

Ilkka Salonen

Suomen Pankin kirjasto



0000000546 IVA5a

Kirjasto: alaholvi

SUOMEN PANKKI D

Teknisen kehityksen mittaamisesta tuotantofunktion

Suomen Pankki

D:051

1981

Teknisen kehityksen
tuotantofunktion avulla ja soveltaminen
Suomen kansantalouteen

Suomen Pankki

1981

D:51

Ilkka Salonen

SUOMEN PANKKI
Kirjasto

**Teknisen kehityksen mittaamisesta
tuotantofunktion avulla ja sovellutus
Suomen kansantalouteen**

Suomen Pankki

Helsinki 1981

ALKUSANAT

Tämä tutkimus on tehty kesän ja syksyn 1980 kuluessa oman työn ohessa allekirjoittaneen toimiessa tilapäisenä toimistosihteerinä Suomen Pankin tutkimusosastolla. Tutkimuksen suorittamista auttoi suuresti - tutkimusosastolla saamieni hyödyllisten neuvojen ja kommenttien lisäksi - se, että empiiristen laskelmien tekemisessä minulla oli mahdollisuus käyttää Suomen Pankin ATK-välineistöä. Lähdemateriaalin hankinnassa sain arvokasta apua Suomen Pankin kirjaston henkilökunnalta.

Nyt julkaistava tutkimus ei oleellisesti poikkea siitä versiosta, joka tarkastettiin kansantaloustieteen pro gradu-työnä Helsingin Yliopistossa keväällä 1981.

Helsinki syyskuussa 1981

Ilkka Salonen

Julkaistaan tiedonantona käynnissä olevasta tutkimuksesta.

SISÄLLYS

	sivu
1. JOHDANTO	7
2. TEKNISEN KEHITYKSEN KÄSITE JA LUOKITTELU	10
2.1. Teknisen kehityksen määritelmä	11
2.2. Teknisen kehityksen luokittelu	13
3. TEKNISEN KEHITYKSEN MITTAAMINEN	18
3.1. Residuaalimenetelmä	18
3.2. Tuotantofunktiomenetelmä	21
3.3. Solowin vuosikertamalli	22
3.4. Jorgensonin ja Grilichesin kritiikki	25
3.5. Tuotannon kasvu ja rakennemuutos	29
4. AGGREGAATTITUOTANTOFUNKTIO - SEN VALINTA JA SIIHEN LIITTYVISTÄ ONGELMISTA	32
4.1. Tuotantofunktion valinta	32
4.2. Cobb - Douglas-tuotantofunktion ominaisuuksista	36
4.3. Tuotantofunktioiden aggregoinnista	40
5. MUUTTUJIEN OPERATIONAALISTEN VASTINEITTEN VALINTA	45
5.1. Tuotos	45
5.2. Työpanos	46
5.3. Pääomapanos	49
5.3.1. Pääomakanta	49
5.3.2. Pääoman käyttöaste	51
5.4. Työ- ja pääomatulot	59
6. ESTIMOINTI JA TULOKSET	60
6.1. Cobb - Douglas-tuotantofunktion estimoinnista	60
6.2. Residuaalimenetelmällä saadut tulokset	66
6.3. Tuotantofunktiomenetelmällä saadut tulokset	68
6.4. Rakennemuutosten kasvuvaikutuksista tehdyt laskelmat	73
7. YHTEENVETO JA JOHTOPÄÄTÖKSET	76
LÄHTEET	79
LIITE 1	89
LIITE 2	91



1. JOHDANTO

Taloustieteellisessä kirjallisuudessa teknisellä kehityksellä tavallisimmin tarkoitetaan joko tuotantoteknologian uusiutumista tai tämän teknologian muutoksen vaikutuksia tuotannon kasvuun. Näistä kahdesta tulkitsemistavasta kuuluu edellinen lähinnä mikro-talousteoriaan ja jälkimmäinen makrotalousteoriaan. Seuraavassa tarkastellaan teknisen kehityksen makrotaloudellista merkitystä.¹

Ensimmäiset empiiriset tutkimukset, joissa on käsitelty teknistä kehitystä kasvutekijänä, on julkaistu 1950-luvun alussa (vrt. Kendrick - Vaccara, 1980, s. 3). Tekninen kehitys -käsitteen avulla pyrittiin saamaan perinteisiin kasvumalleihin lisää realismia.² 1950- ja 1960-luvun taitteessa tekninen kehitys oli erittäin suosittu tutkimuskohde, eritoten empiirisissä tutkimuksissa (tarkemmin ks. esim. Lave (1966) tai Kennedy - Thirlwall (1972)). Teknistä kehitystä tutkittiin myös Suomessa: Niitamo (1958) teki tutkimuksen, johon on usein viitattu kansainvälisissäkin julkaisuissa.

Taloudellisen kasvun hidastuttua 1970-luvun puolivälin jälkeen on teknisen kehityksen ja muiden kasvutekijöiden merkityksen tutkiminen tullut jälleen ajankohtaiseksi. Kansainvälisiä vertailuja ovat tehneet mm. Christensen, Cummings ja Jorgenson (1976) sekä Jorgenson ja Nishimizu (1978). Artus (1977) on tutkinut eri tekijöiden osuutta potentiaalisen tuotannon kasvusta eri maissa. Ruotsi on yksi niistä maista,

1. Teknologian muutoksen tutkimisesta taloustieteessä ks. esim. Kennedyn ja Thirlwallin (1972) erinomaisen katsausartikkelin osa II.

2. Teknisestä kehityksestä kasvumalleissa ks. esim. Jones (1975, luku 7 sekä luku 8).

joissa on viime aikoina alettu tutkia teknistä kehitystä kasvutekijänä. Ruotsissa on useissa eri tutkimuksissa käsitelty teknisen kehityksen osuutta tuotannon kasvusta (ks. esim. Carlsson (1979) ja SINDin syysraportti 1978). Suomessa on Markku Simula (1979) tutkinut teknisen kehityksen merkitystä metsäteollisuudelle.

Tässä tutkimuksessa esitellään aggregaattituotantofunktio-käsitteeseen pohjautuvia tapoja mitata teknistä kehitystä. Näitä mittaamistapoja soveltaen arvioidaan teknisen kehityksen välittömiä kasvuvaikutuksia Suomessa vuosina 1961 - 1979.

Tutkimuksen kulku on seuraavanlainen. Toisessa luvussa esitellään ensin teknisen kehityksen määritelmä ja teknisen kehityksen kanssa käytännöllisesti katsoen yhtäpitävä kokonaistuottavuuden käsite. Tämän jälkeen tarkastellaan kahta eniten käytettyä tapaa luokitella tekninen kehitys.

Kolmannessa luvussa esitellään sellaisia teknisen kehityksen mittaustapoja, joissa on sovellettu tuotantofunktiota. Luvun lopussa käsitellään vielä työvoiman tehokkaamman käytön kasvuvaikutusten mittaamista.

Neljännessä luvun alussa perustellaan melko yksityiskohtaisesti tehtyä tuotantofunktion eksplisiittimuodon valintaa, koska tutkimuksen empiirisessä osassa käytetyt menetelmät suurelta osalta pohjautuvat aggregaattituotantofunktio-käsitteeseen. Tämän lisäksi tarkastellaan yhteenvedonomaaisesti valitun tuotantofunktion ominaisuuksia ja siihen liittyviä rajoituksia. Luvun lopussa esitellään lyhyesti aggregaattituotantofunktio-käsitteeseen liittyviä ongelmia.

Viidennessä luvussa esitetään yksityiskohtaisesti teoreettisten muuttujien operationaalisten vastineiden valintaperusteet.

Kuudennessa luvussa esitetään tulokset ja pohditaan valitun tuotantofunktion estimoinnin problematiikkaa. Alaluvussa 6.4 esitettävät laskelmat tehdään seuraavanlaisen sektorijaon pohjalta:

- (i) maatalous,
- (ii) palvelukset ym.,
- (iii) metsätalous ja
- (iv) teollisuus.

Kaksi ensimmäistä sektoria ovat suljettuja ja kaksi jälkimmäistä avoimia. Näin ollen palvelukset ym.-sektori käsittää muun suljetun sektorin paitsi maatalouden.

Viimeisessä luvussa esitetään estimointitulokset ja yhteenveto.

Liitteessä yksi esitetään muutamia estimointituloksia, joita ei tekstissä käsitellä yksityiskohtaisesti, ja liitteessä kaksi tutkielman kannalta keskeiset sarjat.

2. TEKNISEN KEHITYKSEN KÄSITE JA LUOKITTELU

Tässä luvussa tarkastellaan teknistä kehitystä neoklassisen tuotannon teorian pohjalta. Seuraavassa luetellaan selvyiden vuoksi tässä yhteydessä useimmiten tehtävät oletukset (esim. Uzawa, 1960, s. 118 ja Ferguson, 1969, s. 214):¹

- (i) Tutkittavan (aggregaatti)talouden tuotantoa (Q) voidaan kuvata (aggregaatti)tuotantofunktion avulla.
- (ii) Panoksia on kahdenlaisia: työ (L) ja pääoma (K). Kumpaankin panosluokkaan kuuluvat panokset ovat homogeeniset.
- (iii) Tuotantofunktio on ensimmäisen asteen homogeeninen funktio, ja se on argumenttiensa suhteen (vähintään) kahdesti derivoituva.
- (iv) Tuotantofunktion ensimmäisen kertaluvun derivaatat ovat positiiviset (positiiviset rajatuottavuudet) ja toisen kertaluvun derivaatat (pl. mahdollisesti ristiderivaatat) negatiiviset (vähenevät rajatuottavuudet).
- (v) Talous toimii voitonmaksimointiperiaatteella budjettirajoituksen alaisena, jolloin panoksille maksettavat korvaukset tulevat niiden rajatuottavuuksien mukaisiksi.

1. Neoklassisesta tuotannon teoriasta tarkemmin ks. esim. Ferguson (1969).

Neljä ensimmäistä oletusta liittyy tuotantofunktion olemassaoloon ja sen ominaisuuksiin ja viides talouden käyttäytymiseen.^{1,2}

2.1. Teknisen kehityksen määritelmä

Tekninen kehitys määritellään tuotantofunktion (F) muutokseksi ajassa. Periodien t_1 ja t_2 välisenä aikana tapahtunut tekninen kehitys ilmenee siten, että

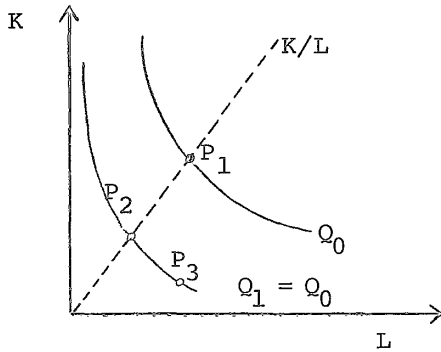
$$(2.1) \quad F(L, K; t_1) < F(L, K; t_2) .$$

Siis periodilla t_2 saadaan teknisen kehityksen ansiosta panosten määrää muuttamatta aikaan suurempi tuotos kuin periodilla t_1 . Vastaavasti selvittäään periodilla t_2 aikaisempaa vähäisemmällä panosten käytöllä pidettäessä tuotoksen määrä ennallaan. Tämä voidaan esittää graafisesti samatuotoskäyrän siirtymisenä kohti origoa (ks. kuvio 2.1).

1. Oletuksia ei suinkaan aina esitetä samassa muodossa kuin tässä. Tarkastelun kannalta olisi esimerkiksi ollut riittävää olettaa tuotantofunktio yleisesti homogeeniseksi (vrt. oletus (iii)), mutta rajaamalla homogeenisuuden aste yhdeksi päästään yksinkertaisempiin lausekkeisiin.

2. Neoklassiseen tuotannon teoriaan liittyvistä oletuksista on keskusteltu ajoittain melko kiihkaastikin (ks. esim. Ferguson, 1969, s. 254 - 270 sekä Jones, 1975, s. 123 - 155). Seuraavassa ei tähän keskusteluun kuitenkaan puututa.

Kuvio 2.1. Teknisen kehityksen vaikutus samatuotokäyriin



Koska tekninen kehitys määriteltiin tuotantofunktion siirtymäksi - ceteris paribus - on panossuhteen pysyttävä kiinteänä. Panossuhteen muuttuminen eli tuotantontekijöiden välinen substituutio tarkoittaa siirtymistä tuotantofunktiota pitkin.

Kuviossa 2.1 teknisen kehityksen vaikutuksesta siirrytään suoraa K/L pitkin pisteestä P_1 pisteeseen P_2 . Todellisuudessa kuitenkin voi siirtyminen tapahtua pisteestä P_1 pisteeseen P_3 , jolloin samanaikaisesti teknisen kehityksen kanssa on tapahtunut tuotantontekijöiden välistä substituutiota.

Teknisen kehityksen kanssa lähes samansisältöinen käsite on kokonaistuottavuus, joka määritellään tuotoksen ja kokonaispanoksen väliseksi suhteeksi eli

$$(2.2) \quad A(t) = \frac{Q(t)}{X(t)},$$

jossa $A(t)$ on kokonaistuottavuus ja $X(t)$ kokonaispanos periodilla t .

Näin määriteltynä tekninen kehitys ja kokonaistuottavuus pyrkivät mittaamaan samaa ilmiötä, sitä osaa tuotannon kasvusta, joka ei ole panosten käytön kasvun ansiota. Se, kumpaa nimityksistä käytetään, on lähinnä riippuvainen lähestymistavasta.¹ Koska jatkossa ope-roidaan pääasiassa tuotantofunktiota hyväksi käyttäen, on tässä luonteavaa valita termiksi tekninen kehitys.

2.2. Teknisen kehityksen luokittelu

Tekninen kehitys voi olla luonteeltaan pääomaa säästävää, neutraalia tai työtä säästävää.² Tarkasteltaessa teknistä kehitystä se useimmiten oletetaan neutraaliksi, koska muuten olisi melkoisen hankalaa erottaa, mikä on muutosta tuotantofunktiota pitkin ja mikä tuotantofunktion muutosta (vrt. Kennedy - Thirlwall, 1972, s. 20 - 21).³

Tarkasteltaessa teknisen kehityksen luokittelutapoja ovat keskeiset nimet Hicks ja Harrod; voidaanakin puhua hicksiläisestä ja harrodilaisesta teknisen kehityksen luokittelusta. Vaikka edellä mainittuja luokittelutapoja voidaan vertailla keskenään, ovat niiden lähtökohdat erilaiset: Hicksin päämääränä oli funktionaalisen tulonjaon vakioisuuden selittäminen, kun taas Harrod pyrki luomaan taloudellisten kasvumallien kehittämiseen soveltuvan neutraalisuuskäsitteen (vrt. Kennedy - Thirlwall, 1972, s. 20).

1. Varsinaista yleistä käytäntöä ei kuitenkaan ole. Esimerkiksi Lave (1966) käyttää nimitystä tekninen kehitys lähestymistavasta riippumatta.

2. Yhtä hyvin voitaisiin puhua työtä käyttävästä, neutraalista tai pääomaa käyttävästä teknisestä kehityksestä.

3. Toisenlaisesta lähestymistavasta ks. esim. Sato-Beckmann (1976). Kommentoidessaan em. artikkelia Zarembka kuitenkin korostaa sitä, että mitä monimutkaisempia estimoitavat lausekkeet ovat, sitä vaikeampaa on johtopäätösten teko.

Tekninen kehitys määritellään hicksiläisittäin pääomaa säästäväksi, neutraaliksi tai työtä säästäväksi, mikäli sen vaikutuksesta pääoman ja työn rajasubstituutiosuhde nousee, pysyy ennallaan tai laskee (Hicks, 1957, s. 121 - 122).¹

Tavallisesti hicksiläistä luokittelutapaa esiteltäessä oletetaan pääoma - työ-suhteen pysyvän kiinteänä.² Tällöin voidaan osoittaa, että tekninen kehitys on hicksiläisittäin pääomaa säästävää, neutraalia tai työtä säästävää, mikäli sen vaikutuksesta pääoman tuotosjousto (e_K) laskee, pysyy ennallaan tai nousee (todistuksesta ks. esim. Ferguson, 1969, s. 218 - 219).

Edellä ei hicksiläistä luokittelutapaa tarkasteltaessa ole tehty eksplisiittisiä oletuksia markkinoiden tilasta. Hicks kuitenkin perusti tarkastelunsa täydellisen kilpailun tasapainotilanteeseen, jolloin panoksille maksettavat korvaukset määräytyvät niiden rajatuottavuuden mukaan (vrt. edellä s.10 oletus (v)). Tällöin voidaan kirjoittaa

1. Pääoman ja työn välinen rajasubstituutiosuhde on yhtä kuin samatuotuskäyrän kulmakertoimen vastaluku eli työn ja pääoman rajatuotosten välinen suhde.

2. Ks. esim. Ferguson (1969, s. 217) sekä Kennedy - Thirlwall (1972, s. 20). Blackorby, Knox Lovell ja Thursby (1976) ovat esittäneet toisenlaisen tulkinnan: heidän mukaansa Hicksin tarkoittamalle tasapainolle riittävä ehto on se, että yritys pysyy ekspansiourallaan, jolloin K/L säilyy kiinteänä ainoastaan ekspansiouran ollessa lineaarinen. Vastineessaan Kennedy ja Thirlwall (1977) ovat kuitenkin sitä mieltä, että Hicks ehdottomasti oletti pääoma - työ-suhteen kiinteäksi.

3. Tässä, kuten myöhemminkin, on funktion osittaisderivaattaa jonkin muuttujan suhteen merkitty käyttämällä kyseistä muuttujaa alaindeksinä. Siten esimerkiksi $\partial F / \partial K = F_K$.

$$(2.3) \quad e_K = \frac{F_{KK}}{Q} = \frac{rK}{Q} = b ,$$

jossa r on pääomalle maksettava yksikkökorvaus ja b pääoman tulo-osuus. Yhtälön (2.3) perusteella voidaan todeta, että tekninen kehitys on hicksiläisittäin pääomaa säästävää, neutraalia tai työtä säästävää, jos sen vaikutuksesta pääoman tulo-osuus laskee, pysyy entisellään tai nousee.

