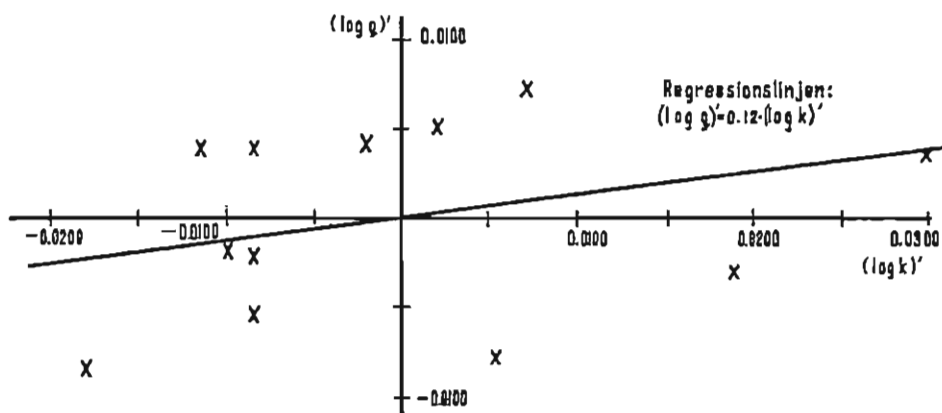
⁴ Jfr A. Amundsens inlägg i debatten vid »Forhandlingerne ved det nordiske nationaløkonomiske møde i København 4.—6. september 1958», København 1959, sid. 106 ff.

Diagram I



Årliga avvikelser från respektive trender i logaritmen för produktivitet ($\log q$)' och logaritmen för kapitalintensitet ($\log k$)', hela industrin, kapitalvolymen enl. brandförsäkringsvärdena.

Diagram II



Årliga avvikelser från respektive trender i logaritmen för produktivitet ($\log q$)' och logaritmen för kapitalintensitet ($\log k$)', hela industrin, kapitalvolymen enl. P-I-serien.

produktiviteten avviker nedåt under lågkonjunkturår och uppåt under högkonjunkturår.¹ För kapitalintensiteten gäller i stället det omvända, vilket sammanhänger med att vi ej gjort några korrigeringar för kapacitetsutnyttjandet vid uppskattningen av kapitalvolymen. På kort sikt kan det därför finnas en viss tendens till negativ korrelation mellan avvikelserna från trenderna i produktivitet och kapitalintensitet. Eftersom den i tab. A redovisade elastici-

teten är identisk med detta korrelations-samband måste även rent konjunkturmässiga variationer varit bestämmande för det numeriska värdet på α . I ett material som täcker en längre tidsperiod motverkas dock detta förhållande av att en eller flera konjunkturer »i sin helhet» kan avvika från den långsiktiga trenden.

¹ Produktiviteten behöver för den skull inte vara fallande under konjunkturbedgångar. Det räcker med att den stiger relativt sett långsammare än under en konjunkturuppgång.

Beräkningar enligt den sist relaterade modellen har genomförts för de två uppskattningar som gjorts ovan avseende hela industrin sammanslagen. De resulterande avvikelserna och regressionslinjerna har inlagts i diagram I och II. Det framgår där med all önskvärd tydlighet att det beräknade värdet på α i båda fallen måste vara mycket osäkert. Det synes vidare vara möjligt att den tendens till negativ korrelation mellan de båda variablerna, som uppkommit genom variationer i kapacitetsutnyttjandet, förstärkts av att brandförsäkringsvärdena efter en prishöjning korrigerats uppåt först med en betydande eftersläpning. Härigenom kommer ju den faktiska kapitalökningen att bli underskattad under en konjunkturuppgång och följaktligen accentueras ytterligare de kortsiktiga sambanden. En jämförelse mellan diagram I och diagram II ger ett visst stöd för hypotesen att så har varit fallet: övergången till P-I-serien ger tydligen en »förskjutning» av de årliga avvikelserna från kapitalvolymens trendvärden (produktivitetens avvikelser är naturligtvis desamma i diagrammen) som i sin tur ger regressionslinjen en positiv lutning.

En möjlighet att undvika dessa kortsiktiga samband vore naturligtvis att i förklarings-schemat införa även kapacitetsutnyttjandet som oberoende variabel. Detta skulle dock leda till att antalet förklarande variabler steg till fyra vilket med hänsyn till att vi endast förfogar över tolv observationer, i avgörande grad minskar beräkningarnas värde. Utan vidare bearbetning måste dock de erhållna elasticiteterna vara olämpliga som ett uttryck för det tekniska samband mellan faktorinsats och produktionsresultat som en produktionsfunktion tänkes utgöra. Vi kommer därför inte i den fortsatta diskussionen att bygga på dessa resultat.

C 2. Beräkningar enligt fördelningsmodellen

De erhållna elasticiteterna redovisas nedanstående tabell.

Tabell B. Produktivitetens elasticitet med avseende på förändringar i kapitalintensiteten (Ber. enl. fördelningsmetoden.)

Malmbrytning och metallindustri . . .	+ 0,4
Jord- och stenindustri	+ 0,4
Träindustri	+ 0,4
Pappers- och massaindustri	+ 0,5
Livsmedelsindustri	+ 0,6
Textilindustri	+ 0,4
Läder- m. m. industri	+ 0,4
Kemisk industri	+ 0,5
Hela industrin	+ 0,4
Hela industrin, nettoberäkning ¹ . . .	+ 0,4

¹ Jfr texten nedan.

Fördelningsmetoden ger tydligen ick i något fall så orimliga resultat som ovan har fått med regressionsmetoder. Det högsta värdet ligger här på 0,6 (livsmedelsindustrin) och det lägsta på 0,42 (trävaruindustrin). Den generellt högre nivån återspeglas i det för hela industrin i genomsnitt gällande värdet på 0,46. Det torde dock finnas anledning misstänka att dessa resultat i stället överskattar den verkliga elasticiteten. Detta sammanhänger med att kapitalets andel av totalinkomsten beräknats som (1 — löneandelen), utan korrigerad för ägarnas inkomst av de egna arbetsinsatsen. Vidare baserar sig de ekonomiska relationer, som enligt (7) och (8) ovan leder fram till likheten mellan kapitalets fördelningsandel och elasticiteten, på nettostorheter. I princip skall således elasticiteten beräknas med ledning av den andel kapitalets *nettoinkomst* utgör av den totala *nettoinkomsten*. De beräkningar som redovisas i tabellen ovan har dock utgått från motsvarande bruttovärden, vilket måst tendera att överskatta elasticiteten.

För hela industrin sammanslagen har vi därför försökt genomföra en korrigerad ring i detta avseende enligt följande

princip. Värdet av ägarnas egen arbetsinsats har inkluderats i lönesumman genom att denna har ökats med så många procent som antalet ägare utgör av det totala antalet anställda. Förfaringssättet innebär således att ägarnas egen arbetsinsats värderas till för de anställda gällande genomsnittslön. Någon större betydelse har denna korrektion inte, då det aktuella procenttalet under hela perioden ligger omkring 1 %. Kostnaden för värdeminskning av den befintliga kapitalstocken har beräknats till 5,3 % av anläggningsvärdet varje år. I denna siffra ingår först och främst den avskrivning på 1,8 % som beräknats ovan med ledning av totala nyinvesteringar och nettoökningen av kapitalvolymen mellan 1947 och 1958. För att komma fram till den totala kostnaden för värdeminskning måste man dock addera den kostnad som lagts ned på reparationer och underhåll. Dessa senare kostnader har beräknats uppgå till i genomsnitt 3,5 % av anläggningsvärdet.¹ Nettoinkomsten har sedan

beräknats genom att subtrahera den på detta sätt erhållna kostnaden för värdeminskning från bruttoinkomsten. Kapitales fördelningsandel har slutligen beräknats som $(1 - \text{den korrigerade lönesummans andel av nettoinkomsten})$.²

Beräkningar baserade på denna nettoandel ger ett värde för elasticiteten på 0,40. Ytterligare korrektioner för att kvalificera denna siffra synes inte vara möjliga utan en väsentlig materialbearbetning, och resultatet får därför här betraktas såsom slutgiltigt. För den fortsatta diskussionen vore det naturligtvis värdefullt att redan på detta stadium söka bilda sig en uppfattning om hur rimliga de erhållna värdena kan vara. Å andra sidan bör vi ha en fastare grund för en dylik bedömning sedan även de resterande delarna av resultaten redovisats och det dessutom varit möjligt att belysa avkastningsförhållandena inom olika sektorer. Vi skall därför återkomma till denna fråga i sammanfattningen.

D. Tidstrenden

Vi skall här först i korthet redovisa de väsentliga dragen i den framräknade trendfaktorns, $A(t)$, förändring under den tid undersökningen avser, för att sedan mot denna bakgrund diskutera vilka faktorer som synes ha haft stor betydelse för utvecklingen.

D 1. Utvecklingen

De beräknade värdena för trendfaktorns utveckling redovisas i tab. 7 och diagram III—V. För såväl hela industrin sammanslagen, som för de enskilda grupperna, kan man där iakttaga en utpräglad konjunkturkänslighet. Trendfaktorn har således en stark tendens att röra sig med konjunkturförloppet. Bortser man från konjunktursvängningarna — och således försöker finna de mer

långsiktiga tendenserna — kan man dock spåra en viss stabilitet vad beträffar själva riktningen på förändringen. För hela industrin sammanslagen och de fyra grupper som sammanförts i diagram V under beteckningen »framgångsrika» sektorer pekar således trenden i »trend-

¹ Se B. Nyvander, a.a. sid. 119.

² Vissa skäl talar för att även den korrigerade fördelningsandelen innebär en över-skattning. För det första inkluderas kapitalkostnader som är förenade med lagerhållning. Vidare är avskrivningen på 1,8 % beräknad med utgångspunkt från utrangeringen av kapitalbeståndet. Denna avskrivning är relevant vid beräkningar av kapitalet som produktionsfaktor, men kan endast i en stationär ekonomi utgöra ett korrekt mått även på kostnaden att bibehålla produktionsapparaten i oförändrat skick. För en expanderande kapitalutrustning är uppenbarligen denna kostnad större än nedskrotningen av maskiner.

Diagram III—V. Beräknad trendfaktor för hela industrin och de olika industrigrupperna. Logaritmisk skala

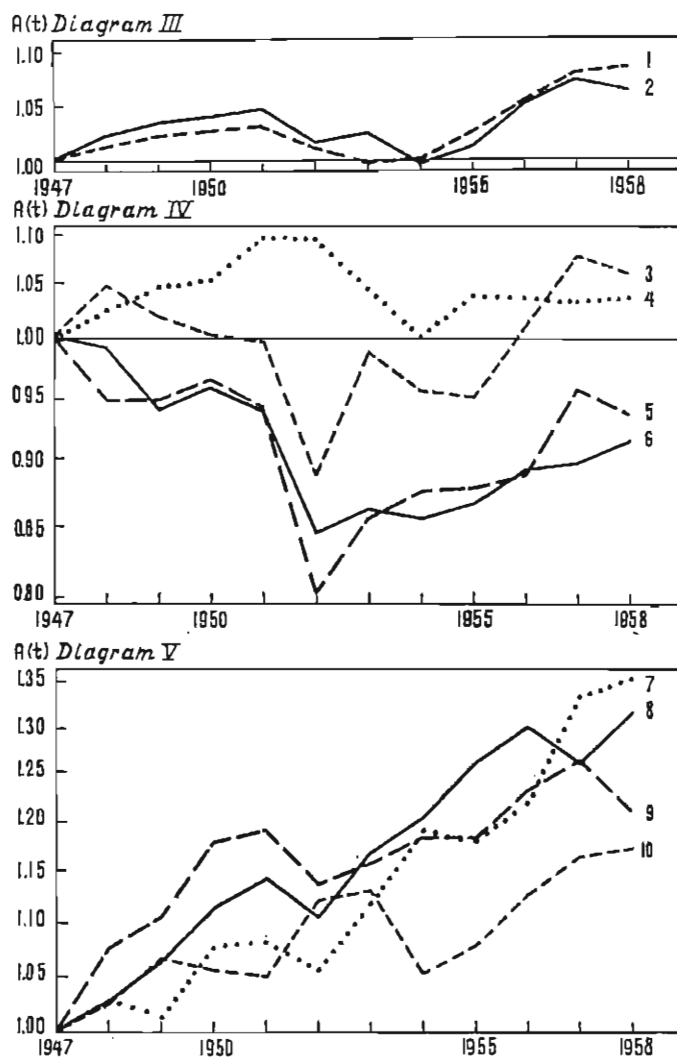


Diagram III: 1. Hela industrin, $A(t)$ beräknad med ledning av kapitalets nettoandel och P-1 kapitalserien.

2. Hela industrin, $A(t)$ beräknad med ledning av kapitalets bruttoandel och kapitalvolymen enligt brandförsäkringsvärdena.

Diagram IV: 3. Textilindustri.

4. Malmbrytning och metallindustri.

5. Trävaruindustri.

6. Massa- och pappersindustri.

Diagram V: 7. Läder-, hår- och gummivaruindustri.

8. Jord- och stenindustri.

9. Kemisk industri.

10. Livsmedelsindustri.

faktorn» mot monotont stigande värden. En dylik, på längre sikt gällande entydighet vad beträffar utvecklingsriktningen, kännetecknar dock inte de »mindre framgångsrika» sektorerna i diagram IV. Här går i stället trendfaktorns utveckling i motsatta riktningar under i stort sett vardera hälften av perioden. Detta leder i sin tur till att ifrågavarande grupper — gruv- och metallindustri, trävaruindustri massa- och pappersindustri samt textilindustri — vid periodens slut har ett lägre numeriskt värde på $A(t)$ än det som gäller för hela industrin i genomsnitt. Massa- och pappersindustri samt trävaruindustri ligger 1958 till och med under 1,0, d. v. s. på en lägre nivå än utgångsvärdet år 1947.