Teknisen kehityksen mittaamisen kannalta tärkeä tulos on se, että tekninen kehitys on hicksiläisittäin neutraalia ainoastaan silloin, kun tuotantofunktio on kirjoitettavissa muotoon (ks. esim. Ferguson, 1969, s. 223)

$$(2.4) \quad Q(t) = A(t)G(L(t), K(t)) ,$$

jossa $A(t) > 0$ kuvaa teknistä kehitystä.

Harrodilaisessa luokittelutavassa puolestaan oletetaan, että pääoman saama yksikkökorvaus eli korko ($r = F_K$) pysyy vakiona. Tällöin tekninen kehitys on harrodilaisittain pääomaa säästävää, neutraalia tai työtä säästävää, mikäli sen vaikutuksesta pääomakerroin (K/Q) laskee, pysyy ennallaan tai nousee (esim. Ferguson, 1979, s. 220).

Koska korko - ja samalla siis pääoman rajatuottavuus - oletettiin kiinteäksi, olisi edellä pääomakertoimen sijasta voitu käyttää pääoman tulo-osuutta tai sen tuotosjoustoja.

Yhtälöä (2.4) vastaava esitys harrodilaisittain neutraalille tekniselle kehitykselle on ¹

$$(2.5) \quad Q(t) = G(A(t)L(t), K(t)) ,$$

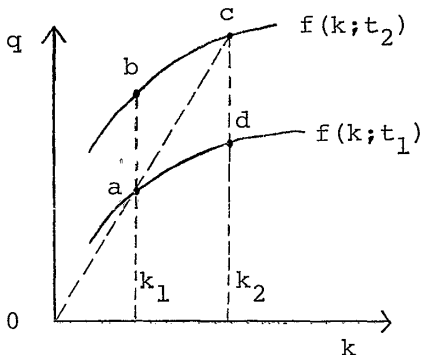
jossa siis $A(t) > 0$ kuvaa teknistä kehitystä.

Hicks- ja Harrod-neutraalin teknisen kehityksen graafisen tarkastelun helpottamiseksi kirjoitetaan tuotantofunktio seuraavasti:

$$(2.6) \quad Q = F(L, K; t) \Leftrightarrow q = f(k; t) ,$$

jossa $q = Q/L$, $k = K/L$ ja $f(k; t) = F(1, k; t)$. Näin voidaan tehdä, koska F :n oletettiin olevan ensimmäisen asteen homogeeninen funktio. Tuotantofunktio voidaan nyt piirtää koordinaatistoon, jossa ordinaatilla on q ja abskissalla k ; näin on periodien t_1 ja t_2 osalta tehty kuviossa 2.2 (vrt. Ferguson, 1969, s. 220).

Kuvio 2.2. Tuotantofunktio f periodeilla t_1 ja t_2



1. (2.5):n formaalin todistuksen esitti Uzawa (1960, s. 119 - 120), mutta graafisesti sen osoitti ensimmäisenä Robinson. Uzawa kutsuukin sitä Robinsonin teoreemaksi.

Tekninen kehitys on hicksiläsittäin neutraalia, jos pääoman tuotosjousto on kummallakin periodilla sama $k:n$ ollessa kiinteä, siis esimerkiksi pisteissä a ja b kuviossa 2.2. Toisaalta teknisen kehityksen Harrod-neutraalisuuden edellytyksenä on, että pääoman tuotosjousto on sama eri periodeilla pääomakertoimen ollessa annettu. Kuviossa 2.2 vakioista pääomakerrointa kuvaa suora Oac eli teknisen kehityksen neutraalisuus harrodilaisittain implikoi samansuuruisen pääoman tuotosjouston pisteissä a ja c . Jos tekninen kehitys on myös Hicks-neutraalia, on $e_K:n$ oltava yhtä suuri pisteissä c ja d . Koska edellä sanotun täytyy päteä kaikkiin $k:n$ ja pääomakertoimen arvoihin, voidaan päätellä, että tekninen kehitys on samanaikaisesti sekä Hicks- että Harrod-neutraalia ainoastaan silloin, kun tuotantofunktion kaikissa pisteissä pääoman (työn) tuotosjousto on vakio. Tällainen tuotantofunktio on Cobb - Douglas-tuotantofunktio.¹ Tiivistetysti voidaan sanoa, että tekninen kehitys on yhtä aikaa sekä Hicks- että Harrod-neutraalia ainoastaan, kun tuotantofunktio on Cobb - Douglas-tyyppinen (todistuksesta ks. Uzawa, 1960, s. 120 - 121).

1. Cobb - Douglas-tuotantofunktiota käsitellään lähemmin luvuissa 4.1 ja 4.2.

3. TEKNISEN KEHITYKSEN MITTAAMINEN

Seuraavassa esiteltävien teknisen kehityksen mittaamistapojen yhteisenä piirteenä on se, että niissä kaikissa tekninen kehitys ymmärretään tuotantofunktion siirtymisenä ajassa.

Pois jääneistä lähestymistavoista mainittakoon Kennedyn ja Weizsäckerin lähestymistapa, jossa oletetaan, että työtä lisäävän (labour augmenting) ja pääomaa lisäävän (capital augmenting) teknisen kehityksen välillä vallitsee "trade-off" eli edellisen lisääminen vähentää jälkimmäistä ja päinvastoin. Toinen mielenkiintoinen lähestymistapa on Kaldorin teknisen kehityksen funktio, jossa työn tuottavuuden suhteellinen muutos oletetaan pääomaintensiteetin suhteellisen muutoksen funktioksi. Nämä kaksi ovat esimerkkejä lähestymistavoista, joissa teknistä kehitystä pyritään kuvaamaan ilman tuotantofunktion käsitettä.

Teknisen kehityksen mittaamisesta saa hyvän kuvan Kennedyn ja Thirlwallin (1972) katsausartikkelista sekä Jonesin (1975) teoksen luvuista 7 ja 8.¹

3.1. Residuaalimenetelmä

Teknisen kehityksen mittaamisesta käydyn keskustelun yhtenä alkuunpanevana voimana oli Solowin vuonna 1957 julkaistu artikkeli Technical Change and the Aggregate Production Function. Solow tulkitsee tässä artikkelissaan teknisen kehityksen tuotantofunktion jäännöstermiksi. Hän tekee oletuksen teknisen kehityksen Hicks-neutraalisuudesta, jolloin tuotantofunktio on siis edellä (s.15) esitetyn yhtälön (2.4) mukainen.

1. Kummassakin teoksessa on erittäin seikkaperäiset lähdeluettelot, joten niiden avulla on helppo päästä tutkimaan alkuperäisteoksia.

Differentioimalla (2.4) ajan suhteen ja jakamalla saatu tulos \dot{Q} :lla päästään yhtälöön ¹

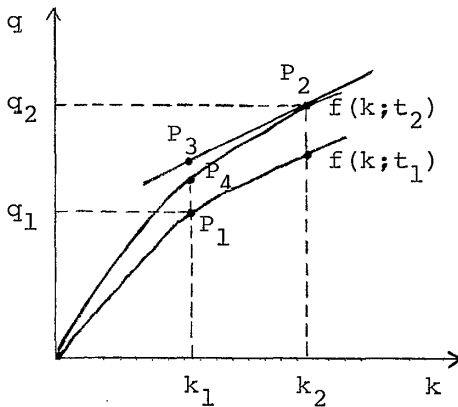
$$(3.1) \quad \frac{\dot{Q}}{Q} = \frac{\dot{A}}{A} + a \frac{\dot{L}}{L} + b \frac{\dot{K}}{K},$$

jossa lisäksi on oletettu, että e_K (e_L) on yhtä suuri kuin b ($a = 1 - b$) (vrt. oletus (v) s. 10).

Yhtälön (3.1) mukaan tekninen kehitys saadaan vähentämällä tuotannon suhteellisesta kasvusta työn ja pääoman suhteellisten kasvujen tulo-osuuksilla painotettu summa.

Teknisen kehityksen empiirinen mittaaminen on ongelmallista, koska samanaikaisesti tuotantofunktion siirtymän kanssa tapahtuu siirtymistä tuotantofunktiota pitkin. Tämä voidaan esittää graafisesti (kuvio 3.1) (Solow, 1957, s. 313).

Kuvio 3.1. Tekninen kehitys mitattuna tuotantofunktion jäännösterminä



1. Muuttujan derivaattaa ajan suhteen on merkitty pisteellä kyseisen muuttujan yläpuolelle: siten esimerkiksi $dQ/dt = \dot{Q}$.

Oletetaan, että lähtökohtatilanteesta P_1 on tultu pisteeseen P_2 . Tällöin toisen periodin tuotantofunktion arvosta ensimmäisen periodin pääomaintensiteetillä (piste P_4 kuviossa 3.1) ei ole havaintoa. Jos muutokset eivät ole suuria, voidaan $f(k;t_2)$:ta approksimoida sen tangentilla, jolloin teknisen kehityksen approksimaatio ($\Delta A/A$) on (ks. Solow, 1957, s. 313)

$$(3.2) \quad \frac{\Delta A}{A} = \frac{P_1 P_3}{P_1 k_1} = \frac{\Delta q}{q_1} - b \frac{\Delta k}{k_1} = \frac{\Delta Q}{Q} - a \frac{\Delta L}{L} - b \frac{\Delta K}{K}$$

eli yhtälöä (3.1) vastaava tulos.

Solow (1957, s. 317) painottaa, että hänen johtamassaan mallissa ei tarvitse kiinnittää tuotantofunktion eksplisiittimuotoa. Jos kuitenkin yhtälössä (3.1) oletetaan a ja b kiinteiksi - mitä Solow ei siis olettanut - ja integroidaan se puolittain, saadaan tulokseksi Cobb - Douglas-tuotantofunktio, joka on homogeeninen astetta yksi.¹

Kenties eniten keskustelua Solowin mallista on aiheuttanut se seikka, että mallissa tekniseksi kehitykseksi katsotaan kaikki ne tekijät, jotka saavat aikaan tuotantofunktion siirtymisen. Näin ollen on täysin mahdollista, että yhtälöstä (3.2) laskettu teknisen kehityksen estimaatti tulee joinakin vuosina negatiiviseksi.

Myöhemmin nimitetään edellä esitettyä tapaa arvioida teknistä kehitystä residuaalimenetelmäksi.

1. Jos oletetaan tuotantofunktion olevan Cobb - Douglas-tyyppinen ja a :n sekä b :n muuttuvan ajassa, saadaan tekninen kehitys lasketuksi kaavasta (vrt. Lave, 1966, s. 23)

$$\frac{\dot{A}}{A} = \frac{\dot{q}}{q} - b \frac{\dot{k}}{k} - a \log k$$

Siinä viimeinen termi osoittaa sen harhan, jonka a :n ja b :n kiinteäksi oletaminen aiheuttaa.

3.2. Tuotantofunktiomenetelmä

Tuotantofunktioiden eksplisiittimuodoissa teknistä kehitystä kuvataan yleensä eksponentiaalisen trendin avulla. Ensimmäisenä tällaista menettelytapaa sovelsi Tinbergen vuonna 1942 (ks. Tinbergen, 1959, s. 193 ja Kennedy - Thirlwall, 1972, s. 17).

Käytettäessä eksponentiaalista trendiä teknisen kehityksen kuvaajana saavat edellä esitetyt (s. 15 ja 16) yhtälöt (2.4) ja (2.5) muodon

$$(3.3) \quad Q(t) = e^{gt} G(L(t), K(t)) \text{ ja}$$

$$(3.4) \quad A(t) = G(e^{g't} L(t), K(t)) ,$$

joissa g ja g' ovat teknisen kehityksen vauhtia kuvaavia vakioita. Teknisen kehityksen vauhti oletetaan siis vakioksi, jolloin sille saadaan arvio tuotantofunktion eksplisiittimuodon estimoinnin yhteydessä.

Näin saatu teknisen kehityksen estimaatti on käsitteellisesti samansisältöinen kuin residuaalimenetelmällä saatu arvio. Erona on kuitenkin esimerkiksi se, että nyt ei välttämättä tarvitse olettaa rajatuottavuushypoteesia oikeaksi eikä kiinnittää skaalatuottojen astetta yhdeksi.

Tuonnonpana nimitetään teknisen kehityksen arviointia tuotantofunktion avulla tuotantofunktiomenetelmäksi.

3.3. Solowin vuosikertamalli¹

Edellä on oletettu, että tekninen kehitys on pääomaan sitoutumatonta eli että investoinneilla ei ole mitään vaikutusta teknisen kehityksen vauhtiin. Voitaneen kuitenkin olettaa, että käytännössä tekninen kehitys vaatii toteutuakseen usein uusien ja entistä tehokkaampien koneiden käyttöönottoa. Solow (1960, s. 91) onkin itse maininnut residuaalimenetelmän erityiseksi heikkoudeksi sen, että menetelmässä uudet ja vanhat pääomahyödykkeet hyötyvät teknisestä kehityksestä yhtä paljon.

Vaihtoehtoista mallia, jossa tekninen kehitys on riippuvainen pääomakannan ikäjakaumasta ja tätä kautta investoinneista, kutsutaan vuosikertamalliksi. Mallissa tekninen kehitys on oletettu pääomaan sitoutuneeksi.

Koska pääomakannan ikärakenteella on vuosikertamallisessa merkitystä, on tärkeitä erottaa tietyssä periodina (esim. vuosi) valmistetut pääomahyödykkeet toisistaan. Jos oletetaan pääomaa poistettavan tuotantotoiminnasta vakiovauhdilla (d), saadaan vuonna v valmistettujen hetkellä t vielä käytössä olevien pääomahyödykkeiden ($K(t_v)$) määräksi

$$(3.5) \quad K(t_v) = K(v_v) e^{-d(t-v)} = I(v) e^{-d(t-v)},$$

jossa $I(v)$ on bruttoinvestoinnit vuonna v ja $t > v$.

$K(t_v)$:hen liittyvää työpanosta merkitään $L(t_v)$:llä. Jos oletetaan tuotantofunktio Cobb - Douglas-tyyppiiseksi, voidaan vuonna v valmistetuilla pääomahyödykkeillä hetkellä t aikaansaatu tuotos kirjoittaa

1. Esitys perustuu Solowin (1960) artikkeliin Investment and Technical Progress.

$$(3.6) \quad Q(t_v) = BL(t_v)^a K(t_v)^b e^{gv}.$$

Siinä e^{gt} kuvaa teknistä kehitystä, g on teknisen kehityksen vauhti ja B on vakio.

Yhtälössä (3.6) on oletettu, että vuosikertaa v oleva pääomahyödyke on sitonut itseensä uusimpien innovaatioiden mukanaan tuoman teknisen kehityksen. Tulevaisuudessa tapahtuva pääoman laadun paraneminen ei kuitenkaan enää siihen vaikuta. Toisin sanoen:

"... the multiplicative improvement factor turns itself off the moment the capital good takes shape." (Solow, 1960, s. 92 - 93). Periodin t kuluessa kaikilla vuosikerroilla yhteensä aikaan saadun tuotoksen lausekkeeksi tulee¹.

$$(3.7) \quad Q(t) = \int_{-\infty}^t Q(t_v) dv = BL(t)^a J(t)^b e^{-dbt},$$

jossa $L(t) = \int_{-\infty}^t L(t_v) dv$, $J(t) = \int_{-\infty}^t e^{zv} I(v) dv$ ja $z = d + g/b$.

Vuosikertamallissa (3.7) on tavallisen Cobb-Douglas-tuotantofunktion homogeenisen pääomakannan $K(t)$ tilalla uutena elementtinä $J(t)$. $J(t)$ onkin tulkittavissa sellaiseksi pääomakannaksi, jonka mittauksen yhteydessä on pääomahyödykkeiden laadun paraneminen otettu huomioon.

Empiirisen mittaamisen kannalta mallissa (3.7) on ongelmana se, että operationaalisen vastikkeen löytä-

1. Yhtälön johtamisesta ks. Solow (1960, s. 92 - 93).

minen $J(t)$:lle on erittäin hankalaa, joten mallin parametreja a , b , d ja g ei päästä suoraan estimoimaan.¹

Nelson (1964, s. 581 - 582) on johtanut $J(t)$:lle approksimaation, jota hän tekemiensä kokeiden perusteella pitää erittäin tarkkana.²

$$(3.8) \quad J(t) = \exp(g(g-\bar{x}(t_0))K(t))\exp(g(\bar{x}(t_0)-\bar{x}(t))) ,$$

jossa $\bar{x}(t_0)$ ($\bar{x}(t)$) on pääomakannan keski-ikä periodilla t_0 (t) ja t_0 on perusperiodi sekä t on vertailuperiodi. Jos g ei ole suuri ja jos $\bar{x}(t_0)$ sekä $\bar{x}(t)$ ovat lähellä toisiaan, saadaan $J(t)$:n suhteelliseksi muutokseksi³

$$(3.9) \quad \frac{\dot{J}}{J} = g - g\dot{\bar{x}} + \frac{\dot{K}}{K} .$$

Tehokkuusyksiköin mitatun pääomakannan kasvu on siis riippuvaista teknisen kehityksen vauhdista, pääomahyödykkeiden keski-ikä muutoksesta ja pääomamäärän kasvusta. Termi $\dot{\bar{x}}$ on negatiivinen pääomakannan nuorentuessa, ja se edustaa taloudessa vallitsevan keskimääräisen ja "parhaan" (best practice) teknologian välistä eroa.

1. Solow (1960, s. 94) käytti a :sta, b :stä ja d :stä ennakkoinformaatiota, jolloin hän yhtälöä (3.7) manipuloimalla pääsi lausekkeeseen, josta g oli estimoitavissa. Huomattavaa on, että tällöin kaikki tekninen kehitys katsottiin pääomaan sitoutuneeksi.