På grund av den utpräglade variabiliteten i $A(t)$ måste anpassningen till en funktion av typen $e^{\lambda t}$ i samtliga fall blir mindre god. Vi har därför endast utfört regressionen för den serie som avser hela industrin sammanslagen. Beräkningarna gav ett värde på 0,004 för λ , och produktionsfunktionen skulle således i detta fall ha följande slutgiltiga utseende:¹

$$(15) \quad q_t = 259,0 \cdot k_t^{0,40} \cdot e^{0,004 \cdot t};$$

D 2. Tolkingsproblem

Vid beräkningarna enligt regressionsmetoden förorsakade de konjunkturmässiga variationerna som det visade sig praktiskt taget oöverstigliga problem för en rimlig uppskattning av elasticiteten α . Genom att inkommandelarna varierar inom ett relativt begränsat intervall gäller inte detta i samma grad för fördelningsmetoden. Så länge vi enbart rör oss med produktionsfunktionen i »konstant teknik» blir anpassningen i stället här mycket god.² Själva uppskattningsförfarandet leder därför till att oregelbundenheterna i mycket stor utsträckning s. a. s. skjuts över på trendfaktorn, med det resultat vi sett ovan.

De kortsiktiga variationerna i trendfaktorn kan därför rimligen antagas vara bestämda av förändringar i kapacitetsutnyttjandet. Eftersom en produktionsfunktion av detta slag närmast avser att belysa *produktionskapacitetens* utveckling, behöver man inte tolka de föreliggande fluktuationerna som en invändning mot metoden att beskriva produktionsfunktionens tidsmässiga förändring med en monotont stigande funktion av typen $e^{\lambda t}$. Oregelbundenheterna måste dock medföra att osäkerheten i uppskattningen av λ blir stor, i synnerhet om — som i detta fall — antalet observationer är få.

Motivet för att man inför tiden som argument i produktionsfunktionen är att man på detta sätt vill fånga in de mer kvalitetsmässiga aspekterna på produktivitetsförändringarna. Trendfaktorn uppfattas då som ett uttryck för sådana förändringar, som berör produktionsfaktorernas kvalitativa sida, i motsats till de rent kvantitativa förändringar som tar sig uttryck i att K resp. L stiger eller faller. Det förhållandet, att vi valt en så pass enkel modell som endast innehåller tiden för förklaring av de kvalitativa förändringarna, behöver dock inte betyda att vi kan acceptera vilket tidsmässigt beroende som helst. I första hand synes det vara rimligt att begränsa valet till funktioner vars utvecklingsriktning är entydig. Betonar man dessutom den kvalitetsmässiga aspekten på trendfak-

¹ Beräkningarna har grundats på den serie över $A(t)$ som framkommit med ledning av dels elasticiteten α uppskattad enligt kapitalets nettoandel ($\alpha = 0,40$) och dels kapitalvolymens utveckling enligt P-I-serien.

² Det är naturligtvis orimligt att här tala om anpassningen mellan modell och verklighet. »Verkligheten» representeras ju av (q_t/A_t) , d. v. s. en storhet som ej kan observeras direkt, utan som beräknats med ledning av de årliga värdena för kapitalets relativa fördelingsandel. Den goda anpassningen är därför helt beroende av att, som ovan påpekats, denna andel är relativt stabil.

torn förefaller det vara naturligt att ytterligare begränsa till de fall där funktionen är *stigande* med tiden.

Den långsiktiga utvecklingen för den beräknade trendfaktorn måste därför uppfylla kravet att ge en någorlunda god anpassning till med tiden monotont stigande funktioner. Vi har tidigare sett att det för fyra sektorer föreligger en brist på entydighet i utvecklingsriktningen som knappast gör dem lämpade för en dylik anpassning. För hela industrin sammanslagen måste dessutom gälla att den långsiktiga ökning vi kunna konstatera hänger på en mycket skör tråd: den är ju mer eller mindre ett resultat av motriktade tendenser inom de olika näringsgrenarna.¹

Resultaten pekar således mot att den enkla modellen e^{kt} knappast är tillfyllest som beskrivning av produktionskapacitetens tidsmässiga förändring för det material det här är fråga om. Vi skall därför i det följande med utgångspunkt från resultaten ge några enkla synpunkter på hur modellens förklaringsystem kan tänkas utvidgat, så att ett bättre underlag för prognoser erhålles.

Den trendmässiga förskjutningen av produktionsfunktionen sker i modellen helt autonomt, oberoende av bl. a. investeringarnas storlek. Detta förhållande är naturligtvis mindre tillfredsställande i samma mån som trendfaktorn är ett uttryck för förändringar i den utnyttjade produktionstekniken. En förutsättning för att använda en viss teknisk förbättring är ju ofta att en ny investering göres. På samma sätt betyder utrangering av äldre kapitalföremål att den »i genomsnitt» använda produktionstekniken moderniseras.

För att något belysa denna faktors roll i det aktuella materialet skall vi utgå från följande enkla modell. Allt det kapital som utrangerats under åren 1947—1958 antages vara investerat före

förstnämnda år. Detta betyder i sin tur att alla investeringar gjorda efter 1947 kvarstår i produktionen vid periodens slut. De nya kapitalföremålen innehåller vidare en minst lika avancerad teknik som den år 1947 existerande. Genom utrangeringen antages dessutom den minst effektiva delen av kapitalbeståndet försvinna.

Med ledning av bruttoinvesteringarna under åren 1947—1958 och kapitalvolymen vid periodens början respektive slut har vi sedan beräknat dels den andelen av det 1958 befintliga kapitalbeståndet som är investerat efter 1947 och dels den andelen av det år 1947 befintliga kapitalbeståndet som utrangerats under perioden.² Dessa båda andelar behöver inte med nödvändighet variera i samma riktning. En expanderande sektor kan således ha en hög andel »nytt» kapital vid periodens slut utan att för den skull en stor del av det gamla kapitalet försvunnit. Omvänt gäller för en mindre expansiv eller stagnerande sektor att även en hög avgång av gammalt kapital inte med nödvändighet leder till en stor ökning av »moderniteten», uttryckt som andelen nytt kapital vid periodens slut. Båda de beräknade storheterna är således ytterligt primitiva som mått på kapitalens åldersfördelning, men genom att de sin emellan kompletterar varandra blir de mer acceptabla.

I tabell C nedan har vi sammanställt de beräknade andelarna för de olika sektorerna med motsvarande värden för trendfaktorn vid periodens slut.

Vi ser här att de i tabellen först upptagna industrigrupperna har ungefär lika stor andel »nytt» kapital vid periodens slut. Den höga andelen har dock up-

¹ Detta problem hänger intimt samman med aggregationsförfarandet, vilket behandlas i förligare nedan under E.

² Utrangeringen = bruttoinv. — nettoökning av kap.best. 1947—58.

Tabell C. Två mått på kapitalbeståndets »modernitet» och trendfaktorns numeriska värde år 1958

	Malmbr. o. metall-industri	Jord- o. sten-industri	Trävaru-industri	Massa- o. pappers-industri	Livs-medels-industri	Textil-industri	Läder-varu-industri	Kemisk industri
Andel »nytt» kapital 1958 %	63,4	64,3	48,8	58,4	53,5	46,3	51,5	61,9
Andel gammalt kapital som skrotats % . .	23,9	46,4	9,1	17,3	40,6	28,0	34,8	23,8
λ_{58}	1,04	1,32	0,94	0,92	1,17	1,06	1,36	1,21

kommit på två helt olika sätt. Metallindustrin, som p. g. a. en stor nyinvestering haft en kraftig bruttoökning av kapitalvolymen (131 % av kap. vol. 1947), har således kunnat hålla denna höga förnyelsetakt utan en stor utrangering av äldre kapitalföremål. För jord- och stenindustrin har i stället den stora avgången av gammalt kapital varit en förutsättning för att åstadkomma samma andel »nytt» kapital år 1958. Nyinvesteringarna har nämligen här inte givit en bruttoökning på mer än 97 %. Dessa båda sektorer utgör därför exempel på hur de båda beräknade andelarna kompletterat varandra som mått på åldersfördelningens förändring.

Av tabellen framgår vidare att materialet knappast ger underlag för något entydigt samband mellan andelen »nytt» kapital och den trendmässiga förskjutningen av produktionsfunktionen. Ett högt värde på trendfaktorn motsvaras således i ett fall av en hög andel nytt kapital (jord- och stenindustri), i ett annat fall av en låg andel (lädervaruindustri). Exempel på det motsatta förhållandet är malmbrytning och metallindustri respektive trävaruindustri.

Sambandet mellan trendförskjutningen och avgången av äldre kapitalföremål är däremot betydligt mer regelbundet. På ett undantag när (kemisk industri) motsvaras således en hög relativ skrot-

ning alltid av ett högt värde på trendfaktorn. Detta förhållande skulle alltså tyda på att olikheter mellan näringsgrenarna i vad avser produktionsfunktionens trendmässiga förskjutning i större utsträckning beror av att gamla kapitalföremål bortrationaliserats i olika takt än i att nytt kapital tillförts. Förklaringen härtill kan naturligtvis i sin tur ligga i den existerande åldersfördelningen vid periodens början och åldern på de avgångna kapitalföremålen. På denna punkt kan dock de använda åldersfördelningsmått inte ge någon upplysning, varför frågan måste lämnas obesvarad.

Under de ovan givna förutsättningarna leder såväl nyinvestering som utrangering av gammalt kapital alltid till att den tekniska effektiviteten hos det existerande kapitalbeståndet *stiger*. Förändringar i åldersfördelningen kan därför aldrig förklara en negativ förskjutning av trendfaktorn, av den typ som vi kunnat registrera för trävaru- samt massa- och pappersindustri. Som tidigare framhållits måste man också — i den mån trendfaktorn skall tas som ett uttryck för produktionsfaktorernas kvalitativa förändringar — normalt förvänta sig att trendförskjutningen sker i positiv riktning. Det är ju uppenbarligen så att endast i undantagsfall investeringarna sker i en sämre teknik och/eller arbets-

kraftens kvalitativa standard sänkes. De två exempel på negativ trendförskjutning vi här kunnat konstatera kan knappast heller tolkas som uttryck för dylika förändringar.

I själva verket torde detta resultat ha uppkommit på grund av att vi vid uppskattningen av trendfaktorn använt oss av en beräkningsteknisk approximation. Den varje år inträffade relativa trendförskjutningen har ju beräknats enligt

$$(11) \quad \Delta A_t/A_{t-1} = \Delta q_t/q_{t-1} - a_t \cdot \Delta k_t/k_{t-1};$$

Av ekvationen framgår den beräknade trendfaktorns karaktär av *oförklarad restpost*: trendfaktorn utgör helt enkelt den produktivitetsstegring som vid det givna värdet på elasticiteten α (a_t), inte kunnat förklaras av förändringar i kapital- och sysselsättningsvolymen. Det är därför mycket möjligt att vi här har den samlade effekten av fler faktorer än de kvalitativa förändringar vi avser att mäta.

Vi har nu vid beräkningen av den relativa förändringen i förädlingsvärdet använt oss av Kommerskollegii index över produktionsvolymen.¹ I princip är denna index beräknad på förädlingsvärdet i konstanta priser inom ett antal undergrupper till de åtta huvudgrupper vi här arbetar med. Förädlingsvärdet inom varje undergrupp är uppskattat på volymen producerade varor genom att en i tiden konstant procentsats för förädlingsgraden appliceras. Index för huvudgruppen är sedan beräknad på den totala summan av undergruppernas förädlingsvärden. Delvis p. g. a. själva redovisningsförfarandet kan härigenom förändringar i en huvudgrupps »genomsnittliga» förädlingsgrad inte komma att registreras i index. Tendenser av detta slag kan uppkomma på två olika sätt: dels genom förskjutningar av den rela-

tiva betydelsen av olika varor med sin emellan olika förädlingsgrader, dels genom en mer eller mindre generell förändring av förädlingsgraden i de enskilda produktionsprocesserna. Det senare fallet kan naturligtvis ta sig uttryck i att t. ex. en alltmer råvarubesparande teknik utnyttjas.

Det är mycket möjligt att båda dessa faktorer tenderat att höja förädlingsgraden inom trävaru- samt massa- och pappersindustri. I synnerhet gäller det den senare sektorn, där vi under efterkrigstiden haft en icke oväsentlig relativ ökning av pappersproduktionen i förhållande till massaproduktionen.² Om nu effekten härav inte återspeglas i de index vi använt för att beräkna förändringen i förädlingsvärdet, så har vi uppenbarligen *underskattat* ökningen under den aktuella perioden. Ett för lågt värde på $(\Delta q_t/q_{t-1})$ leder i sin tur enligt ekv. (11) ovan till ett i motsvarande grad för lågt värde på trendfaktorn $(\Delta A_t/A_{t-1})$. För vidare bearbetning vore det alltså önskvärt att man kunde korrigera med hänsyn till inträffade förändringar i råvaruförbrukningen.

Av ekv. (11) ser vi vidare att för lågt värden på trendfaktorn kan uppkomma genom att a_t utgör en överskattning av den verkliga elasticiteten α . I sin tur skulle då detta förhållande kunna förklaras av att de båda aktuella sektorerna under efterkrigskonjunkturen kunnat ta ut priser som legat över jämviktspriset vid fri konkurrens. I stället för likheten (7) ovan gäller nämligen då att

$$(7a) \quad r > \frac{\delta Q}{\delta K};$$

och därför

$$(8a) \quad a > \alpha;$$

¹ Se ovan under B 1.

² I den mån den för ökningen av pappersproduktionen nödvändiga ökningen av massaproduktionen redovisas i index för produktionsvolymen inom massaindustrin gäller in det här anförda argumentet.