2. Yhtälössä (3.8) on lausekkeiden monimutkaisuuden takia käytetty merkintää $\exp(x) = e^x$.

3. Tässä on Nelsonin lähestymistapaa sovellettu jatkuvaan tapaukseen; Nelson itse johtaa lausekkeensa diskreetissä tapauksessa.

Differentioimalla yhtälön (3.7) ajan suhteen, jakamalla sen jälkeen Q :lla ja käyttämällä yhtälöä (3.9) päästään yhtälöön ¹

$$(3.10) \quad \frac{\dot{Q}}{Q} = \frac{\dot{B}}{B} - db + g(1-x)b + a\frac{\dot{L}}{L} + b\frac{\dot{K}}{K},$$

jossa on oletettu, että B on ajassa muuttuva, jolloin B/B kuvastaa pääomaan sitoutumatonta teknistä kehitystä. Tätä termiä ei Solowin mallissa esiintynyt (vrt. alaviitta 1, s.24).²

Edellä johdettuun malliin liittyy implisiittisesti oletus työpanoksen laadun pysymisestä muuttumattomana. Käytännössä on kuitenkin syytä olettaa, että aikaisempaa tehokkaamman koulutuksen ja työssä hankitun kokemuksen mukanaan tuoman ammattitaidon parantamisen myötä myös työn tehokkuus kasvaa (tarkemmin ks. esim. Kennedy - Thirlwall, 1972, s. 38 - 39). Mallissa (3.10) olisi itse asiassa voitu erottaa myös työpanoksen osalta määrällinen ja laadullinen kasvu toisistaan (ks. esim. Nelson, 1964, s. 587 - 590); jos tätä erottelua ei eksplisiittisesti tehdä, sisältyy työn laadullisen paranemisen kasvuvaikutus B/B :hen.

3.4. Jorgensonin ja Grilichesin kritiikki

Kaikille edellä esitetyille tavoille mitata teknistä kehitystä on yhteistä se, että niiden avulla suori-

1. Yhtälö (3.10) poikkeaa Nelsonin (1964, s. 583) yhtälöstä 4a termin $-db$ osalta, koska hänen käyttämänsä Q :n lauseke on

$$Q = B'L^aJ^b.$$

(Merkinnät muutettu vastaamaan tässä käytettyjä.)

2. Jorgensonin mukaan vuosikertamalli ei käytännössä poikkea tavallisesta pääomaan sitoutumattoman teknisen kehityksen mallista eli näiden mallien välillä vallitsee yksikäsitteinen yhteys, minkä vuoksi:

"... one can never distinguish a given rate of growth in embodied technical change from the corresponding rate of growth in disembodied technical change."
(Jorgenson, 1966, s. 8).

tetuissa empiirisissä tutkimuksissa teknisen kehityksen osuus tuotannon kasvusta tulee huomattavan suureksi.¹

Jorgenson ja Griliches (1967, s. 249) väittävät, että näissä - ja muissakin samanlaisiin tuloksiin päätyneissä - tutkimuksissa käytetty tilastoaineisto ei vastannut kyseisten tutkimusten perustana olevaa tuotannon teoriaa. He esittävät neljä virhelähdettä: aggregointivirheet, investointitavaroiden hintaindeksissä olevat virheet sekä virheet työ- ja pääomapanoksen mittauksessa.

Jorgenson ja Griliches perustavat tarkastelunsa identiteettiin, joka ilmaisee sen seikan, että kansantulo on yhtä kuin kansantuote: toisin sanoen panoskorvausten summan tulee olla sama kuin kokonaistuotoksen arvo. Tämän perusidentiteetin pohjalta Jorgenson ja Griliches (1967, s. 251 - 252) johtavat yhtälön, jonka mukaan²

$$(3.11) \quad \frac{\dot{A}}{A} = \frac{\dot{Q}}{Q} - \frac{\dot{X}}{X},$$

jossa Q ja X tulkitaan määräindekseiksi. Yksi Jorgensonin ja Grilichesin pääargumenteista oli se, että

1. Esimerkiksi Solow (1957) sai residuaalimenetelmällä teknisen kehityksen osuudeksi työn tuottavuuden paranemisesta noin 90 %. Vastaavasti Nelson (1964, s. 579) sai teknisen kehityksen osuudeksi tuotannon kasvusta 55 - 67 % pääoman tulo-osuuden mukaan.

2. Merkille pöntävää on se, että yhtälö (3.11) saadaan myös differentioimalla edellä esitetty kokonaistuottavuuden lauseke (2.2) ajan suhteen ja jakamalla saatu tulos A:lla.

Q:n ja X:n mittaamiseen tulee käyttää Divisia-indeksiä.^{1,2}

Jorgenson ja Griliches esittävät tarkastelunsa myös tuotantofunktion avulla, joka saa muodon

$$(3.12) \quad f(Q_1, \dots, Q_M; X_1, \dots, X_N; t) = 0.$$

Siinä Q_1, \dots, Q_M ovat tuotettuja tuotteita ja X_1, \dots, X_N ovat panoksia. Differentioimalla yhtälö (3.12) ajan suhteen voidaan todistaa, että A/A on nolla ainoastaan, kun f :n muutos ajassa on nolla (ks. myös Usher, 1980, s. 264 - 266).

Jorgensonin ja Grilichesin laskelmissa kokonaistuotavuuden osuus tuotannon kasvusta putosi 47.6 prosentista 3.3 prosenttiin kaikkien aineistoon tehtyjen korjausten jälkeen. Tuotannon kasvu olisi Jorgensonin ja Grilichesin esittämien laskelmien mukaan siis ollut tutkimusperiodina 1945 - 1965 lähes yksinomaan panosten määrällisen kasvun ansiota.

1. Divisia-indeksin muutos saadaan yksittäisten indeksihyödykkeiden suhteellisten muutosten arvo-osuuksilla painotettuna keskiarvona. Tarkasti ottaen tämä pätee kuitenkin vain äärettömän pieniin muutoksiin (Divisia-indeksistä tarkemmin ks. esim. Vartia, 1976, s. 103 - 122). Esimerkiksi tuotannon määräindeksin muutokseksi tulee

$$d \log Q(t) = \sum_{i=1}^m w_i(t) d \log Q_i(t),$$

kun indeksihyödykkeitä on m kappaletta sekä $w_i(t)$ on i :nnen indeksihyödykkeen arvo-osuus ja $Q_i(t)$ sen määrä periodilla t .

2. Jorgenson ja Griliches (1967, s. 252) johtavat lisäksi sen mielenkiintoisen tuloksen, että kokonaistuottavuus on laskettavissa myös tuotoksen ja kokonaispanoksen hintaindeksin avulla, jolloin yhtälöä (3.11) vastaava lauseke on

$$\frac{\dot{A}}{A} = \frac{\dot{p}_X}{p_X} - \dot{p},$$

jossa p_X on kokonaispanoksen ja p tuotoksen hintaindeksi, joiden Jorgensonin ja Grilichesin mukaan tulee olla Divisia-indeksejä.

Denisonin (1969, s. 25) mukaan Jorgensonin ja Grilichesin käyttämä pääoman käyttöastesarja olisi virheellinen, mikä on vaikuttanut merkittävästi heidän esittämiinsä tuloksiin.

Tulosten heterogeenisuuteen¹ vaikuttaa voimakkaasti se, että Jorgenson ja Griliches ovat pyrkineet mittaamaan pääoman siten, että heidän käyttämässään pääomakantasarjassa on otettu huomioon pääomahyödykkeiden laadun paraneminen. Lisäksi he ovat tehneet vastaavanlaisia korjauksia käyttämäänsä työpanos-sarjaan.² Jos laadulliset tekijät sisällytetään panosarjoihin, jää tekniseksi kehitykseksi ainoastaan joitakin vähemmän merkityksellisiä tekijöitä, kuten esimerkiksi organisatoriset parannukset. Selvää on, että tällöin teknisen kehityksen merkitys kasvulle jää väistämättä pieneksi.

Kaiken kaikkiaan vaikuttaa siltä kuin erimielisyydet teknisen kehityksen merkityksestä olisivat luonteeltaan enemmänkin semanttisia. Erimielisyyttä on siitä, tulisiko työn ja pääoman laadun paraneminen sisällyttää panosarjoihin vai ei. Kukaan ei kieltäne sitä, että tuotannon kasvu olisi ollut toteutunutta huomattavasti vaatimattomampaa, jos työ- ja pääomapanoksen laatu olisi pysynyt esimerkiksi vuoden 1960 tasolla. Näin ollen panosten määrällisten ja laadul-

1. Vastaavanlaisia eroavaisuuksia esiintyy myös tutkittaessa eri maiden kasvunopeuksissa vallitsevia eroja: Christensen - Cummings - Jorgenson (1976) sekä Jorgenson - Nishimizu (1978) esittävät poikkeavuuksien syyksi erot panosmäärien kasvunopeuksissa, kun taas Denison (1967) saa teknisen kehityksen erilaisuuden eri maissa merkittäväksi selittäjäksi.

2. Usher (1980, s. 276) esittää, että ehtona Jorgensonin ja Grilichesin laskelmien oikeellisuudelle on se, että eri koulutustason omaavat työntekijät ovat rajoituksetta substituotavissa keskenään. Jos näin ei ole, tulee työpanoksen kasvun osuus yliarvioiduksi teknisen kehityksen kustannuksella.

listen muutosten kasvuvaikutusten erottamisen toisistaan ei voida katsoa olevan vailla mielenkiintoa. Makuasia sitten on, luetaanko laadullisten tekijöiden vaikutukset tekniseksi kehitykseksi vai panosten kasvuksi.

3.5. Tuotannon kasvu ja rakennemuutos¹

Seuraavassa esitellään yksi tapa pyrkiä ottamaan huomioon työvoimaosuuksien vaihtelun vaikutus tuotannon kasvuun. Keskeisenä oletuksena on tällöin, että työvoimaa siirtyy alhaisemman tuottavuuden omaavilta sektoreilta sellaisille sektoreille, joissa tuotoksen ja työpanoksen välinen suhde on korkeampi.² Mikäli tätä tekijää ei eksplisiittisesti oteta huomioon, sisältyy se teknisen kehityksen estimaattiin kaikissa edellä esitellyissä menetelmissä.

Tässä esiteltävään menetelmään liittyy rajoittavana oletuksena se, että työvoiman liikkuvuuden eri sektoreitten välillä ei oleteta vaikuttavan sektoreittaiseen tuottavuuteen. Tällaisen oletuksen realistisuus on tietenkin erittäin kyseenalaista, mutta toisaalta ilman em. oletusta on työpanoksen tehokkaamman käytön kasvuvaikutusten mittaaminen erittäin vaikeaa.

Se työvoiman käyttö, joka olisi toteutunut, jos periodien t ja $t-1$ välillä ei olisi tapahtunut muutoksia, saadaan lasketuksi kaavasta

1. Tämä alaluku perustuu Gunnar Österbergin vuonna 1965 julkaistuun artikkeliin *An Empirical Study of Labour Reallocation Gains in Sweden Between 1950 and 1960*, joskaan Österberg ei etene analyysissä lauseketta (3.14) pidemmälle.

2. Seuraavassa tarkoitetaan tuottavuudesta puhuttaessa nimenomaan työn tuottavuutta eli Q/L -suhdetta.

$$(3.12) \quad L_i^x(t-1) = \omega_i(t-1)L(t) ,$$

jossa $\omega_i(t-1)$ on sektorin i työpanososuus periodilla $t-1$ ($= L_i(t-1)/L(t-1)$), $L(t)$ koko kansantalouden työpanos periodilla t , $i = 1, \dots, n$ ja x viittaa siis sektorin i työpanokseen, joka olisi toteutunut, jos osuudet olisivat pysyneet ennallaan.

Se, että $\omega_i(t-1)$ poikkeaa $\omega(t)$:stä, voi olla seuraus joko siitä, että sektori i on menettänyt (saanut) työvoimaa muille sektoreille (muilta sektoreilta), tai siitä, että uusi työvoima ei ole allokoitunut eri sektoreille siten, että osuudet olisivat säilyneet ennallaan.

Koska oletettiin, että työn tuottavuuden kehitys on riippumaton työpanososuuksien muutoksista, saadaan $L_i^x(t)$:tä vastaava tuotos $Q_i^x(t)$ lasketuksi kaavasta

$$(3.13) \quad Q_i^x(t) = L_i^x(t)q_i(t) ,$$

jossa $q_i(t)$ on sektorin i tuottavuus periodilla t . $Q_i^x(t)$ on se tuotos, jonka sektori i olisi saanut aikaan, jos sen osuus työpanoksesta ei olisi

muuttunut. Merkitään $Q^x(t) = \sum_{i=1}^n Q_i^x(t)$ eli $Q^x(t)$ on se tuotos, joka koko kansantaloudessa olisi saatu aikaan, jos ω_i :t olisivat säilyneet muuttumattomina. Nyt saadaan lasketuksi työvoiman uudelleenallokoinnista koituneen hyödyn osuus tuotannon toteutuneesta kasvusta kaavalla

$$(3.14) \quad \frac{Q(t) - Q^x(t)}{Q(t) - Q(t-1)} .$$

Kaavan (3.14) osoittajaa voidaan edelleen kehittää havainnollisempaan muotoon kirjoittamalla se ensin seuraavasti:

$$(3.15) \quad \sum_{i=1}^n Q_i(t) = \sum_{i=1}^n \left[\frac{L_i(t-1)}{L(t-1)} L(t) q_i(t) \right],$$

josta ottamalla $L(t)$ yhteiseksi tekijäksi ja käyttämällä identiteettiä $q(t) \equiv \sum_{i=1}^n \omega_i(t) q_i(t)$ sekä järjestämällä tämän jälkeen termejä vielä hiukan päästään lopuksi lausekkeeseen

$$(3.16) \quad L(t) \left[\sum_{i=1}^n (\omega_i(t) - \omega_i(t-1)) q_i(t) \right].$$

Lausekkeesta (3.16) on helppo nähdä, että työvoiman uudelleen allokoitumisesta koituva hyöty on suoraan verrannollinen siihen, kuinka paljon tuottavimpien sektoreiden osuus työpanoksesta on tutkimusperiodina kasvanut.

4. AGGREGAATTITUOTANTOFUNKTIO - SEN VALINTA
 JA SIIHEN LIITTYVISTÄ ONGELMISTA

4.1. Tuotantofunktion valinta

Tuotantofunktion eksplisiittimuodon valintaa tehtäessä on keskeisessä asemassa oletus panosten välisestä korvattavuudesta. Panosten välistä korvattavuutta kuvataan substituutiojouston (s) avulla; s kuvaa sitä helppoutta, jolla panokset ovat annetulla tuotannon tasolla korvattavissa keskenään. Substituutiojouston formaalinen määritelmä kirjoitetaan usein muodossa ¹

$$(4.1) \quad s = \frac{d \log(K/L)}{d \log(Q_L/Q_K)} .$$

Tavallisesti s oletetaan ajassa muuttumattomaksi.² Jos substituutiojousto ei haluta etukäteen kiinnittää, päädytään ns. CES-tuotantofunktioon (Constant Elasticity of Substitution). CES-tuotantofunktion erikoistapauksia ovat ³ (i) lineaarinen tuotantofunktio, jolloin $s = \infty$, (ii) kiinteäkertoiminen tuotantofunktio, $s = 0$ sekä Cobb - Douglas-tuotantofunktio, $s = 1$ (ks. tuonnempana s. 39).

1. McFaddenin (1963, s. 74) mukaan tämä on "A more conventional but somewhat ambiguous ..." määritelmä s:lle. Substituutiojouston yleisempi formaalinen määritelmä on (vrt. Ferguson, 1969, s. 94)

$$s = - \frac{Q_L Q_K (L Q_L + K Q_K)}{L K (Q_{LL} Q_K^2 - 2 Q_{LK} Q_L Q_K + Q_{KK} Q_L^2)}$$

joka on yhtäpitävä yhtälön (4.1) kanssa, mikäli tuotantofunktio täyttää tietyt säännöllisyys ehdot (ks. McFadden, 1963, s. 74). Yksi tällainen funktio on Cobb - Douglas-tuotantofunktio.

2. Lyhyt esitys tuotantofunktioista, joissa s on oletettu ajassa muuttuvaksi on esimerkiksi teoksessa Intriligator (1978, s. 279 - 280). Tällaisten tuotantofunktioiden käytöstä teknisen kehityksen mittaamisen yhteydessä ks. esim. Christensen - Cummings - Jorgenson (1976) sekä Gollop - Jorgenson (1980).

3. Todistuksesta ks. esim. Evans (1969, s. 256 - 258) sekä Cobb - Douglas-tuotantofunktion osalta myös Walters (1963, s. 7).

Empiirisissä tutkimuksissa, joissa operoidaan aggregaattituotantofunktion avulla, on pääasiassa sovellettu joko Cobb - Douglas- (CD-) tai CES-tuotantofunktiota.

CD-tuotantofunktio on saanut nimensä kahden amerikkalaisen, matemaatikko Charles Cobbin ja taloustieteilijä Paul Douglasin, mukaan. He käyttivät sitä vuonna 1928 julkaistussa artikkelissaan A Theory of Production. Ensimmäisenä tämänkaltaisen funktiotyypin soveltajana on kuitenkin pidettävä Knut Wickselliä, jonka kirjoituksissa se esiintyi jo 1900-luvun alussa (vrt. esim. Samuelson, 1979, s. 926). CD-tuotantofunktio kirjoitetaan usein muodossa

$$(4.2) \quad Q(t) = BL(t)^a K(t)^b,$$

jossa $a, b > 0$.