Just på denna punkt hade det naturligtvis varit värdefullt att ha tillgång till en godtagbar uppskattning av elasticiteten α enligt regressionsmetoden. En jämförelse mellan elasticitetsvärdet uppskattat enligt de båda metoderna kunde då ge oss en uppfattning om i vilken utsträckning fördelningsmetodens frikonkurrensförutsättning varit uppfylld.

Vi ser alltså att trendfaktorns karaktär av oförklarad restpost skapar åtskilliga

tolkningsproblem. Det finns naturligtvis ingen anledning att tro att de här nämnda faktorerna skulle kunna utjämna alla olikheter mellan industrigrupperna och på så sätt åstadkomma likformighet i trendfaktorns relativa betydelse. Än mindre kan man förmoda att man härigenom skulle lyckas med att »rensa» trendfaktorn, så att endast de kvalitativa förändringarna kvarstår som oförklarade.

E. Allokerings- och aggregationsproblem

För att ytterligare belysa de erhållna resultaten skall vi här diskutera de i rubriken angivna problemen mot bakgrund av några välkända ekonomisk-teoretiska principer.

Utgångspunkten för denna diskussion är produktionsfunktionens partiella derivata med avseende på förändringar i kapitalvolymen. Derivatans beräknats enligt

$$(16) \quad \left(\frac{\delta Q}{\delta K}\right)_t = \alpha \cdot L_t^{(1-\alpha)} \cdot K_t^{\alpha} e^{\lambda t};^1$$

Denna storhet kommer i det följande att uppfattas som ett uttryck för det numeriska värdet på kapitalets *fysiska marginella produktivitet*. De åtta industrigruppernas marginella produktiviteter åren 1947 och 1958 framgår av nedanstående tabell.

¹ Eftersom vi inte uppskattat λ för de olika industrigrupperna har $e^{\lambda \cdot 11}$ i beräkningarna ersatts med A_{18} .

Tabell D. Marginell produktivitet 1947 och 1958 inom de olika industrigrupperna

Industrigrupp	1947		1958	
	MP_i	$MP_i - MP_{tot}$	MP_i	$MP_i - MP_{tot}^{**}$
Malmbrytning och metallindustri...	0,31	+ 0,02	0,23	± 0,00
Jord- och stenindustri	0,20	- 0,09	0,18	- 0,06
Trävaruindustri	0,36	+ 0,07	0,23	- 0,01
Massa- och pappersindustri	0,32	+ 0,03	0,23	± 0,00
Livsmedelsindustri	0,31	+ 0,02	0,31	+ 0,08
Textilindustri	0,26	- 0,03	0,22	- 0,01
Läder-, hår- och gummivaruindustri	0,29	+ 0,00	0,29	+ 0,06
Kemisk-teknisk industri	0,27	- 0,02	0,25	+ 0,02
Totalt				
Hela industrin	0,29	0,017*	0,23	0,013*
Totalt				
Hela industrin, nettober	0,26	—	0,20	—

$$* \sum_I^{VIII} (MP_i - MP_{tot})^2$$

** Avrundningen har medfört att differenserna uppåt synes dominera. Den kvadrerade summan på avvikelserna har dock beräknats på icke avrundade värden.

Med utgångspunkt från den »bruttoberäknade» elasticiteten ($\alpha = 0,46$) erhålles för år 1947, som framgår av tabellen ovan, ett värde på MP avseende hela industrin på 0,29. Genomförs en justering för förslitningskostnaderna enligt tidigare angivna principer ($\alpha = 0,40$) ger samma kalkyl till resultat 0,26.

Såväl den netto- som bruttoberäknade marginella produktiviteten faller fram till 1958 med 0,06. Denna nedgång är delvis en följd av att kapitalvolymen växer snabbare än sysselsättningen och att därför kapitalintensiteten stiger.¹ Tendensen till ökad mätnadsgrad i kapitalförsörjningen kan också ses som ett resultat av en ganska »långsam» teknisk utveckling: av (23) framgår att, vid givna värden på α , L_{58} och K_{58} , den marginella produktiviteten blir högre ju högre värden trendfaktorn e^{at} antager.

Den marginella produktiviteten inom de enskilda sektorerna ligger år 1958 i åtminstone 4 fall (malmbrytning och metallindustri, livsmedelsindustri, lädervaruindustri och kemisk industri) så nära genomsnittet, att differenserna med stor sannolikhet täcks av felmarginalen i beräkningarna. Fram till 1958 sker sedan i flera fall en utjämning gentemot hela industrins MP -värde, endera så att skillnaden helt försvinner (malmbrytning och metallindustri samt massa- och pappersindustri) eller kraftigt reduceras (jord- och stenindustri, trävaruindustri och textilindustri). Totalt sett blir trots detta variationen mellan sektorerna obetydligt lägre: summan av samtliga sektors kvadrerade avvikelser minskar endast från 0,017 till 0,013. Detta är en följd av att differenserna för livsmedelsindustrin och lädervaruindustrin ökar starkt under perioden.

I ett perfekt fungerande frikonkurrenssamhälle skall som bekant kapitalet uppvisa en och samma marginella produktivitet oavsett var det allokerats. I

de fall där vi ovan kunnat konstatera betydande differenser stämmer alltså int- verkligheten med modellen. Det ligger d- nära till hands att tolka åtminstone en del av de år 1947 uppträdande skillnaderna som specifika efterkrigsproblem. Krigsårens onormala förhållanden fö varuförsörjningen i allmänhet i kombi- nation med en låg investeringsnivå skulle då ha skapat en mindre rationel produktionsstruktur än vi normalt har. Å andra sidan har vi sett att den total variationen är endast obetydligt lägre år 1958. Vi får således här inget otvetydigt belegg för föreställningen att krigsåren skulle ha skapat en onormalt *stör spridning* på de marginella produktiviteterna. Däremot kan naturligtvis de generellt sett *högre nivå*n år 1947 vara ett resultat av att investeringarna under början av 40-talet ej skedde i takt med den tekniska utvecklingen.

Exempel på friktionselement av ren statisk karaktär, som kan tänkas ha förorsakat de påtalade differenserna, utgöres av icke perfekt fungerande kredit- och varumarknader. Det förhållandet att differenserna uppträder inom olika sektorer vid periodens början resp. slut tyder dock på att de »konserverande» elementen inte haft någon avgörande betydelse för utvecklingen.

Från rent teoretisk utgångspunkt kan ske man heller inte skall vänta sig att en kreditmarknadsreglering skall verka »stabiliserande» i denna mening. Är en hög självfinansieringsgrad en förutsättning för stora investeringar så kommer naturligtvis det nytillkomna kapitalet att allokeras till områden med hög av-

¹ Vid likformiga förändringar av kapital- och sysselsättningsvolymen förändras ej den marginella produktiviteten p. g. a. att den antagna produktionsfunktionen är linjärt homogen.