CD-tuotantofunktio oli ylivoimaisesti eniten käytetty tuotantofunktio sekä teoreettisissa että empiirisissä tutkimuksissa aina 1960-luvulle saakka. Vuonna 1961 julkaistiin K. Arrowin, H. Cheneryn, B. Minhasin ja R. Solowin kirjoittama artikkeli Capital-Labour Substitution and Economic Efficiency, jossa esitettiin CES-tuotantofunktion johtaminen.¹ CES-tuotantofunktio on puolestaan kirjoitettavissa muotoon

$$(4.3) \quad Q(t) = B(dL(t)^{-p} + (1-d)K(t)^{-p})^{-v/p}.$$

Tässä jakaumaparametri d ja skaalatuottoja kuvaava parametri v ovat positiiviset ja substituutioparametri $p = (1-s)/s$ voi vaihdella puoliavoimella välillä $[-1, \infty)$.

1. CES-tuotantofunktion ovat itsenäisesti johtaneet myös Brown ja de Cani vuonna 1963 julkaistussa artikkelissaan (vrt. Kennedy - Thirlwall, 1972, s. 23).

Seuraavassa oletetaan tekninen kehitys hicksiläisittäin neutraaliksi eli $B = B(t)$. Lisäksi oletetaan, että taloudessa vallitsevat vakioskaalatuotot eli CD-tuotantofunktiolle $a + b = 1$ (ks. tuonnempana s. 40) ja CES-tuotantofunktiolle $v = 1$.

Differentioimalla CD-tuotantofunktio ajan suhteen ja jakamalla saatu tulos Q :lla saadaan

$$(4.4) \quad \frac{\dot{Q}}{Q} = \frac{\dot{B}}{B} + a \frac{\dot{L}}{L} + (1-a) \frac{\dot{K}}{K},$$

jossa siis tuotannon kasvu on dekomponoitu tekniseen kehitykseen ja panosten määrälliseen kasvuun. Jos $a + b$ on todellisuudessa suurempi (pienempi) kuin yksi, tulee teknisen kehityksen arvioitu osuus kasvusta liian suureksi (pieneksi).

Jos kuitenkin substitutiojousto poikkeaa ykkösestä, voivat työn ja pääoman tuotosjoustot (ks. tuonnempana s. 36) a ja $1-a$ muuttua ajassa, jolloin yhtälö (4.4) ei sellaisenaan riitä. Nelson (1965, s. 327) on esittänyt formulaation, jonka avulla tuotosjoustojen muutos ajassa voidaan ottaa huomioon:

$$(4.5) \quad \frac{\dot{Q}}{Q} = \frac{\dot{B}}{B} + a_0 \frac{\dot{L}}{L} + (1-a_0) \frac{\dot{K}}{K} - \frac{1}{2} a_0 (1-a_0) p \left(\frac{\dot{K}}{K} - \frac{\dot{L}}{L} \right)^2,$$

jossa alaindeksi 0 viittaa lähtökohtatilanteeseen.

Yhtälön (4.5) viimeinen termi $Z = (1/2) a_0 (1-a_0) p \left(\frac{\dot{K}}{K} - \frac{\dot{L}}{L} \right)^2$ osoittaa sen harhan, jonka s :n asettaminen ykköseksi aiheuttaa. Toisin sanoen Z osoittaa CD- ja CES-tuotantofunktion välisen eron.

Yhtälöstä (4.5) nähdään, että $Z = 0$ kahdessa tapauksessa: (i) $p = 0$ eli jos substituutiojousto on yksi, mikä implikoi CD-tuotantofunktion, ja (ii) $K/K - L/L = 0$ eli panosten kasvuvauhdit ovat yhtä suuret, siis talouden pääomaintensiteetti pysyy vakiona.

Vaikka substituutiojousto poikkeaisikin ykkösestä, mikä ainakin lyhyellä ajalla on todennäköistä, on tämän aiheuttama harha teknisen kehityksen estimaattiin B/B:hen käytännössä pieni, kunhan panosten välinen substituutio ei ole täysin olematon. Edellä lausuttu pitää paikkansa, koska pääomaintensiteetin kasvuvauhti on ainoastaan muutaman prosenttiyksikön luokkaa.¹

Koskenkylä ja Pekonen (1979, s. 48) esittävät taulukon, jossa on teollisuuden substituutiojoustolle Suomessa eri tutkimuksissa saatuja estimaatteja; alhaisin arvio s :lle on .4. Jos oletetaan vielä, että $a = 2/3$ ja pääomaintensiteetin kasvuvauhti on 3 %, on oletuksesta $s = 1$ koituva harha

$$\frac{1}{2} \cdot \frac{2}{3} \cdot \frac{1}{3} \cdot \frac{(4/10) - 1}{4/10} \cdot \left(\frac{3}{100}\right)^2 = -.00015$$

eli teknisen kehityksen kasvukontribuutioon liittyvä harha jää varsin pieneksi.²

CD- ja CES-tuotantofunktioiden antamissa estimaateissa tekniselle kehitykselle ei siis ilmeisesti ole suuria

1. Esimerkiksi Yhdysvalloissa vuosien 1947 ja 1960 välisenä aikana pääomaintensiteetti kasvoi Nerloven (1967, s. 56) mukaan noin 3 prosentin vauhtia vuodessa.

2. On kuitenkin huomattava, että substituutiojouston suuruus on merkittävä tekijä kasvun kannalta erityisesti pitkällä ajalla ja kysynnän siirtyessä alkutuotannosta jalostettuihin hyödykkeisiin, jolloin myös substituutiojousto saattaa muuttua (vrt. Nerlove, 1967, s. 57).

eroja (ks. myös Kennedy - Thirlwall, 1972, s. 26). Samaa ei kuitenkaan voida sanoa niiden estimoinnista. Yhtälöstä (4.2) on helppo nähdä, että CD-tuotantofunktio saadaan estimoiduksi log-lineaarisessa muodossa pienimmän neliösumman menetelmää soveltaen. CES-tuotantofunktio puolestaan on epälineaarinen, ja sen estimoinnissa on käytettävä ennakkoinformaatiota jonkin parametrin (esim. s:n) estimoimiseksi (vrt. esim. Arrow - Chenery - Minhas - Solow, 1963) tai sitten estimoitava CES-tuotantofunktion lineaarinen approksimaatio (vrt. esim. Kmenta, 1967), mikäli halutaan soveltaa pienimmän neliösumman menetelmää.

Vaikka CD-tuotantofunktiota voidaan pitää teknisen kehityksen mittaamiseen riittävän tarkkana, ei edellä esitetty merkitse sitä, että se olisi kaikkiin tuotantofunktiota soveltaviin tarkasteluihin paremmin soveltuva kuin CES-tuotantofunktio. Esimerkiksi työn kysyntää tutkittaessa on substituutiojouston suuruudella oletettavasti huomattavasti suurempi merkitys kuin teknistä kehitystä mitattaessa.

4.2. Cobb - Douglas-tuotantofunktion ominaisuuksista¹

Logaritmoimalla yhtälö (4.2) saadaan

$$(4.2') \quad \log Q = c + a \log L + b \log K,$$

jossa $c = \log B$. Yhtälöstä (4.2') on helppo nähdä, että a (b) on työn (pääoman) tuotosjousto, sillä $d \log Q / d \log L = a$ ja vastaavasti $d \log Q / d \log K = b$.

1. Seuraavassa ei a :n ja b :n summasta tehdä mitään oletuksia.

Yhtälöstä (4.2) saadaan panosten rajatuottavuudeksi $Q_L = aQ/L$ ja $Q_K = bQ/K$, eli panosten rajatuottavuus on sama kuin sen keskimääräinen tuottavuus kerrottuna kyseisen panoksen tuotosjoustolla, mistä voidaan päätellä, että rajatuottavuus on aina keskimääräisen tuottavuuden alapuolella, mikäli tuotosjousto on alle yhden.

Jos voidaan olettaa, että ns. rajatuottavuushypoteesi pitää paikkansa eli panoksille maksetaan niiden rajatuottavuuksien mukaan (vrt. edellä s. 10 oletus (v)), ovat a ja b myös panosten tulo-osuudet. Rajatuottavuushypoteesin mukaan reaali-palkka $w = Q_L$ ja pääomalle maksettava reaalin korvaus $r = Q_K$, jolloin Q_L :n ja Q_K :n lausekkeista seuraa suoraan, että $a = wL/Q$ ja vastaavasti $b = rK/Q$.

Panosten rajatuottavuudet ovat aina positiiviset CD-tuotantofunktion ollessa kyseessä, sillä $a, b > 0$ (vrt. yllä esitetyt rajatuottavuuksien lausekkeet). Rajatuottavuudet ovat vähenevät, mikäli $a, b < 1$. Derivoimalla Q_L :n lauseke L :n suhteen saadaan

$$(4.6) \quad Q_{LL} = \frac{a(a-1)Q}{L^2},$$

joka on negatiivinen ainoastaan a :n ollessa yksyköstä pienempi. Vastaavasti Q_{KK} on negatiivinen ainoastaan silloin, kun b on alle yhden.

Mikäli työn (pääoman) rajatuottavuus on vähenevä, tulee Q_L :n (Q_K :n) lähestyä nollaa lisättäessä työn (pääoman) määrää rajatta ja pidettäessä samalla pääoman (työn) määrä vakiona. Tällöin tuotoksen tulee lähestyä jotain vakiotasoa. Yhtälöstä (4.2) nähdään kuitenkin, että kasvatettaessa työpanosta (pääomapanos-

ta) rajatta ja pidettäessä pääomapanoksen (työpanoksen) käyttö entisellään kasvaa myös tuotos rajattomasti CD-tuotantofunktion ollessa kyseessä.¹ Toisin sanoen taloudessa, jonka tuotantofunktio on CD-tyyppinen, voidaan tuotantoa aina lisätä kasvattamalla yksinomaan toisen tuotannontekijän käyttöä.

Kuviossa 4.1 on oletettu pääoman käyttö vakioksi ja työpanoksen käyttöä lisättävän rajatta. Katkoviiva kuvaa tuotantofunktiota, jonka arvo lähenee vakiota c_1 . Yhtenäinen viiva taas kuvaa CD-tuotantofunktiota, joka kasvaa aina L :n kasvaessa.²

1. Yllä esitetty verbaali tarkastelu voidaan tehdä matemaattisesti raja-arvojen avulla. Rajatuottojen vähenemisestä seuraa:

$$\lim_{L \rightarrow \infty} Q_L = \lim_{K \rightarrow \infty} Q_K = 0,$$

$$\begin{array}{l} L \rightarrow \infty \quad K \rightarrow \infty \\ K = \bar{K} \quad L = \bar{L} \end{array}$$

jossa viiva muuttujan yläpuolella viittaa sen kiinnitettyyn arvoon. Siitä, että nämä raja-arvot ovat nolla, puolestaan seuraa, että

$$\lim Q = c_1 \text{ ja } \lim Q = c_2,$$

$$\begin{array}{l} L \rightarrow \infty \quad K \rightarrow \infty \\ K = \bar{K} \quad L = \bar{L} \end{array}$$

jossa c_1 ja c_2 ovat vakioita. Toisaalta CD-tuotantofunktioon pätee

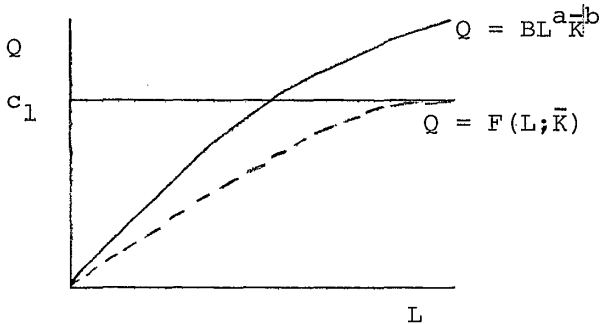
$$\lim_{L \rightarrow \infty} BL^a K^b = \infty \text{ ja } \lim_{K \rightarrow \infty} BL^a K^b = \infty,$$

$$\begin{array}{l} L \rightarrow \infty \quad K \rightarrow \infty \\ K = \bar{K} \quad L = \bar{L} \end{array}$$

eli sillä ei tällaisia raja-arvoja ole. On huomattava, että edellä johdettu tulos ei kuitenkaan merkitse sitä, että CD-funktio olisi sisäisesti epäkonsistentti, sillä voidaan osoittaa, että funktio hajaantuu nopeammin kuin työn (pääoman) raja-arvo lähenee nolaa (vrt. Ferguson, 1969, s. 101).

2. Mikrotason tarkastelussa oletetaan usein, että panna rajattomasti lisättäessä sen rajatuottavuus muuttuu negatiiviseksi. Kuvioon 3.1 sovellettuna tämä merkitsee sitä, että $F(L; \bar{K})$ -käyrä saavuttaisi jollakin L :n arvolla maksiminsa ja kääntyisi sen jälkeen laskevaksi.

Kuvio 3.1. Tuotantofunktion kulku työn käytön kasvassa rajatta ja pääoman käytön ollessa vakio



Ottamalla CD-tuotantofunktion rajatuottavuuksien suhteesta logaritmit saadaan

$$(4.7) \quad \log \frac{Q_L}{Q_K} = \log \frac{a}{b} + \log \frac{K}{L} .$$

Soveltamalla tähän substituutiojouston kaavaa (4.1) (s. 32) nähdään, että CD-tuotantofunktiolla s on aina yhden suuruinen. Toisin sanoen jos rajatuottavuushypoteesi pitää paikkansa, on taloudessa, jonka tuotantofunktio on CD-tyyppinen, suhteellisilla hinnoilla erittäin suuri merkitys. Jos esimerkiksi työn suhteellinen hinta nousee 10 %, muuttuu K/L -suhde suhteellisesti yhtä paljon suuremmaksi, mistä seuraa funktionaalisen tulonjaon vakioisuus.

Funktiokerroin (function coefficient = fc) määritellään tuotoksen joustoksi panosten samanaikaisen ja -suuruisen lisäyksen suhteen. Funktiokerroin siis ilmaisee taloudessa vallitsevien skaalatuottojen laadun: ne ovat kasvavat, vakioiset tai vähenevät, jos fc vastaavasti on suurempi, yhtä suuri tai pienempi kuin yksi. Jos funktio on homogeeninen - so. $Q(\lambda L, \lambda K) = \lambda^n Q(L, K)$, $\lambda, n > 0$ - niin sen fc ja samalla siis skaala-

tuottojen aste on ajassa vakio. Jos tuotantofunktio ei ole homogeeninen, on f_c riippuvainen käytetyistä panosmääristä ja -suhteista (ks. Ferguson, 1969, s. 79 - 80).

Oletetaan, että kumpaakin panosta lisätään kertoimen $\lambda > 0$ osoittamalla määrällä, jolloin CD-tuotantofunktiolle saadaan

$$(4.8) \quad Q(\lambda L, \lambda K) = B(\lambda L)^a (\lambda K)^b = (\lambda^{a+b}) B L^a K^b$$

$$\Rightarrow (4.8') \quad \log Q(\lambda L, \lambda K) = (a+b) \log \lambda + \log B L^a K^b .$$

Yhtälöstä (4.8') nähdään, että $\frac{d \log Q(\lambda L, \lambda K)}{d \log \lambda} = a + b$. Näin ollen CD-tuotantofunktiolla f_c ja skaalatuottojen aste on siis panosten tuotosjoustojen summa.

4.3. Tuotantofunktioiden aggregoinnista

Huolimatta siitä että aggregaattituotantofunktio on erittäin paljon käytetty työväline niin teoreettisissa kuin empiirisissäkin tutkimuksissa, on se käsitteenä hyvin ristiriitainen. Yksi aggregaattituotantofunktion keskeisistä ongelmista on mikrotason tuotantofunktioiden ja aggregaattituotantofunktion välinen yhteys, jota tarkastellaan aggregointiteorian avulla.¹ Seuraavassa pyritään jonkin verran valottamaan niitä ongelmia, joita aggregaattituotantofunktio-käsitteeseen liittyy. Tuotantofunktioiden aggregointia käsittelevästä kirjallisuudesta mainittakoon Sauramon (1978)

1. Aggregaattituotantofunktion olemassaoloa on käsitelty siinä keskustelussa, jota on käyty ns. Cambridgen koulukunnan ja neoklassisen tuotannoteorian kannattajien - mm. Samuelson ja Solow - välillä (tarkemmin ks. esim. Jones, 1975, s. 123 - 155).

työ, jossa on erittäin selventävä esitys myös yleisestä aggregoinnin teoriasta, sekä Saton (1975) teos, joka edustaa siinä mielessä uudenlaista aggregointiteoriaa, että sen yhteydessä on mahdollista suorittaa empiirisiä kokeita.

Tiivistettäessä yksityiskohtaista tietoa suuremmaksi kokonaisuudeksi on oleellista tutkia aggregoinnin konsistenttisuutta. Verbaalisti konsistenttisuus aggregoinnissa voidaan esittää siten, että sen sanotaan vallitsevan, jos karkeammalla ja yksityiskohtaisemmalla aineistolla saadut tulokset yhtyvät. Esimerkiksi tuotantoteoriassa ei ole merkitystä sillä, tutki- taanko jotakin makrotason ilmiötä vastaavan aggregaattituotantofunktion avulla vai käytetäänkö mikro- tason tuotantofunktioita, jos aggregointi on konsistentisti suoritettu.¹

Sauramo (1980, s. 193 - 194) jakaa aggregoinnin teorian matemaattiseen ja taloustieteelliseen aggregoinnin teoriaan. Erona niissä on se, että matemaattisen aggregoinnin teorian yhteydessä konsistenttisuuden tulee olla voimassa kaikissa allokaatiotilanteissa, kun taloustieteellisessä aggregoinnin teoriassa aggregointi voi olla rajoitetusti konsistenttia. Nämä rajoitukset kuvaavat mikroyksiköiden käyttäytymistä; esimerkkinä oletus panosten tehokkaasta allokoinnista.

Pyrittäessä ratkaisemaan erilaisia konsistenttisuusongelmia joudutaan yleensä matemaattisesti melkoisen vaativiin tarkasteluihin (ks. esim. Sauramo, 1978). Yleisenä piirteenä tuloksissa on kuitenkin se, että

1. Konsistenttisuusongelman formalisoinnin on havainnollisella tavalla esittänyt Sauramo (esim. 1980, s. 191 - 193).

aggreoinnin konsistenttisuuden asettamat ehdot ovat erittäin rajoittavat (vrt. Sauramo, 1980, s. 195).

Tuotantofunktioiden aggreointia voidaan tietyin edellytyksin tarkastella myös aggregoinnin peruslauseen avulla (ks. Edgren - Turkkila - Vartia, 1978, s. 15).¹ Lause on muotoa

$$(4.9) \quad \sum_{i=1}^n w_i x_i y_i = \bar{x}\bar{y} + \text{cov}(x,y) ,$$

jossa \bar{x} (\bar{y}) on muuttujien x_i (y_i) painotettu keskiarvo painoina w_i , $\text{cov}(x,y)$ on x :n ja y :n välinen kovarianssi, $i = 1, \dots, n$ ja i viittaa mikroyksikköön (esim. yritys) i .²

Jotta lausetta (4.9) voitaisiin soveltaa, on yritysten tuotantofunktiot tunnettava ja niiden on oltava lineaariset tai linearisoitavissa.

Jos oletetaan, että yritysten tuotantofunktiot ovat CD-tyyppisiä, tulevat molemmat edellä mainitut ehdot täytetyksi. Yrityksen i tuotantofunktio voidaan kirjoittaa muodossa ²

$$(4.10) \quad \log q_i = \log c_i + a_i \log l_i + b_i \log k_i .$$

1. Idea tähän esimerkkiin on saatu Vartián (1979) artikkelista, jossa hän tarkastelee lineaaristen ja kvadraattisten mikroyhtälöiden aggregointia. Sovelluksesta tuotantofunktioiden aggregointiin ei kuitenkaan ko. artikkelissa esitetä.

2. Tässä alaluvussa poiketaan muuten käytetystä merkitsemistavasta, sillä nyt pienet kirjaimet viittaavat mikro- ja suuret aggregaattisuureisiin. Siten esimerkiksi q_i on i :n yrityksen tuotanto eikä sen tuottavuus. Korostettakoon sitä, että tämä pätee ainoastaan tässä alaluvussa.

Funktiot siis oletetaan ainoastaan samantyyppisiksi, mutta niiden argumenteista ja parametreista ei tehdä muuta oletusta kuin että ne ovat positiiviset.

Lisäksi oletetaan, että aggregointifunktiot ovat tulofunktioita.¹ Siis esimerkiksi aggregaattituotanto lasketaan seuraavasti:

$$(4.11) \quad \log Q = \sum_{i=1}^n \log q_i .$$

Summaamalla yritysten logaritmitiset tuotantofunktiot saadaan

$$(4.12) \quad \log Q = \log C + \sum_{i=1}^n a_i \log l_i + \sum_{i=1}^n b_i \log k_i .$$

Sovelletaan yhtälöön (4.12) aggregoinnin peruslausetta (4.9) ja oletetaan vielä, että $w_i = \frac{1}{n}$, jolloin

$$(4.13) \quad \log Q = \log C + \bar{a} \log L + \bar{b} \log K + \text{ncov}(a, \log l) \\ + \text{ncov}(b, \log k) .$$

Yhtälön (4.13) tarkastelun helpottamiseksi palautetaan mieliin, että $\text{cov}(x, y) = s_x s_y r(x, y)$, jossa s_x (s_y) on $x:n$ ($y:n$) keskihajonta ja $r(x, y)$ on $x:n$ ja $y:n$ välinen parittaiskorrelaatio.

Yhtälöstä (4.13) nähdään, että myös aggregaattituotantofunktio on eksaktisti CD-tyyppinen kolmessa tapauk-

1. Todellisuudessa aggregointi useimmiten tapahtuu summafunktioiden avulla, mutta tällöin ei aggregoinnin peruslausetta voida soveltaa kuin lineaarisiin tuotantofunktioihin. Lisäksi kannattanee mainita, että Sauramo (1978, s. 44 - 47 ja 49 - 50) on osoittanut, että matemaattisen aggregoinnin teoriassa summamuotoisia aggregointifunktioita vastaavat lineaariset ja tulomuotoisia CD-tyyppiset tuotantofunktiot.

nessa: (i) työn ja pääoman tuotosjoustot a_i ja b_i ovat samat eri yrityksillä, (ii) kukin yritys käyttää saman määrän työtä ja pääomaa sekä (iii) kummankaan panoksen tuotosjoustot eivät korreloi niiden käytön kanssa.

Tapaus (ii) voidaan epärealistisena sulkea pois, sillä on oletettavaa, että panosten käyttö eri yrityksissä on toisistaan poikkeavaa. Tapaus (iii) puolestaan ei CD-tuotantofunktion tapauksessa ole mahdollinen (ks. edellä s. 30).

Lopputuloksiksi siis saatiin, että yritysten tuotantofunktioiden tulee tehokkuusparametria c_i lukuun ottamatta olla parametriensa suhteen identtiset.¹ Myös tässä siis päädyttiin erittäin rajoittaviin ehtoihin.

Empiirisissä töissä sovelletaan yleensä ns. sankarillista aggregointia (heroic aggregation), eli aggregaattituotantofunktiota käytetään pohtimatta sen käytön aggregointiteoreettisia oikeutuksia. Tällainen menettely on oletettavasti suurelta osin seurausta tulosten realistisuudesta.² Usein erimielisyydet syntyvätkin tuloksia tulkittaessa. Yksi tällainen kiistanalainen kysymys on esimerkiksi rajatuottavuushypoteesin paikkansapitävyyden tutkiminen CD-tuotantofunktion avulla.

Kuten edellä nähtiin ei aggregointiteoreettisia perusteluita aggregaattituotantofunktion käytölle kuitenkaan ole. Tämän merkitystä ei tule vähätellä tulkittaessa aggregaattituotantofunktion avulla saatuja tuloksia.

1. Mielenkiintoinen seikka on, että Sauramo (1978, s. s. 50) päätyy matemaattista aggregoinnin teoriaa vastaavanlaisista lähtökohdista soveltaen samanlaiseen johtopäätökseen.

2. Realistisuudella tarkoitetaan tässä sitä, että tulokset yleensä melko hyvin vastaavat ennakkokäsitystä.

5. MUUTTUJIEN OPERATIONAALISTEN VASTINEITTEN VALINTA

Empiirisistä sovellutuksista saataviin tuloksiin vaikuttavista tekijöistä on - käytetyn metodin ohella - keskeisessä asemassa teoreettisten muuttujien operationalisointi.¹ Muuttujien operationaalisista vastineista tehtyjen havaintojen yhteydessä esiintyvien mittausvirheiden suuruutta ei taloustieteen empiirisissä sovellutuksissa yleensä kyetä arvioimaan. Tavallisimmin oletetaan - ainakin implisiittisesti, että mittausvirheiden vaikutus tuloksiin ei ole merkittävä. Myös tässä työssä on oletettu mittausvirheiden olevan luonteeltaan satunnaisia siten, että ne kumoavat toisensa.

Seuraavassa on suhteellisen yksityiskohtaisesti esitelty ne ratkaisut, joihin tässä tutkimuksessa operationaalisten vastineiden valinnan yhteydessä päädyttiin. Pyrkimyksenä on ollut mahdollisuuksien mukaan käyttää uudistetun kansantalouden tilinpidon mukaista aineistoa. Tilastoaineiston peruslähteenä on ollut Suomen Pankin neljännesvuosimallin tietokanta.

5.1. Tuotos

Koska tässä on käytetty sellaista tuotantofunktiota, jonka ainoina tuotannontekijöinä ovat työ ja pääoma, on tuotoksen operationaaliseksi vastineeksi valittu tuottajahintainen bruttokansantuote (ks. myös esim. Niitamo (1958), Pulliainen (1964) ja Willman (1971)), jolloin välituotepanosten käyttö summautuu pois (vrt. Evans, 1969, s. 245). Tuotossarja on kiinteähintainen perusvuotenaan 1975.

1. Teoreettisten, todellisten ja havaittavien muuttujien sekä havaintojen välisiä suhteita on erittäin havainnollisella tavalla pohtinut Pulliainen (1964, s. 1 - 4).

Käytetyt sektoreittaiset tuotossarjat on valittu siten, että ne vastaavat koko kansantalouden tuotoksen käsitettä.

Mainittakoon, että jos käytetty tuotantofunktio on sellainen, että siinä on tuotannontekijöiksi luettu työn ja pääoman lisäksi myös muita tekijöitä, on tuotokseksi valittava kulloinkin asiaan kuuluva, brutto-tuotoksen käsite.¹

5.2. Työpanos

Tuotantofunktiotarkastelussa on työpanos parasta mitata virtasuureena (esim. tehdyt työtunnit), koska työvoiman käyttöaste on oletettavasti vaihdellut käytetyn tutkimusperiodin aikana, mitä varantosuureen (esim. työllisten lukumäärä) avulla ei kyetä ottamaan huomioon.

Riittävän pitkää sektorijaotuksen käsittävää työtuntisarjaa ei kuitenkaan ollut käytettävissä. Tällöin sektoreittaista ansiotyöpanosta pyrittiin mittaamaan kunkin sektorin palkkasumman ja ansiotasoindeksin välisen suhteen avulla. Tällaista työpanossarjaa voitaneen pitää jonkinlaisena virta- ja varantosarjan välimuotona.

Sektoreista kahdelle (palvelukset ym. ja teollisuus) saatiin työpanossarja suoraan (Suomen Pankin) neljän-

1. Viime aikoina ovat suhteellisen yleisiksi tulleet sellaiset sovellutukset, joissa työn ja pääoman lisäksi tuotannontekijäksi on luettu energia (E). Esimeriksi Hickman (1979, s. 8) käyttää kaksitasoista CES-tuotantofunktiota (tarkemmin ks. Sato, 1967), jossa bruttotuotos (QB) on funktio kansantuotteesta ja energiasta eli $QB = F(Q(L,K),E)$ (merkinnät muutettu vastaamaan tässä käytettyjä). Tällöin QB käsittää kansantuotteen lisäksi energian käytön välituote-panoksena. Muita tutkimuksia, joissa energia on otettu kolmanneksi tuotannontekijäksi ovat esim. Tarkka (1979) ja Tintner - Deutsch - Rieder (1978).

nesvuosimallin ansiotyöpanossarjana. Maatalous- ja metsätaloussektorissa kuitenkin huomattava osa työpanoksesta on yksityisten elinkeinonharjoittajien suorittamaa. Tästä on seurauksena se, että jos sektoreittaiset työn tuottavuudet lasketaan jakamalla kunkin sektorin tuotos vastaavalla ansiotyöpanossarjalla, on sekä maatalous- että metsätaloussektorilla työn tuottavuus huomattavasti korkeampi kuin esimerkiksi teollisuudessa. Näin ollen päädyttiin maatalous- ja metsätaloussektorissa käyttämään työpanossarjaa, joka ansiotyöpanoksen lisäksi sisältää arvioidun yksityisten elinkeinonharjoittajien työpanoksen. Yksityisten elinkeinonharjoittajien työpanos arvioitiin analogisesti ansiotyöpanossarjojen konstruoinnin kanssa.

Kummastakin sektorista oli käytettävissä tiedot yksityisten elinkeinonharjoittajien tuloista vuosina 1960 - 1979. Ongelmana oli sellaisten deflaattorien löytäminen, jotka kuvaisivat mahdollisimman hyvin näiden sektoreiden yksityisten elinkeinonharjoittajien tulokehitystä.

Maataloussektorin yksityisten elinkeinonharjoittajien tulokehitystä kuvaavaksi indeksiksi valittiin maatalouden tuottajahintaindeksi, joka saatiin kootuksi vuosilta 1961 - 1979 olevista tilastokatsauksista.

Metsätalouden yksityisten elinkeinonharjoittajien tulokehityksen katsottiin seuraavan kantohintojen kehitystä. Metätilastollisesta vuosikirjasta (1980, s. 124) saatiin tiedot yksityismetsien kantohinnoista mänty- ja kuusitukeille sekä kuusi-, mänty- ja lehtikuitupuulle. Kantohintaindeksi laskettiin Fisherin indeksikaavalla eli Laspeyresin ja Paaschen indeksien

geometrisena keskiarvona (ks. esim. Vartia, 1976, s. 203).¹ Painoina käytettiin kunkin puulaadun osuutta markkinahakkuista (Metsätilastollinen vuosikirja, 1980, s. 124).² Kantohintaindeksi saatiin konstruoiduksi vuosilta 1960 - 1978.

Maatalous- (metsätalous-) sektorin työpanos laskettiin sitten kyseisen sektorin ansiotyöpanoksen ja edellä kuvatulla tavalla lasketun yksityisten elinkeinonharjoittajien työpanoksen summana. Vastaavasti koko kansantalouden työpanos saatiin yksittäisten sektoreiden työpanosten summana. Koska näin saatu työpanos-sarja käsitti vuodet 1961 - 1978, ketjutettiin neljännesvuosimallin koko kansantalouden ansiotyöpanos-sarjan prosenttimuutosten avulla vielä havainnot vuosilta 1960 ja 1979.

Koska kantohintojen kehityksestä ei ollut havaintoja vuodelta 1979, joudutaan sektoreittaiset laskelmat (ks. alaluku 6.5) tekemään vuosilta 1961 - 1978.

Vielä on pantava merkille, että tässä konstruoidun työpanossarjan ja vastaavan tulosarjan avulla laskettu implisiittinen ansiotasoindeksi poikkeaa jonkin verran kansantalouden tilinpidon mukaisesta ansiotasoindeksistä. Samoin olisi ollut, jos olisi summattu sektoreittaiset ansiotyöpanokset ja laskettu saadun koko kansantalouden ansiotyöpanossarjan mukainen implisiittinen ansiotasoindeksi.

1. Fisherin indeksikaava täyttää useimmat hyvälle indeksikaavalle asetettavat vaatimukset (ks. Vartia, 1976, s. 75 - 91). Lisäksi voidaan osoittaa, että Fisherin indeksi sijaitsee Fisherin "indeksihaarukan" keskellä, eli se on tietyissä mielessä harhaton indeksikaava (ks. Vartia, 1978, s. 11).

2. Vuosina 1960 - 1964 käytettiin vuoden 1965 painoja, koska tarvittavia tietoja ei käytetyssä tilastossa ollut em. vuosilta.

5.3. Pääomapanos

Pyrittäessä estimoimaan tuotantofunktiota kohdataan eittämättä suurimmat vaikeudet pääomapanoksen operationaalista vastiketta konstruoitaessa. Jos sivuutetaan aggregaattipääomaan liittyvät käsitteelliset ongelmat, voidaan ongelmat jakaa karkeasti ottaen kahteen luokkaan: pääomakannan mittaamisongelmat ja pääoman käyttöasteen mittaamisongelmat. Koska nämä ongelmatyypit ovat luonteeltaan toisistaan poikkeavat, on kumpaakin käsitelty erikseen.¹

5.3.1. Pääomakanta

Pääomalla tuotannontekijänä tarkoitetaan reaalista pääomaa eli aineellisia hyödykkeitä, jotka osallistuvat tuotantoprosessiin. Tällainen pääoma on jaettavissa kiinteään (esim. koneet) ja vaihtuvaan (esim. raaka-aineet) pääomaan, joiden välinen ero on siinä, että kiinteää pääomaa voidaan tuotantoprosessissa käyttää useammin kuin kerran, kun taas vaihtuva pääoma kuluu kerralla.

Tuotantofunktiotarkastelussa, jossa tuotos on mitattu arvonlisäysmenetelmällä, on kiinteä pääoma relevantti käsite (ks. esim. Niitamo, 1958, s. 52). Sen sijaan tuottoprosenttilaskelmissa pääomaan luetaan usein myös vaihtuva pääoma (vrt. esim. Alho, 1980, s. 95 - 105). Seuraavassa tullaan kuitenkin pääomasta puhuttaessa tarkoittamaan nimenomaan kiinteätä pääomaa.

1. Neoklassista pääoman käsitettä ovat kritisoineet ns. Cambridgen koulukunnan jäsenet (ks. esim. Rymes, 1971, ja Robinson, 1953 - 1954; vrt. myös s. 38 alaviittoa 1). Pääomaan liittyvistä aggregointiteoreettisista vaikeuksista, ks. esim. Fisher (1969) ja Sauramo (1978, alaluvut 5.2.1 - 5.2.3).

Pääomakanta voidaan laskea useallakin eri tavalla: investointikertymämenetelmä, pääomakannan kokonaislaskenta, kirjanpitoarvoihin perustuva menetelmä ja vakuutusarvoihin perustuva menetelmä (eri laskentamenetelmistä tarkemmin ks. Koskenkylä, 1979, s.

19 - 29 ja Vihavainen - Valppu - Suokko - Björk, 1980, s. 5 - 6). Näistä käytetyin lienee investointikertymämenetelmä, jossa kumuloidaan bruttoinvestointeja, joista on vähennetty vuotuinen poistuma. Pääomakannan laskentakaavaksi tulee tällöin

$$(5.1) \quad K(t) = I(t) + (1-d)K(t-1) ,$$

jossa d on poistokerroin, joka yleensä oletetaan ajassa vakioksi.

Pääomakanta voidaan laskea brutto- tai nettokäsitteenä.¹ Bruttopääomakannassa oletetaan, että pääomahyödykkeen kyky osallistua tuotantoon ei heikkene sen elinaikana; se siis lasketaan pääomakantaan alkuperäisessä arvossaan, kunnes se poistetaan tuotantoprosessista. Nettopääomakantaa laskettaessa oletetaan pääomahyödykkeen tuottavuuden alenevan sen ikääntymisen ja kulumisen myötä (Koskenkylä, 1979, s. 17).