² Eftersom MP för trävaru- samt massa- och pappersindustri avviker uppåt år 1947 får här ett visst stöd för den ovan framförhypotesen att elasticiteten överskattats i dessa sektorer. Jfr ovan under D 2.

kastning vid just själva investeringstillfället. Under en given teknisk utveckling måste vi då få en tendens till att de sektorer som ligger över genomsnittet närmar sig detta. Om denna *tendens* verkligen kommer till uttryck i en *faktiskt* minskad differens blir sedan beroende av hur snabbt den tekniska utvecklingen går och hur stora investeringarna är. Det är dock uppenbart att självfinansieringen i och för sig inte kan ha någon som helst konserverande verkan på avkastningsstrukturen. Av det sagda framgår också att de beräknade marginella produktiviteterna inte annat än under mycket speciella antaganden kan användas för en analys av självfinansieringens allokeringpolitiska aspekter. Detta skulle uppenbarligen kräva mycket långt gående förutsättningar om den tekniska utvecklingens styrka inom de olika sektorerna.

I ett mer dynamiskt betraktelsesätt kan man naturligtvis finna ytterligare förklaringar till de påtalade differenserna. Mot bakgrund av den enkla produktionsmodell vi arbetar med här, är det kanske i främsta hand den tekniska utvecklingen som kommer i åtanke. I den mån förändringar i produktionstekniken sker oförutsett uppkommer också olikheter i de marginella produktiviteterna. På liknande sätt kan förändringar i de relativa priserna ge upphov till situationer med bristande jämvikt.¹ De rådande differenserna kan därför i ett dynamiskt system ses som ett uttryck för en ännu icke genomförd anpassning till ändrade betingelser avseende produktionstekniken och/eller de relativa priserna. Det synes vara sannolikt att vi här har den väsentliga förklaringen till olikheterna i de beräknade marginella produktiviteterna.

Variationen i marginell produktivitet mellan de olika sektorerna betyder också att det egentligen inte är korrekt att tala

om en produktionsfunktion *för hela den samlade industrin*. Steget från sektorer till hela industrin kan i ett enkelt fall tolkas som en aggregation över företag med olika produktionsfunktioner.² En linjär aggregation av den typ vi gjort här är tillåten endast om den marginella produktiviteten är densamma inom samtliga företag.³ Genom att detta villkor inte är helt uppfyllt i det material vi arbetar med, kommer aggregationsförfarandet att ha en viss betydelse för tidstrenden avseende hela industrin. Detta förhållande påvisas enklast med följande exempel: antag att kapitalvolymen inom livsmedelsindustrin stiger med en enhet. Detta leder till att produktionen stiger med 0,31 enheter. ($MP = 0,31$.) Ser vi i stället samma förändring med utgångspunkt från den aggregerade produktionsfunktionen så registrerar vi naturligtvis här den totala ökningen på 0,31 enheter. Eftersom MP i detta fall är 0,23, så kommer den över-skjutande delen av produktionsökningen ($0,31 - 0,23 = 0,08$) att uppfattas som en trendmässig förskjutning av produktionsfunktionen. Sker nu den större delen av kapitalmängdsökningen inom sektorer med hög marginell produktivitet, så uppkommer tydligen på detta sätt alltid en tendens till positiv trendförskjutning. Vi har således här ytterligare

¹ De partiella derivatorna måste i detta fall uppfattas som den marginella *avkastningen* på kapitalet. Denna avkastningssiffra är då uttryckt i den år 1954 gällande relationen mellan priset på den producerade varan och priset på kapitalvarorna.

² Vi kan här tänka oss den förenklingen att samtliga sektorer producerar en och samma vara, en »enkronas industrivara». Olikheter i produktionsfunktionerna har uppkommit genom att sinsemellan lika kapitalföremål kan kombineras på olika sätt och därför ge olika tekniska samband. Jfr t. ex. T. W. Swan, *Economic Growth and Capital Accumulation*, i *Economic Record* 1956, sid. 334—361.

³ R. Bentzel, Om aggregation av produktionsfunktioner, i 25 *Economic Essays in Honour of Erik Lindahl*, Stockholm 1956, sid. 9—27.

belägg för att trendfaktorn i aggregerade material till en icke oväsentlig del kan vara beroende av att vi har en positiv nyinvestering.¹ Samtidigt kan det vara värt att påpeka att vi utgått från att aggregationen över företag till industri-

grupper skett på ett riktigt sätt. Vi vet nu inget om i vilken utsträckning förutläggningarna härför är uppfyllda. Det är därför möjligt att en ytterligare disaggregering skulle leda till att tidstrenden helt försvann eller kraftigt reducerades

F. Sammanfattning

För hela industrin sammanslagen har beräkningarna, som visats ovan, resulterat i en produktionsfunktion av följande utseende

$$q_t = 259,0 \cdot k_t^{0,40} \cdot e^{0,004 \cdot t},$$

Detta betyder att ungefär 80 % av den totala produktivitetshöjningen mellan 1947 och 1958 uppkom genom ökning i kapitalvolymen per sysselsatt, medan de resterande 20 % hade sin grund i en trendmässig förskjutning av produktionsfunktionen.² Resultaten är på denna punkt helt motsatta de som erhållits för t. ex. USA och Norge. För USA skulle således hela 88 % av produktivitetshöjningen vara bestämd av trendfaktorn medan endast resterande 12 % uppkommit p. g. a. att kapitalvolymen per sysselsatt stigit.³ Motsvarande siffror för Norge är 70 respektive 30 %.⁴

Skillnaden gentemot de norska beräkningarna kan vara beroende av att man där använt den direkta regressionsmetoden. När denna användes på vårt material erhöles ju så pass låga värden på elasticiteten α att de måste förkastas såsom varande orimliga. Har nu samma typ av kortsiktiga variationer påverkat även de norska beräkningarna kan resultaten även där innebära en viss underskattning av det faktiska värdet på α , med därav följande överskattning av trendfaktorns betydelse.

För USA har man funnit, att oavsett uppskattningsmetod erhålles värden på α i intervallet 0,35—0,40. Mot bakgrund härav kan vårt värde för den svenska

industrin naturligtvis inte betraktas som orimligt högt, vilket i sin tur betyder att trendfaktorns relativa betydelse inte heller kan ha underskattats i nämnvärd grad.

De föreliggande skillnaderna gentemot de refererade undersökningarna behöves dock inte i och för sig betyda att vårt resultat måste bedömas som mindre tillförlitliga. Såväl den norska som de amerikanska studien avsåg nämligen hela eller den övervägande delen av näringslivet. De produktionstekniska betingelserna inom en enskild sektor kan av förklarliga skäl karaktäriseras av helt andra parametervärden än näringslivet tillsammans taget. I vårt fall har vi också funnit betydande olikheter även inom industrin. Dessutom har vi påvisat att en positiv trendförskjutning kan uppkomma genom själva aggregationsförfarandet. Eftersom de refererade undersökningarna avser större aggregat än de vi här arbetar med, kan även detta vara en förklaring till varför vi får en lägre relativ betydelse för trendfaktorn. De amerikanska och norska resultaten kan därför varken stödja eller kullkasta vårt resultat som erhållits här.

¹ Jfr ovan avsnittet om åldersfördelningar betydelse under punkt D 2.