Se, kumpaa pääomakantakäsitteistä käytetään, on paljolti kiinni siitä, mitä kulloinkin tutkitaan (ks. esim. The Measurement of Capital, 1976, s. 16 taulukko). Tuotantofunktioestimoinneissa ei varsinaista yleistä käytäntöä ole, joskin nettokantaa on Intriligatorin (1978, s. 261) mukaan käytetty nykyisin jonkin verran

1. Koskenkylä (1979, s. 17) mainitsee myös käsitteet sopeutettu brutto- ja nettokanta (adjusted gross or net stock), joissa on huomioitu sekä fyysinen kuluminen että poistuma.

enemmän kuin bruttokantaa. Tässä tutkimuksessa on pääoman operationaalisenä vastineena käytetty nettokantaa.

Vähentämällä koko kansantalouden nettopääomakannasta asuntokanta saatiin tilastokeskuksen julkaisusta (Vihavainen - Valppu - Suokko - Björk, 1980) vuosien 1965 - 1977 pääomakanta. Näin ollen tässä käytetty pääomakanta käsittää koneet, laitteet ja kuljetusvälineet, maa- ja vesirakennukset sekä muut talonrakennukset.

Jotta kantasarjaa voitiin kaavaa (4.1) soveltamalla jatkaa, oli d kyettävä arvioimaan. Kaavasta (4.1) saadaan d :n lausekkeeksi

$$(5.2) \quad d(t) = \frac{I(t) - \Delta K(t)}{K(t-1)},$$

jossa d on nyt merkitty ajassa muuttuvaksi, koska se oli käytettävissä olevalla aineistolla laskettavissa erikseen kultakin vuodelta periodina 1966 - 1977. Poistokerroimen keskiarvoksi tuli .06 ja -hajonnaksi .0012.¹ Koska poistokerroinsarja oli stationaarinen, oletettiin d vakioksi. Arvioidun poistokerroimen ja neljännesvuosimallista saadun investointisarjan avulla laskettiin pääomakantasarja vuosilta 1960 - 1964 ja 1978 - 1979.

5.3.2. Pääoman käyttöaste

Pääomakantaa ei sellaisenaan voida pitää hyvänä vastineena pääomapanokselle. Koska se on varantosuu-

1. Poistokerroin voidaan myös estimoida regressiomallin $(K(t) - I(t)) = (1-d)K(t-1)$ avulla. Myös suorite-
tussa estimoinnissa d :n estimaatiksi saatiin .06.

siinä eivät esimerkiksi suhdannevaihtelujen aiheuttamat muutokset pääoman käytössä näy. Vaikka pääoman käyttöasteen mittaaminen on erittäin ongelmallista, on heikohkokin pääoman käyttöasteen estimaatti kuitenkin parempi kuin ei mitään (vrt. Kennedy - Thirlwall, 1972, s. 29).

Pääoman käyttöasteen mittaamisongelmia voidaan pyrkiä ratkomaan kahdella tapaa: pääomapanokselle valitaan ns. proxy-muuttuja, jonka uskotaan tarpeeksi hyvin kuvaavan pääoman käytön vaihteluja tai oletetaan pääoman käyttöaste riippuvaiseksi jonkin toisen muuttujan käyttöasteesta. Mahdollinen proxy-muuttuja on esimerkiksi energian käyttö (vrt. Pulliainen, 1964). Toisaalta luonnolliselta vaikuttava menetelmä on olettaa, että pääoman käyttöaste on riippuvainen toisen tuotannontekijän eli työn käyttöasteesta.

Jos pääoman käyttöasteen oletetaan olevan funktio työn käyttöasteesta, voidaan kirjoittaa

$$(5.3) \quad cu_K(t) = \frac{K(t)}{K^S(t)} = \left[\frac{L(t)}{L^S(t)} \right]^h,$$

jossa $cu_K(t)$ on pääoman käyttöaste periodilla t , $h > 0$ sekä yläindeksi s viittaa kyseisen panoksen tarjontaan. Siten pääomakantaa periodilla t merkitään nyt $K^S(t)$:llä. Menetelmän ansiona on se, että tarvittava aineisto on helppo hankkia. Lisäksi esimerkiksi taloudellisen aktiviteetin ollessa alhainen on ilmeistä, että työvoiman ja pääoman käyttöasteen välillä vallitsee voimakas riippuvuus. Kuitenkin menetelmää voidaan kritisoida juuri siitä, että siinä oletetaan työn ja pääoman käyttö komplementaariseksi, koska yleensä käytettyyn tuotantofunktioon liittyvien ole-

tusten mukaan panokset ovat keskenään substituutteja. Edelleen arvioitaessa $cu_K(t)$:tä työvoiman käyttöasteen avulla on ilmeistä, että tuotantofunktioita estimoidaessa yleiset multikollineaarisuusongelmat voimistuvat.

Edellä viitattiin mahdollisuuteen ottaa energian käyttö pääomapanoksen sijasta tuotantofunktion argumentiksi, jolloin sen uskotaan vastaavan pääoman käyttöä. Toisaalta voidaan kaavaa (5.3) vastaavasti kirjoittaa

$$(5.4) \quad cu_K(t) = (cu_E(t))^\rho = \left[\frac{E(t)}{E^S(t)} \right]^\rho,$$

jossa cu_E on energian käyttöaste ja $E(t)$ toteutunut energian käyttö periodilla t sekä $\rho > 0$. Tällöin on myös oletettu, että energian kulutus ja pääoman käyttö ovat komplementteja. Tällaista oletusta voitaneen ainakin lyhyellä ajalla pitää realistisena (vrt. Mork, 1978, s. 31). Tällaisen menettelyn etuna on se, että näin saadaan $cu_K(t)$:lle itsenäinen, työvoiman käyttöasteesta riippumaton estimaatti, jolloin ei synny ristiriitaa tuotantofunktion sisältävän substitutio-oletuksen ja operationalisoinnin yhteydessä tehtyjen panosten käyttöön liittyvien oletusten välillä.

Jos pääoman käyttöastetta pyritään arvioimaan energian kulutuksen avulla, muodostuu ongelmaksi määrittää $E^S(t)$ eli se energian kulutus, joka vastaa pääoman täyskäyttöisyystilannetta;¹ $E^S(t)$:n luonnetta kuvannee parhaiten nimitys potentiaalinen energian kulutus.

1. Ajatuksena on, että tarjonta ei aseta mitään rajoituksia energian kulutukselle, jolloin energian kulutus siis määräytyy yksinomaan sen kysynnän avulla.

Potentiaalisen energian kulutuksen estimoinnissa on lähinnä kolme vaihtoehtoa, jotka kaikki muistuttavat jossakin määrin potentiaalisen tuotannon mittaamisessa käytettyjä menetelmiä: (i) formuloidaan energian kulutukselle kysyntäyhtälö ja estimoidaan se; saatujen parametriestimaattien avulla sitten lasketaan $E^S(t)$:lle arvio (vrt. tuotantofunktion käyttö potentiaalisen tuotannon mittaamisessa, esim. Willman, (1971, s. 25 - 27)), (ii) yhdistetään tietyllä kriteerillä valitut huippupisteet lineaarisesti toisiinsa (vrt. Whartonin menetelmä, esim. Willman, (1971, s. 21 - 22)) ja (iii) arvioidaan potentiaalista energian kulutusta toteutuneen energian kulutuksen trendin avulla (vrt. tuotannon trendipoikkeama).

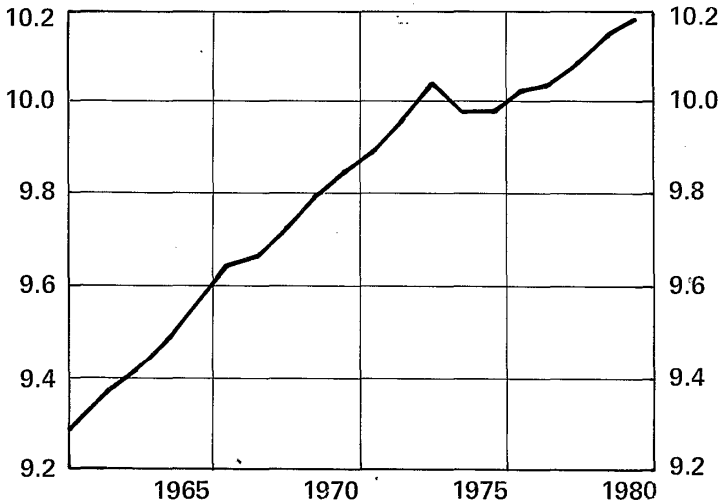
Energian kysyntäfunktio voidaan johtaa esimerkiksi kaksitasoisen CES-tuotantofunktion avulla (ks. s. 46 alaviittoa 1 sekä Hickman, 1979, s. 11 - 12), jolloin kysyntäfunktion yhdeksi argumentiksi tulee tuotanto. Tällöin $E^S(t)$:tä laskettaessa olisi tunnettava kullakin periodilla pääoman täyskäyttöisyyttä vastaava tuotos, jonka mittaaminen olisi aihe omaan tutkimukseensa. Näin ollen energian kysyntäfunktion käyttö potentiaalisen energian kulutuksen arvioinnissa jouduttiin jättämään pois laskuista.

Ei myöskään käännepestemenetelmää (kohta (ii) yllä) voitu tässä yhteydessä soveltaa, koska energiankulutus kasvoi - vuosia 1974 ja 1975 lukuun ottamatta - edellisestä vuodesta koko tutkimusperiodin ajan.¹

1. Energian kokonaiskulutus saatiin kauppa- ja teollisuusministeriön energiaosaston toimittamasta julkaisusta ENERGIATILASTOT 1979 (taulu 1.2, s. 24) vuosilta 1960 - 1979. Lisäksi vuonna 1980 energian kulutuksen oletettiin kasvavan 3.9 % edellisvuotisesta. Kasvu-arvio perustuu siihen, että vuoden 1980 1. neljänneksen aikana energian kulutus oli 3.9 % suurempi kuin vuonna 1979 vastaavana aikana (Energiakatsaus 1/1980, s. 12).

Kuvio 5.1.

ENERGIAN KOKONAISKULUTUKSEN LOGARITMI VUOSINA 1960–1980 (VUODEN 1980 HAVAINNOSTA ks. s.54 ALAVIITTA)



Potentiaalisen energian kulutuksen estimaatti tuli siis tässä laskettavaksi energian toteutuneen kulutuksen trendin avulla. Ei myöskään energian kulutuksen trendin estimoiminen ollut ongelmaton. Kuvioista 5.1 havaitaan, että vuoden 1973 lopussa alkaneen ensimmäisen öljykriisin jälkeen on energian kulutuksen kasvu hidastunut. Keskimääräinen kasvuvauhti oli noin 6.2 % vuosina 1961 - 1973 ja noin 3.5 % vuosina 1975 - 1980.¹ Toisaalta energian kulutussarjassa on tapahtunut myös ilmeinen tasosiirtymä. Näin ollen tavallisesti käytetyn eksponentiaalisen trendin soveltaminen ei tässä ollut mielekäästä.

1. Vuosi 1974 jätettiin poikkeuksellisenä tästä vertailusta pois; vuonna 1974 energian kulutus oli noin 6.2 % pienempi kuin vuonna 1973.

Kasvuvauhdin hidastumisen vaikutus voidaan pyrkiä ottamaan huomioon estimoimalla $E(t)$:n trendi palasittain jatkuvana siten, että käännepisteenä on vuosi 1973.^{1,2} Tällöin estimoitavaksi lausekkeeksi tulee

$$(5.5) \quad \log E^{tr}(t) = c + b_1((t-t_{60})D_1 + (t_{73}-t_{60})D_2) \\ + b_2((t-t_{73})D_2) + u(t) ,$$

jossa tr viittaa trendiin, c on vakio, t_{60} (t_{73}) on trendimuuttujan arvo vuonna 1960 (1973) eli 1 (14) ja $u(t)$ on jäännöstermi. Edelleen lausekkeessa (5.5) D_1 (D_2) on ns. dummy-muuttuja, joka saa arvon yksi (nolla) vuosina 1960 - 1972 ja arvon nolla (yksi) vuodesta 1973 - eli käännepisteestä - lähtien periodin loppuun asti.

Kuten yhtälöstä (5.5) havaitaan, trendin estimoiminen palasittain tarkoittaa itse asiassa kahden trendin estimoimista; so. sekä periodilta 1960 - 1973 että 1973 - 1980 estimoidaan oma trendi. Nämä trendit pakotetaan kuitenkin kohtaamaan toisensa käännepisteessä (tässä siis vuonna 1973). Tällöin b_1 antaa trendin mukaisen $E(t)$:n kasvun vuosilta 1960 - 1973 ja b_2 vuodesta 1973 estimointiperiodin loppuun (ks. Tuovinen, 1979, s. 6 alaviitta 1). Jotta käännepisteen jälkeisen periodin estimointi saatiin mahdollisimman luotettavaksi katsottiin aiheelliseksi ulottaa estimointiperiodi vuoteen 1980 (ks. s. 54 alaviitta 1). Suoritettussa estimoinnissa saatiin energian kulutuksen palasittain jatkuvaksi trendiksi:

1. Tässä on sovellettu ns. spline-funktioiden estimoinnissa käytettyä tekniikkaa. Spline-funktioiden käytöstä taloustieteessä ja niiden estimoinnista ks. esim. Tuovinen (1979).

2. Tasosiirtymää ei tässä pyritty korjaamaan, sillä tämä olisi hankaloittanut tässä sovellettua trendin estimointia palasittain jatkuvana.

$$(5.5') \quad \log E^{\text{tr}}(t) = 9.275 + .056 [(t-1)D_1 + 13D_2] \\ (624.8) \quad (30.9) \\ + .020 ((t-14)D_2) , \\ (5.6)$$

jossa parametriestimaattien alapuolella suluiissa olevat luvut ovat t-testisuureen arvoja. Vapausasteilla korjattu yhteiskorrelaatiokerroin (R^2) oli .989 ja Durbin - Watson-testisuureen (DW) arvo .903. (Malli oli siis selvästi autokorreloitunut, kuten trendiä estimoitaessa yleensäkin.)

Potentiaallinen energian kulutus saatiin nostamalla energian kulutuksen trendiä siten, että se yhtä vuotta lukuun ottamatta kulkee energian kulutuskäyrän yläpuolella eli

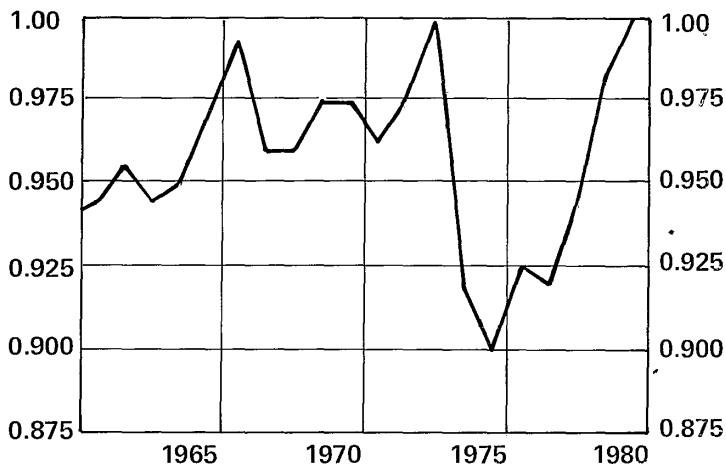
$$(5.6) \quad E^S(t) = E^{\text{tr}}(t) \cdot \max_t (E(t)/E^{\text{tr}}(t)) .$$

Kaavasta (5.6) nähdään, että $E^S(t)$ on sama kuin toteutunut energian kulutus sinä vuonna, jolloin $E(t)$ on eniten trendinsä yläpuolella. Suoritetussa estimoinnissa tällaiseksi vuodeksi tuli 1980.

Kaavan (5.4) avulla saadaan sitten lasketuksi c_{u_E} , joka on esitetty kuviossa 5.2.

Kuvio 5.2.

ESTIMOITU ENERGIAN KÄYTTÖASTESARJA



Huippuvuosisiksi tulivat 1966, 1973 ja 1980. Kuten oli odotettavissakin käyttöaste oli alhainen vuosina 1975 - 1977. Sen sijaan vuonna 1974 cu_K on yllättävän alhainen, mikä johtuu osittain siitä, että tasosiirtymää ei korjattu. Toisaalta voidaan myös sanoa, että pääoman käyttöaste reagoi oletettavasti suhdannevaihteluihin työvoiman käyttöastetta aiemmin.

Menetelmää voidaan kritisoida siitä, että siinä kiinnitetään aina yksi vuosi sellaiseksi, että $cu_E(t) = 1$, ja vieläpä niin, että tämä vuosi mahdollisesti vaihtelee estimointiperiodin mukaan. Tuloksia lieneekin syytä tulkita siten, että näin saatu käyttöaste antaa informaatiota siitä, miten $cu_E(t)$ on vaihdellut, eikä välttämättä anna sen oikeaa tasoa.

5.4. Työ- ja pääomatulot

Sovellettaessa rajatuottavuushypoteesia (esim. residuaalimenetelmä) on tunnettava panosten tulo-osuudet ja siten tuotannontekijätulot.

Työtulot pyrittiin laskemaan siten, että ne tulivat konsistenteiksi käytetyn työpanossarjan (vrt. alaluku 5.2) kanssa. Tällöin työtuloiksi luettiin palkat, sosiaaliturvamaksut sekä maa- ja metsätaloussektorin yksityisten elinkeinonharjoittajien tulot (ks. myös Willman, 1971, s. 50 - 51).

Pääomatulot laskettiin vähentämällä työtulot käypähintaisesta bruttokansantuotteesta, jolloin pääomatuloiksi tuli luetuksi myös jonkin verran vapaaehtoisia työvoimakustannuksia.

6. ESTIMOINTI JA TULOKSET

6.1. Cobb - Douglas-tuotantofunktion estimoinnista

CD-tuotantofunktion saavuttama suosio empiirissä tutkimuksissa selittyy paljolti siitä, että CD-tuotantofunktio voidaan estimoida tavallista pienimmän neliösumman menetelmää käyttäen.

CD-tuotantofunktioon liitetään tavallisesti estimoinnin yhteydessä neutraalia teknistä kehitystä kuvaava termi e^{gt} , jolloin se voidaan kirjoittaa muodossa

$$(6.1) \quad Q(t) = CL(t)^a K(t)^b e^{gt} ,$$

jossa C on vakio, g on teknisen kehityksen vauhti ja t on trendimuuttuja.

Jos ei tehdä rajoittavia oletuksia, saadaan estimoitaviksi lausekkeiksi ottamalla yhtälöstä (6.1) logaritmit¹

$$(6.2a) \quad \log Q(t) = c + a \log L(t) + b \log K(t) + gt$$

ja

$$(6.2b) \quad \Delta \log Q(t) = g + a \Delta \log L(t) + b \Delta \log K(t) ,$$

joissa c on $\log C$ ja Δ on differenssioperaattori.

1. Yhtälöissä ei ole eksplisiittisesti mukana virhetermiä; merkintöjen helpottamiseksi. Virhetermin spesifointiin liittyviä ongelmia CD-tuotantofunktiota estimoidaessa käsitellään lyhyesti tämän alaluvun lopussa. Lisäksi on oletettu, että yhtälössä (5.4) (ks. edellä s. 53) $\rho = 1$, jolloin siis $K(t) = c u_E(t) \cdot K_S(t)$.

Jos a priori tiedon valossa voidaan rajata parametrien a ja b summa (n), saavat estimoitavat yhtälöt muodon

$$(6.3a) \quad (\log Q(t) - n \log K(t)) = c + a \log \frac{L(t)}{K(t)} + gt$$

ja

$$(6.3b) \quad \Delta(\log Q(t) - n \log K(t)) = g + a \Delta \log \frac{L(t)}{K(t)},$$

joissa vaihtoehtoisesti voisi selitettävänä muuttujana olla $(\log Q(t) - n \log L(t))$ $[\Delta(\log Q(t) - n \log L(t))]$, jolloin selittäväksi muuttujaksi tulee $\log(K(t)/L(t))$ $[\Delta \log(K(t)/L(t))]$, jonka kerroin on $b = n - a$. Yleisimmin käytetty n:n arvo on yksi, jolloin siis oletetaan skaalatuotot vakioisiksi (vrt. edellä s. 40). Voidaan myös käyttää yhtälön (6.2a) tai (6.2b) antamaa tulosta, jos on syytä uskoa, että siinä eivät parametriestimaattien suhteet ole oikeat.

Edelleen voidaan olettaa, että talous minimoi kustannuksensa, jolloin

$$(6.4) \quad \hat{\left(\frac{b}{a}\right)} = \frac{r(t)K(t)}{w(t)L(t)} + u(t) = \frac{r(t)K(t)/Q(t)}{w(t)L(t)/Q(t)} + u(t)$$

Tässä $\hat{}$ viittaa kyseisen parametrin estimaattiin ja $u(t)$ on virhetermi. Pänosten tuotosjoustojen välisen suhteen (z) estimaattori on siis niiden tulo-osuuksien välinen suhde. Sijoittamalla yhtälöihin (6.2a) ja (6.2b) $b = za$ saadaan

$$(6.5a) \quad \log Q(t) = c + a(\log L(t) + z \log K(t)) + gt$$

ja

$$(6.5b) \quad \Delta \log Q(t) = g + a \Delta(\log L(t) + z \log K(t)).$$

On huomattava, että yhtälöissä (6.5a) ja (6.5b) ei skaalatuottojen astetta ole kiinnitetty.

Malleihin (6.2a) - (6.2b) on implisiittisesti sisällynyt oletus, että talous on siinä mielessä tasapainossa, että panosten käyttö on tehokasta (vrt. Briscoe - O'Brien - Smyth, 1970, s. 98). Tätä oletusta voidaan lieventää osittaisen sopeutuksen mallilla

$$(6.7) \quad \frac{Q(t)}{Q(t-1)} = \left[\frac{Q(t)^x}{Q(t-1)} \right]^\gamma.$$

Siinä $Q^x(t)$ on optimaalinen tuotanto periodilla t sekä sopeutumismopeutta kuvaava kerroin γ vaihtelee suljetulla välillä $[0,1]$. Tällöin edellä esitettyihin tasomuotoisiin yhtälöihin tulee lisäselittäjäksi $\log Q(t-1)$, jonka kerroin on $1-\gamma$. Lisäksi yhtälöiden parametrit tulevat kerrotuiksi sopeutuskertoimella. Tässä on oletettu, että sopeutuminen noudattaa geometrista viivetrakennetta. Jos todellinen sopeutumistrakenna on toisenlainen, voivat estimoinnit olla pahastikin harhaisia.

Estimoitaessa suoraan yhtälöä (6.2a) joudutaan tekemisiin yleensä kahdenlaisten ongelmien kanssa. Ensimmäkin selittävät muuttujat ovat toisistaan riippuvia, koska niissä on kaikissa voimakkaasti nouseva trendi;¹ selittävien muuttujien keskinäistä, lineaarista riippuvuutta kutsutaan multikollineaarisuudeksi. Toiseksi mallin jäännöstermi on yleensä huomattavan autokorreloitunut.

1. CD-tuotantofunktio onkin estimoitavissa myös muuttujien trendipoikkeamien avulla (esim. Douglas, 1948, s. 12), joskin tällaisia estimointeja näkee esitettävään melko harvoin.

Multikollineaarisuuden vaikutuksesta parametriestimaatit tulevat epästabiileiksi ja niiden keskihajonnat suuriksi, jolloin estimaattien uskottavuus on heikko. Lisäksi parametrien välistä suhdetta ei voida arvioida luotettavasti, mikä esimerkiksi tuotantofunktiota estimoitaessa on merkittävä haittatekijä.¹

Multikollineaarisuutta on mahdollista vähentää differensioimalla malli (vrt. yhtälö (6.2b)), sillä vaikka tasot olisivatkin keskenään riippuvaisia, eivät muutokset välttämättä ole. Yhtälöihin (6.3a) ja (6.3b) sekä (6.5a) ja (6.5b) liittyvien rajoitusten avulla saadaan selittävien muuttujien lukumäärä laskemaan, mikä myös pienentää multikollineaarisuutta. Yhtälöiden (6.5a) ja (6.5b) antamat parametriestimaatit tuotostoille eivät kuitenkaan ole harhattomia, koska niissä panoksia sisältävä selittävä muuttuja ei ole riippumaton jäännöstermistä. Tämän saa aikaan $z:n$ estimoinnissa esiintyvä virhetermi $u(t)$; estimaatit ovat kuitenkin tarkentuvia (esim. Intriligator, 1978, s. 184).

Ekonometrisissa sovellutuksissa ei jäännöstermin käyttämisen tutkimista voida pitää minään itseisarvona. Regressiomenetelmään liittyvät testit ovat kuitenkin valideja ainoastaan silloin, kun virhetermistä tehdyt oletukset ovat oikeita. Lisäksi estimaatit, vaikka ne yhä ovatkin harhattomia, eivät ole tehokkaita jäännöstermin ollessa autokorreloitunut.

Jos tasomallissa vallitsee ensimmäisen asteen autokorrelaatio, on sen virhetermi muotoa

1. Multikollineaarisuutta ja sen aiheuttamia ongelmia regressioanalyysin yhteydessä on seikkaperäisesti käsitelty esimerkiksi Farrarin ja Glauberin (1967) artikkelissa.

$$(6.6) \quad u(t) = \eta u(t-1) + e(t) ,$$

jossa e :n odotusarvo $Ee = 0$, varianssi $\text{var}(e) = \delta^2$ ja kovarianssi $\text{cov}(e(t), e(i)) = 0$, $t, i = 1, \dots, T$ sekä $|\eta| \leq 1$. Jos malli, jonka virhetermi on yhtälöä (6.6) vastaava ja jossa $\eta = 1$, differenssioidaan, päästään malliin, jonka jäännöstermi täyttää lineaarisen mallin jäännöstermille asetetut vaatimukset.

Jos mallin ensimmäisen asteen autokorrelaatio ei ole täydellinen, poikkeaa $u(t-1)$:n kerroin η ykkösestä. Tällöin voidaan esimerkiksi hakea $u(t-1)$:n kertoimelle sellainen estimaatti, joka minimoi mallin virhetermin varianssin.

Yhteisenä heikkoutena kaikilla edellä esitetyillä estimointimenetelmillä on se, ettei niissä tuotannon taso eksplisiittisesti vaikuta panosten käyttöön. Käytännössä Q , L ja K määräytyvät simultaanisesti. Tällöin korrekti tapa estimoida tuotantofunktio on rakentaa - esimerkiksi voitonmaksimointimallin ensimmäisen kertaluvun ehtojen avulla - yhtälösystemi, jossa on erikseen yhtälöt tuotannolle ja panosten kysynnälle, ja estimoida se. Jos estimoidaan yksinomaan tuotantofunktio, saadaan selville ainoastaan tekninen relaatio ja parametriestimaateissa esiintyy simultaanisuuden aiheuttamaa harhaa¹ (ks. esim. Intriligator, 1978, s. 269).

CD-tuotantofunktiossa on mahdollista spesifioida jäännöstermi joko additiivisesti tai multiplikaatiivisesti. Vastaavat tuotantofunktiot ovat tällöin muotoa

1. Tähän ongelmaan kiinnittivät huomiota Marschak ja Andrews jo vuonna 1944 ilmestyneessä artikkelissaan *Random Simultaneous Equations and the Theory of Production*.

$$(6.8a) \quad Q(t) = CL(t)^a K(t)^b e^{gt} + v(t)$$

ja

$$(6.8b) \quad Q(t) = CL(t)^a K(t)^b e^{gt} e^{u(t)},$$

joissa tavallisesti oletetaan virhetermien noudattavan normaalijakaumaa odotusarvolla nolla ja varianssil-
lä δ^2 .¹

Jos virhetermi liitetään additiivisesti, joudutaan epälineaariseen estimointiin, mikä on saanut aikaan sen, että valtaosassa CD-tuotantofunktion estimoinneista virhetermi on spesifioitu yhtälön (6.8b) osoit-
tamalla tavalla (CD-tuotantofunktion epälineaarista estimoinnista ks. esim. Goldfield - Quandt, 1972, s. 135 - 146).

Goldberger (1968, s. 465 - 466) toi esiin sen mielenkiintoisen seikan, että jos virhetermi spesifioidaan multiplikatiivisena, saadaan mallista (6.8b) $Q(t)$:n mediaani ehdolla $L(t)$ ja $K(t)$ eikä vastaavaa odotusarvoa, jota yleensä pyritään estimoimaan.² Tällä on merkitystä lähinnä tuotantofunktion vakion C estimoinnin kannalta, josta ei tässä varsinaisesti kuitenkaan olla kiinnostuneita (tarkemmin ks. Goldberger, 1968).³

1. Kolmas mahdollisuus on kirjoittaa malli muodossa $Q(t) = CL(t)^a K(t)^b e^{gt} u'(t)$, mutta kaksi yllä esitettyä ovat tavallisimmat. Lisäksi kannattaa panna merkeille, että näin spesifioitaessa ei ole mielekäästä olettaa, että $E u' = 0$, sillä tällöinhän $E(Q(t)/K(t), L(t)) = 0$.

2. Tämä on seurausta siitä, että jos satunnaismuuttuja u noudattaa normaalijakaumaa, noudattaa satunnaismuuttuja $\exp(u)$ log-normaalijakaumaa.

3. Oman ongelmansa estimoinnissa muodostavat vielä mittausvirheet (vrt. s. 45). Mittausvirheiden vaikutuksista lineaarisesta mallista saataviin tuloksiin ks. esim. Intriligator (1978, s. 190 - 193).

6.2. Residuaalimenetelmällä saadut tulokset

Residuaalimenetelmässä teknisen kehityksen laskenta-
kaavaksi saatiin (ks. edellä s. 20)

$$(6.9) \quad \frac{\Delta A}{A} = \frac{\Delta Q}{Q} - a \frac{\Delta L}{L} - (1-a) \frac{\Delta K}{K} .$$

$\Delta A/A$ laskettiin kolmelta eri periodilta: 1961 - 1979,
1961 - 1973 ja 1973 - 1979. Osaperiodit voidaan siis
nimetä ajanjaksoiksi ennen ja jälkeen öljykriisin.

Taulukossa 6.1 on esitetty laskelmissa saadut tulok-
set:¹

Taulukko 6.1. Eri tekijöiden kasvukontribuutiot
ja tuotannon kasvu

	1961 - 1979	1961 - 1973	1973 - 1979
tuotanto	3.99	4.68	2.97
työpanos	.88/22	1.17/25	.48/16
pääomapanos	1.64/41	1.96/42	1.19/40
tekninen kehitys	1.47/37	1.55/33	1.31/44

Tuotannon kasvu on ilmaistu prosentteina edellisvuoti-
sesta **tuotannosta**. Kasvutekijöistä on ensin kirjojoi-
tettu kontribuutio ja kauttaviivan jälkeen kyseisen
tekijän osuus prosentteina tuotannon kasvusta. Siten
esimerkiksi työn kasvukontribuutio koko tutkimus-
periodina oli .88 prosenttiyksikköä ja sen osuus tuo-
tannon kasvusta 22 %.

1. Kasvutekijöiden kontribuutiot eivät pyöristysten
takia välttämättä summaa täsmällisesti tuotannon
kasvuksi.

Saatujen tulosten valossa teknisen kehityksen merkitys olisi - lähinnä työpanoksen kustannuksella - kasvanut tutkimusperiodin loppua kohden. Pääomapanoksen osuus tuotannon kasvusta näyttää näiden tulosten mukaan pysyneen suhteellisen vakaana koko tarkasteluajanjakson.

Jos verrataan tässä saatuja tuloksia Ruotsissa lasketuihin vastaaviin lukuihin, voidaan todeta, että teknisen kehityksen merkitys on Suomessa ilmeisesti ollut jonkin verran pienempi kuin Ruotsissa. Vuosina 1870 - 1964 oli Ruotsissa teknisen kehityksen osuus tuotannon kasvusta 43 %, pääoman 43 % ja työn 14 %. Tätä kuvaa vahvistaa vielä se, että eräässä ruotsalaisessa keskipitkän aikavälin kehitysarviossa on esitetty, että teknisen kehityksen osuus tuotannon kasvusta vuosina 1977 - 1983 lienee noin 62 %. (Luvut on otettu teoksesta Halttunen - Hirvonen - Koskenkylä - Willman, 1980, s. 91 ja s. 33).

Vaikka tekninen kehitys ei kasvun kannalta ole ollut yhtä merkitsevä tekijä Suomessa kuin Ruotsissa, on sen merkitys 1970-luvun loppupuoliskolla kasvanut. Ruotsiin verrattuna kehitys Suomessa on tällöin ollut päinvastaista.¹ Ruotsissa teknisen kehityksen osuus teollisuustuotannon kasvusta oli 96 % vuosina 1965 - 1970. Vuosina 1970 - 1975 tämä osuus oli pudonnut 92 prosenttiin (Carlsson, 1979, s. 32). Jos edelleen tarkastellaan työn tuottavuutta, voidaan todeta, että kun vuosina 1963 - 1970 teknisen kehityksen osuus työn tuottavuuden paranemisesta Ruotsin teollisuudessa oli noin 73 %, oli se periodilla 1970 - 1977 ainoastaan noin 42 % (ks. SIND, 1978, s. 283).

1. Tähän on varmasti ollut myötävaikuttamassa se, että Ruotsissa ei avoimen työttömyyden annettu nousta yhtä korkeaksi kuin Suomessa.

Tuloksia tarkasteltaessa on kuitenkin pidettävä mielessä, että nyt tekninen kehitys täytyy ymmärtää laajana käsitteenä, koska se sisältää mm. kasvavien skaalatuottojen mahdolliset kasvuvaikutukset ja ylipäättänsä kaikki tekijät, jotka lisäävät tuotannon tehokkuutta annetulla panossuhteella.

Jos lasketaan korrelaatio saadun teknisen kehityksen sarjan ja pääomaintensiteetin välillä, saadaan tulokseksi .19. Solowin (1957, s. 316 ja 1958, s. 413) mukaan voidaan pitää jonkinlaisena osoituksena teknisen kehityksen neutraalisuudesta sitä, että pääomaintensiteetin ja teknisen kehityksen välillä ei havaita korrelaatiota. Paremminkin kai on sanottava, että saadulla teknisen kehityksen sarjalla neutraalisuus-oletus ei osoittautunut vääräksi. Lisäksi kun muistetaan, että tässä laskettu tekninen kehitys sisältää useita erilaisia tekijöitä, voitaisiin korrelaation löytymistä pitää jonkin verran yllättävänä tuloksena (vrt. Hogan, 1958, s. 409).