² Jfr E. Lundbergs, a. a. sid. 39—42, diskussion av de s. k. överflyttningstvinsterna.

³ De skillnader som föreligger gentemot E. Lundberg a. a. torde helt ha sin grund i de ovan påtalade korrigeringar som där genomförts med avseende på det grundläggande statistiska materialet. Jfr noter under punkt B 3.

⁴ R. M. Solow, a. a.

⁵ O. Aukrust, a. a.

De marginella produktiviteter som produktionsfunktionens parametervärden implicerar låg på en någorlunda rimlig nivå och dessutom med en inte alltför uppseendeväckande stor spridning. I och för sig är detta naturligtvis tillfredsställande. Vi skall dock komma ihåg att dessa värden är beräknade i den *löpande* tekniken och därför säger mycket litet om den historiskt inträffade produktivitetsstegringens orsaker. För att belysa detta problem är vi hänvisade till produktionsfunktionens elasticitets- och trendfaktorvärden. För den senare faktorn har vi konstaterat möjligheten av ett beroendeförhållande gentemot kapitalets åldersfördelning och förädlingsgraden, som gör den svår att prognosticera. I varje fall finns det uppenbara risker för att felkällor uppträder om man utgår från den enkla modellen e^{λ} . Hårtill kommer slutligen att själva uppskattningen av värdet på λ är mycket osäker med hänsyn till att vi endast förfogar över 12 observationer.

Den sammanlagda tyngden av dessa invändningar gör naturligtvis att värdet av en prognos baserad på detta material är diskutabelt. Å andra sidan skall man

då komma ihåg att någon klart överlägsen alternativ metod som baserar sig på en analys av den gångna utvecklingen inte finnes. Man brukar i detta sammanhang hänvisa till analys av den marginella kapitalkvoten, d. v. s. kvoten kapitalökning och produktionsökning $\left(\frac{\Delta K}{\Delta Q}\right)$.

Oavsett om denna kvot antages vara konstant eller utvecklas på ett visst angivet sätt, kan den uppfattas som en något förenklad variant av den produktionsfunktion vi arbetat med ovan. Förenklingen betyder att man inte explicit tar hänsyn vare sig till förändringar i sysselsättningsvolymen eller till trendfaktorn. Skulle dessa båda faktorer sakna betydelse för utvecklingen, genom att de förändras i mycket liten utsträckning, ger den marginella kapitalkvoten samma prognos som en vanlig produktionsfunktion. Eftersom produktionsfunktionen kräver ett betydligt större beräkningsarbete, är i ett sådant fall den enklare kapitalkoefficienten att föredraga. Generellt sett måste den dock vara en sämre utgångspunkt för analys än den något allmännare produktionsfunktion vi använt här.

TABELLBILAGA

Tabell 1. Förädlingsvärde i 1954 års priser

2. Totala antalet sysselsatta
3. Kapitalvolym i 1954 års priser
4. Kapitalets andel av förädlingsvärdet
5. Genomsnittlig produktivitet
6. Kapitalvolym per sysselsatt (kapitalintensitet)
7. Beräknad trendfaktor, $A(t)$

Numreringen i tabellernas kolumnhuvuden avser följande indelning:

- Grupp
- I: Malmbrytning och metallindustri
 - II: Jord- och stenindustri
 - III: Trävaruindustri
 - IV: Massa- och pappersindustri
 - V: Livsmedelsindustri
 - VI: Textilindustri
 - VII: Läder-, hår- och gummivaruindustri
 - VIII: Kemisk-teknisk industri

Tabell 1. Förädlingsvärde i 1954 års priser (milj. kr)

År	Inom industrigrupp nr								Totalt I—VIII
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	
1947	4 947,2	491,2	955,2	1 576,8	1 165,5	1 084,0	360,9	501,4	11 125,7
48	5 342,0	505,5	898,7	1 643,0	1 209,8	1 203,7	380,6	566,8	11 837,2
49	5 657,7	508,4	910,0	1 631,9	1 283,6	1 224,8	368,1	603,1	12 290,0
1950	5 920,9	531,4	943,9	1 731,2	1 276,2	1 253,0	391,4	678,2	12 742,8
51	6 315,6	557,2	949,5	1 808,4	1 268,8	1 288,2	398,6	716,9	13 324,9
52	6 526,1	574,4	808,2	1 654,0	1 298,3	1 077,0	377,1	709,7	13 066,2
53	6 315,6	571,6	842,1	1 742,2	1 313,1	1 210,8	402,2	736,3	13 195,5
54	6 473,5	620,4	938,2	1 907,6	1 335,2	1 189,6	445,3	792,0	13 777,7
1955	7 026,1	657,7	977,8	2 028,9	1 416,4	1 175,6	450,7	840,5	14 618,6
56	7 236,6	669,2	966,5	2 117,1	1 468,0	1 217,8	457,8	898,6	15 200,8
57	7 447,2	663,5	1 051,3	2 205,3	1 504,9	1 246,0	481,2	944,6	15 524,2
1958	7 684,0	672,1	1 062,6	2 273,6	1 556,5	1 182,6	506,3	976,1	15 847,0

Tabell 2. Totala antalet sysselsatta (1 000-tal)

År	Inom industrigrupp nr								Totalt I—VIII
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	
1947	342,0	48,3	78,3	85,3	70,3	105,7	36,2	30,0	796,0
48	355,4	47,3	74,2	88,1	69,9	111,6	37,1	30,8	814,4
49	359,0	44,2	73,7	87,8	70,6	113,7	35,1	30,6	814,6
1950	365,4	43,5	74,4	89,1	69,7	114,0	34,6	31,8	822,4
51	376,9	43,1	74,3	91,9	67,7	114,1	33,9	33,0	834,8
52	382,6	41,0	69,9	90,4	67,7	102,8	30,9	33,3	818,6
53	363,0	39,6	68,7	90,0	65,4	104,7	31,2	32,7	795,2
54	381,2	40,9	73,5	97,1	70,0	103,7	32,0	33,5	831,9
1955	402,3	41,4	74,3	100,3	71,2	100,8	32,1	34,8	857,1
56	404,8	40,1	69,6	101,3	70,3	97,9	31,8	35,8	851,5
57	411,5	38,8	68,2	102,2	68,9	93,8	29,7	36,5	849,4
1958	408,0	36,8	70,0	96,7	67,7	87,3	30,8	36,3	833,6

Tabell 3. Kapitalvolymen i 1954 års priser (milj. kr)

År	Inom industrigrupp nr								Totalt I—VIII	Totalt I—VIII enl. P-I- serien ¹
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII		
1946	6 518,8	1 137,6	1 103,4	2 828,2	2 263,2	1 915,5	522,6	1 087,7	17 376,9	17 376,9
47	7 031,9	1 177,0	1 165,7	3 015,6	2 314,3	2 045,9	536,8	1 168,4	18 455,5	18 795,7
48	7 578,7	1 209,0	1 221,1	3 237,4	2 368,6	2 189,9	551,0	1 248,3	19 604,0	20 258,0
49	8 086,8	1 233,4	1 263,5	3 441,1	2 424,3	2 360,0	565,9	1 330,1	20 705,2	21 634,3
1950	8 582,2	1 309,1	1 348,0	3 744,2	2 478,7	2 548,9	599,7	1 395,0	22 005,7	23 280,5
51	9 098,7	1 569,2	1 404,0	3 830,2	2 282,6	2 448,7	623,8	1 469,2	22 726,3	24 688,8
52	9 828,7	1 424,7	1 361,4	4 068,5	2 351,4	2 433,8	625,9	1 549,1	23 643,6	25 703,7
53	10 731,2	1 543,5	1 524,9	4 585,3	2 604,2	2 582,1	663,7	1 663,4	25 898,3	26 594,6
54	11 497,2	1 550,5	1 679,3	4 918,4	2 738,7	2 679,5	696,9	1 797,5	27 557,9	27 794,9
1955	11 882,6	1 569,3	1 756,2	4 997,6	2 718,1	2 583,7	675,6	1 838,3	28 021,3	28 939,0
56	12 500,4	1 709,9	1 890,6	5 311,1	2 728,7	2 514,5	683,6	1 887,6	29 226,4	30 042,4
1957	13 447,1	1 713,2	1 960,9	5 630,5	2 890,5	2 574,3	704,6	2 178,1	31 099,2	31 099,2

¹ Se texten under punkt C 1.

Tabell 4. Kapitalets andel av förädlingsvärdet

År	Inom industrigrupp nr								Totalt I—VIII	Totalt I—VIII enl. netto- beräkn. ¹
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII		
1947	0,38	0,42	0,39	0,57	0,61	0,48	0,44	0,57	0,46	0,42
48	0,41	0,42	0,36	0,61	0,61	0,49	0,43	0,58	0,47	0,43
49	0,43	0,42	0,39	0,51	0,59	0,47	0,40	0,58	0,46	0,41
1950	0,44	0,44	0,43	0,62	0,56	0,45	0,40	0,60	0,48	0,44
51	0,46	0,45	0,50	0,76	0,57	0,45	0,45	0,60	0,54	0,51
52	0,45	0,43	0,36	0,54	0,56	0,33	0,37	0,55	0,46	0,41
53	0,43	0,44	0,37	0,47	0,56	0,36	0,37	0,58	0,49	0,43
54	0,42	0,45	0,32	0,52	0,56	0,34	0,40	0,59	0,45	0,39
1955	0,43	0,44	0,39	0,52	0,56	0,33	0,40	0,57	0,45	0,40
56	0,42	0,43	0,35	0,51	0,57	0,32	0,38	0,57	0,44	0,39
1957	0,43	0,45	0,40	0,50	0,58	0,35	0,30	0,58	0,47	0,41

¹ Se texten under punkt C 2.

Tabell 5. Genomsnittlig produktivitet (1 000 kr, 1954 års priser)

År	Inom industrigrupp nr								Totalt I—VIII
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	
1947	14,5	10,2	12,2	18,5	16,6	10,3	10,0	16,7	14,0
48	15,0	10,7	12,1	18,7	17,3	10,8	10,3	18,4	14,5
49	15,8	11,5	12,4	18,6	18,2	10,8	10,5	19,7	15,1
1950	16,2	12,2	12,7	19,4	18,3	11,0	11,3	21,3	15,5
51	16,8	12,9	12,8	19,7	18,7	11,3	11,7	21,7	16,0
52	17,1	14,0	11,6	18,3	19,2	10,5	12,2	21,3	16,0
53	17,4	14,4	12,3	19,4	20,1	11,6	12,9	22,5	16,6
54	17,0	15,2	12,8	19,6	19,1	11,5	13,9	23,7	16,6
1955	17,7	15,9	13,2	20,2	19,9	11,7	14,1	24,2	17,1
56	17,9	16,7	13,9	20,9	20,9	12,4	14,4	25,1	17,9
57	18,1	17,1	15,4	21,6	21,9	13,3	16,2	25,9	18,3
1958	18,8	18,3	15,2	23,5	23,0	13,5	16,5	26,9	19,0

Tabell 6. Kapitalvolym per sysselsatt (1 000 kr, 1954 års priser)

År	Inom industrigrupp nr								Totalt I—VIII	Totalt I—VIII, P-I-serien ¹
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII		
1947	19,1	23,6	14,1	33,1	32,2	18,1	14,4	36,3	21,8	21,8
48	19,8	24,9	15,7	34,2	33,1	18,3	14,5	37,9	22,7	23,3
49	21,1	27,4	16,6	36,9	33,7	19,3	15,7	40,8	24,1	24,9
1950	22,1	28,4	17,0	38,6	34,8	20,7	16,4	41,8	25,2	26,3
51	22,8	30,3	18,2	40,8	36,6	22,3	17,7	42,3	26,4	27,9
52	23,8	38,3	20,1	42,4	33,7	23,8	20,2	44,1	27,8	30,1
53	27,1	36,0	19,8	45,2	36,0	23,2	20,0	47,4	29,7	32,3
54	28,2	37,8	20,8	47,2	37,2	24,9	20,7	49,7	31,1	32,0
1955	28,6	37,4	22,6	49,0	38,4	26,6	21,7	51,7	32,2	32,4
56	29,4	39,1	25,2	49,3	38,7	26,4	21,3	51,4	32,9	34,0
57	30,4	44,1	27,7	52,0	39,6	28,8	23,0	51,7	34,4	35,4
1958	33,0	46,5	28,0	58,2	42,7	29,5	22,9	60,1	37,3	37,3

¹ Se texten under punkt C 1.

Tabell 7. Beräknad trendfaktor, A(t)

År	Inom industrigrupp nr								Totalt I—VIII	Total I—VIII kapital nettoan och P-I-l talvolym
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII		
1947	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
48	1,02	1,03	0,95	0,99	1,03	1,05	1,03	1,07	1,02	1,01
49	1,05	1,06	0,95	0,94	1,07	1,02	1,01	1,10	1,03	1,02
1950	1,05	1,11	0,96	0,96	1,06	1,00	1,08	1,18	1,04	1,03
51	1,09	1,14	0,94	0,94	1,05	1,00	1,08	1,19	1,05	1,03
52	1,09	1,11	0,80	0,85	1,12	0,89	1,06	1,14	1,02	0,99
53	1,05	1,17	0,86	0,86	1,13	0,99	1,12	1,16	1,02	1,00
54	1,00	1,20	0,88	0,86	1,05	0,96	1,19	1,18	1,00	1,00
1955	1,04	1,26	0,88	1,08	0,95	1,18	1,18	1,18	1,01	1,02
56	1,04	1,30	0,89	0,89	1,13	1,01	1,22	1,23	1,05	1,03
57	1,03	1,26	0,96	0,90	1,16	1,08	1,34	1,26	1,07	1,03
1958	1,04	1,32	0,94	0,92	1,17	1,06	1,36	1,21	1,06	1,03

¹ Se texten under punkterna C 1—2.