6.3. Tuotantofunktiomenetelmällä saadut tulokset¹

Tuotantofunktioestimoinneissa edettiin siten, että ensin estimoititiin rajoittamattomat mallit (6.2a) ja (6.2b). Pyrkimyksenä oli tällöin saada kuva skaala-

1. Tässä ei katsottu aiheelliseksi käydä läpi kaikkia estimointituloksia. Liitteessä 1 on esitetty joitakin tuloksia, joihin tekstissä ei välttämättä ole viitattu. Muista tuloksista mainittakoon, että osittaisen sopeutuksen malleja ei saatu toimimaan. Samoin kävi malleille, joissa oletettiin, että yhtälössä (5.4) (s. 53) $\rho \neq 1$. Lisäksi suoritettiin joitakin estimointeja, joissa oletettiin, että pääoman käyttöaste on funktio työvoiman käyttöasteesta. Ainoastaan malleja (6.5a) ja (6.5b) (s. 61) vastaavia yhtälöitä estimoidessa saatiin mielekkäitä tuloksia. Teknisen kehityksen estimaateiksi saatiin tällöin .013 (vast. (6.5a)) ja .018 (vast. (6.5b)) sekä vastaaviksi skaalatuottojen asteiksi 1.02 ja .91. Selitysasteet olivat .99 ja .32 sekä DW-testisuureen arvot .942 ja 1.54.

tuottojen asteesta. Tässä käytetyllä aineistolla saatiin rajoittamattoman tasomallin estimoinnissa tulokseksi

$$(6.2a') \quad \log Q(t) = -4.11 + 1.02 \log L(t) + .35 \log K(t) \\ (1.8) \quad (5.6) \quad (2.4) \\ + .008t, \\ (1.2)$$

jossa $R^2 = .993$, $DW = 1.17$ ja jäännöstermin keskihajonta (SE) = .018. Estimointituloksen mukaan skaala-tuotot olisivat tutkimusperiodin aikana olleet selvästi kasvavat sekä teknisen kehityksen merkitys melko pieni. Mallin tuloksia ei kuitenkaan voida pitää kovinkaan luotettavina, sillä sen lisäksi, että mallin jäännöstermi on autokorreloitunut, ovat mallissa käytetyt selittävät muuttujat keskenään voimakkaasti korreloituneita; parittaiskorrelaatiot vaihtelevat .96 - .99.

Multikollineaarisuutta sekä autokorrelaatiota pyrittiin vähentämään differensioimalla malli, jolloin estimointitulokseksi tuli

$$(6.2b') \quad \Delta \log Q(t) = .014 + .92 \Delta \log L(t) + .27 \Delta \log K(t), \\ (1.5) \quad (3.2) \quad (1.7)$$

jossa $R^2 = .40$, $DW = 1.91$ ja $SE = .019$. Palautettakoon tässä mieleen, että koska kyseessä on differenssimalli, saadaan teknisen kehityksen estimaatti yhtälön vakiotermitä. Nähdään, että differenssimallin antama estimaatti tekniselle kehitykselle on huomattavasti suurempi kuin tasomallista saatu, joskin on todettava, että sitä ei tässäkään voida vielä pitää kovin merkitseväenä.

Tuotosjoustojen summa oli differenssimallissa melko selvästi pienempi kuin tasomallissa ja oli nyt 1.19, joka kuitenkin edelleen implikoi kasvavia skaalatuottoja. Differenssimallin tuloksia voidaan pitää luotettavampina kuin tasomallin, sillä mallin (6.2b') jäännöstermi ei DW-testisuureen mukaan ollut autokorreloitunut ja lisäksi siinä selittävien muut-
tujen välinen parittaiskorrelaatio jäi niinkin alhaiseksi kuin .07, eli myöskään multikollineaarisuutta ei oletettavasti esiintynyt. Näin ollen malleja (6.3a) ja (6.3b) estimoitaessa käytettiin tuotos-
joustojen summan arviona 1.19:ää.¹

Mallin (6.3a) estimointi antoi seuraavanlaisen tuloksen:

$$(6.3a') \quad (\log Q(t) - 1.19 \log K(t)) =$$

$$\begin{array}{ccc} -2.11 + .90 \log \frac{L(t)}{K(t)} + .012t, & & \\ (1.91) & (7.2) & (3.3) \end{array}$$

jossa $R^2 = .96$, $DW = 1.07$ ja $SE = .018$. Mallissa ovat kaikkien parametriestimaattien t-testisuureiden arvot vähintäänkin tyydyttävät. Teknisen kehityksen vauhdin estimaatti on hiukan pienempi kuin rajoittamattomassa differenssimallissa. Mallin (6.3a') jäännöstermi on kuitenkin jonkin verran autokorreloitunut, mikä tietenkin heikentää tulosten pohjalta tehtävien johtopäätösten arvoa.

1. On kuitenkin ilmeistä, että tuotosjoustojen estimaatit vaihtelevat melkoisesti käytettäessä erilaista arviota pääoman käyttöasteelle (vrt. s. 68 alaviitta), joten tässä saatua tulosta ei voida pitää ehdottomana todistuksena siitä, että tutkimusperiodin aikana skaalatuotot olisivat olleet kasvavat. Tämän tutkimuksen kannalta oli mielenkiintoista havaita, että teknisen kehityksen vauhdin estimaatti ei ollut yhtä herkkä c_{u_K} :n muutokselle.

Differensioimalla (6.3a) päästään yhtälöön (6.3b), joka estimoituna antaa seuraavanlaisen tuloksen:

$$(6.3b') \quad \Delta(\log Q(t) - 1.19 \log K(t)) =$$

$$\frac{.014}{(2.2)} + \frac{.92 \Delta \log \frac{I(t)}{K(t)}}{(6.6)},$$

jossa $R^2 = .70$, $DW = 1.91$ ja $SE = .018$. Tässä saatiin siis samat parametriestimaatit kuin rajoittamattoman differenssimallin estimoinnissa, mutta nyt teknisen kehityksen vauhdin estimaatti on merkitsevempi.¹

Yleisesti suoritetuista estimoinneista voidaan todeta, että tasomallien antamat estimaatit teknisen kehityksen vauhdille jäivät poikkeuksetta pienemmiksi kuin differenssimalleilla saadut. Tähän on ainakin osittain selityksenä se, että tasomalleissa selittävät muuttujat olivat keskenään voimakkaasti korreloituneita, jolloin parametrien välisistä suhteista on hankalaa tehdä mitään johtopäätöksiä (vrt. s. 61). Tämän vuoksi myöhemmin suoritettu tarkastelu perustuu differenssimalleista (6.2b') ja (6.3.b') saatuun teknisen kehityksen vauhdin estimaattiin, joka siis oli .014.

Tuloksia tarkasteltaessa on huomattava, että tuotantofunktioestimaatista saatua teknisen kehityksen estimaattia ei suoraan voida verrata residuaalimenetelmällä laskettuun, sillä tässä on operoitu logaritmisilla muutoksilla.

1. Tulosten samanlaisuus on seurausta siitä, että tuotosjousten summa on rajattu (6.3b'):ssä samaksi kuin (6.2b'):ssä.

Teknisen kehityksen osuudeksi tuotannon logaritmisesta muutoksesta tuli noin 36 % eli jonkin verran alhaisempi luku kuin residuaalimenetelmällä saatu teknisen kehityksen osuus tuotannon prosenttisesta muutoksesta. Tämä on täysin luonnollinen tulos, sillä residuaalimenetelmässä lisääntyvistä skaalatuotoista koitunut kasvu sisältyy tekniseen kehitykseen.¹

Tässä saatujen tulosten vertailua aikaisempiin Suomessa tehtyihin tuotantofunktio tarkasteluihin vaikeuttaa pääasiassa kaksi seikkaa: estimointiperiodin erilaisuus sekä se, että suurin osa aikaisemmista tutkimuksista on tehty aineistolla, joka käsittää vain tehdasteollisuuden. Willman (1971) sai teknisen kehityksen vauhdiksi koko kansantalouden tasolla .008 - .012 sen mukaan mikä malli oli kyseessä. Hänen tutkimusperiodinsa oli 1959 - 1969 ja estimointi suoritettiin neljännesvuosiaineistolla. Tehdasteollisuudelle saadut estimaatit ovat likimäärin samaa luokkaa (ks. esim. Niitamo (1958) ja Pyyhtiä (1976)), joten tulokset näyttäisivät indikoivan sitä, että teknisen kehityksen vauhti on Suomessa jonkin verran kasvanut. Mainittakoon vielä, että Willmanin tutkimuksessa päädyttiin tulokseen, jonka mukaan skaalatuotot olisivat olleet vakioiset.

Artuksen (1977, s. 15) mukaan teknisen kehityksen vauhti on periodilla 1955 - 1975 kahdessa teollistuneessa maassa vaihdellut .02 - .04.² Tässä saatuihin tuloksiin verrattuna teknisen kehityksen vauhti olisi

1. Vastaava ilmiö havaitaan tuotantofunktiota estimaattaessa, kun skaalatuotot rajataan vakioiksi, jolloin teknisen kehityksen estimaatiksi tulee tasomallisissa .017 ja differenssimallisissa .018 (ks. liite 1).

2. Maat olivat: Iso-Britannia, Italia, Japani, Kanada, Ranska, Ruotsi, Saksan liittotasavalta ja Yhdysvallat.

siis ollut Suomessa jonkin verran hitaampi kuin tärkeimmissä läntisissä teollisuusmaissa. Kun vielä todetaan, että tuotannon kasvu Suomessa on periodilla 1960 - 1975 ollut suunnilleen samansuuruinen kuin em. maissa keskimäärin vuosittain,¹ näyttäisivät tulokset viittaavan siihen, että tekninen kehitys kasvutekijänä ei Suomessa ole ollut yhtä merkittävä kuin Artuksen tutkimuksen kohteena olleessa kahdeksassa maassa.

6.4. Rakennemuutosten kasvuvaikutuksista tehdyt laskelmat

Alaluvussa 3.5 esiteltäyn tapaan ottaa huomioon työvoiman tehokkaamman käytön kasvuvaikutukset liittyi keskeisenä oletuksena se, että työvoiman oletettiin siirtyvän korkeamman tuottavuuden sektoreille. Taulukossa 5.2 on esitetty työpanososuudet eri sektoreilla vuosina 1961, 1973 ja 1978.

Taulukko 5.2.² Eri sektoreiden työpanososuudet vuosina 1961, 1973 ja 1978

	1961	1973	1978
	%	%	%
$\omega_1(t)$	11	6	5
$\omega_2(t)$	49	59	62
$\omega_3(t)$	16	9	7
$\omega_4(t)$	24	26	26

1. Artuksen aineistosta laskettuna periodilla 1960 - 1975 em. kahdeksan maan keskimääräinen tuotannon vuosikasvu oli noin 4.8 %. Suomessa tuotannon kasvu oli vastaavalla periodilla keskimäärin 4.6 %.

2. Tässä, kuten tuonempanakin sektorit on numeroitu seuraavasti: (1) maatalous, (2) palvelukset ym., (3) metsätalous ja (4) teollisuus. Siten esimerkiksi $q_3(t)$ on metsätalouden tuottavuus periodilla t.

Nähdään, että maatalous- sekä metsätaloussektori ovat menettäneet työpanososuuttaan merkittävästi ja suurin muutos tapahtui vuosina 1961 - 1973. Voimakaimmin on kasvanut sektori palvelukset ym. ja lisäksi teollisuuden työpanososuus on pysynyt melkoisen stabiilina koko tarkasteluperiodin. Näin ollen tulisi sektoreilla 1 ja 3 tuottavuuden olla keskimääräisen tuottavuuden alapuolella, jotta työvoiman käyttö olisi muuttunut tehokkaammaksi. Taulukossa 5.3 on tarkasteltu sektorikohtaista ja keskimääräistä tuottavuutta vuosina 1961, 1973 ja 1978.

Taulukko 5.3. Sektorikohtainen ja keskimääräinen tuottavuus vuosina 1961, 1973 ja 1978

	1961	1973	1978
$q_1(t)$	1.22	1.59	1.90
$q_2(t)$	1.44	1.75	1.82
$q_3(t)$.85	1.24	1.36
$q_4(t)$	1.17	1.85	1.99
$q(t)$	1.25	1.72	1.83

Vuosien 1961 ja 1973 osalta pitää paikkansa, että maataloudessa ja metsätaloudessa tuottavuus jäi alle keskimääräisen, mutta vuonna 1978 on maatalouden tuottavuus kohonnut yli keskimääräisen. Sektorissa palvelukset ym. on tuottavuuden kasvu hidastunut selvästi ja periodin lopussa kyseisen sektorin tuottavuus jäi jo alle keskimääräisen. Teollisuudessa tuottavuus on kasvanut selvästi, mutta tälläkin sektorilla on kasvuvauhti jonkin verran hidastunut.

Käytetyn menetelmän toinen keskeinen oletus oli, että työpanososuuksien muuttuminen ei vaikuttaisi sektoreiden tuottavuuteen. Edellä esitetyistä luvuista käy

kuitenkin ilmi, että voimakkaasti työpanososuuttaan supistanut sektori on kyennyt huomattavasti parantamaan tuottavuuttaan, kun taas sektori, jonka työpanososuus on kasvanut, on tuottavuuskehityksessään jäänyt muista sektoreista jälkeen. Näin ollen on ilmeistä, että tuottavuuden kehitys on riippuvaista myös työpanoksen kehityksestä. Sisältämänsä todennäköisen harhan vuoksi onkin rakennemuutosten kasvuvaikutuksista saatuja tuloksia pidettävä lähinnä suuntaa antavina.

Suoritetuissa laskelmissa saatiin työvoiman tehokkaamman käytön osuudeksi tuotannon kasvusta periodilla 1961 - 1978 noin 4.6 %. Osaperiodeilla 1961 - 1973 ja 1973 - 1978 vastaavat luvut olivat 6.5 % ja 4.4 %.

Laskelmien mukaan siis työvoiman liikkuvuus ei olisi kovinkaan merkittävästi lisännyt tuotannon kasvua. Saatujen lukujen pienuus on osittain perua käytetyn sektorijaotuksen karkeudesta, sillä lasketut hyödyt tulevat sitä pienemmiksi, mitä karkeampaa aineistoa käytetään (vrt. SIND, 1978, s. 296 - 297). Lisäksi työpanososuus kasvoi tutkimusperiodin aikana eniten sektorilla (palvelukset ym.), jonka tuottavuuden kasvu oli suhteellisen hidasta, kun taas korkeimman tuottavuuden sektori (teollisuus) piti työpanososuutensa melko vakaana yli koko tutkimusperiodin. Tämä on ollut omiaan vähentämään työvoiman uudelleenallokoinnin kasvuvaikutuksia.

7. YHTEENVETO JA JOHTOPÄÄTÖKSET

Edellä on lyhyesti pyritty esittelemään teknisen kehityksen käsite ja sen mittaamiseen liittyviä ongelmia. Lisäksi arvioitiin teknisen kehityksen vauhtia Suomessa vuosina 1961 - 1979.

Käytetyt mittaamismenetelmät perustuivat aggregaattituotantofunktion käytölle. Neljännessä luvussa päädyttiin siihen, että jos oletetaan substituutiojouston olevan ajassa muuttumaton, on teknisen kehityksen mittaamiseen riittävän tarkka apuväline Cobb - Douglas-tuotantofunktio, huolimatta siitä että siihen liittyy useita rajoittavia ominaisuuksia.

Operationaalisia vastineita valittaessa päädyttiin työpanossarjan ja pääoman käyttöastesarjan osalta hieman yleisestä käytännöstä poikkeaviin ratkaisuihin. Työpanokseen luettiin maatalous- ja metsätaloussektorin osalta myös yksityisten elinkeinonharjoittajien arvioitu työpanos. Pääoman käyttöastetta päädyttiin mittaamaan toteutuneen energian kulutuksen trendin avulla, joka estimoitiin palasittain jatkuvana.

Tutkielman empiirisen osan perusteella voitaneen todeta, että Suomessa teknisen kehityksen vauhti ja sen merkitys tuotannon kasvulle ovat jonkin verran lisääntyneet. Toisaalta tekninen kehitys ei kasvutekijänä ole täällä yhtä merkitsevä kuin monissa muissa teollisuusmaissa, esimerkiksi Ruotsissa. Tästä huolimatta myös Suomessa jää teknisen kehityksen osuudeksi tässä saatujen tulosten mukaan noin kolmannes. Toisin sanoen tuotannon kasvusta vain noin kaksi kolmannesta selittyy panosten määrällisestä kasvusta; loppu jää laadullisten tekijöiden osuudeksi.

Tässä yhteydessä ei esitetty vuosikertamallin avulla tehtyjä laskelmia.¹ Kuten pääomakannan keski-ikää kuvaavasta sarjasta nähdään, on Suomessa käytössä olevien pääomahyödykkeitten keski-ikä kasvanut lähes vuosittain. Tämähän merkitsee sitä, että pääomaan sitoutuneen teknisen kehityksen välittyminen talouteen on hidastunut, sillä ero käytössä olevan ja ns. "best practice"-pääomakannan välillä on kasvanut.

Teknisen kehityksen empiirisen tutkimuksen nykytilasta antaa parhaan kuvan Kendrickin ja Vaccaran (1980) kokoama teos. Sen perusteella voidaan yhdeksi kehityspiirteeksi mainita se, että ollaan luopumassa oletuksesta substituutiojouston vakioisuudesta ajan suhteen; tällaista menetelmää soveltavat esimerkiksi Gollop ja Jorgenson ko. teoksessa. Lisäksi lähes kaikissa teoksessa esiintyvissä artikkeleissa on aineiston käsitteilylle annettu erittäin suuri paino. Toisaalta mielenkiinto on myös suuntautunut siihen, mikä merkitys tutkimus- ja kehittämistoiminnalla on tekniselle kehitykselle (tästä ks. myös Nelson, 1980).

Tässä tutkielmassa käytetyille menetelmille on ominaista se, että niissä tekninen kehitys käsitetään eksogeeniseksi, jolloin siihen liittyviä kustannuksia ei oteta huomioon. Taloudellisen kasvun tutkimisen kannalta olisi varmaankin suurta mielenkiintoa mallilla, jossa tekninen kehitys käsitetään koko kansantalouden endogeeniseksi osaksi. Yhtenä osoituksena pyrkimyksistä edistää teknisen kehityksen empiiristä tutkimusta tähän suuntaan ovat juuri edellä mainitut tutkimus- ja kehittämistoimintaan liittyvät artikkelit.

1. Taloudellisesta suunnittelukeskuksesta saatiin pääomakannan keski-ikää kuvaava sarja (ks. aineistoliite) vuosilta 1965 - 1979. Joitakin kokeita Nelsonin formulaatiolla (edellä s. 25) suoritettiin, mutta ne eivät antaneet järkeviä tuloksia.

LÄHTEET

- ALHO, K. (1980) Pääoman tuottoaste, korko ja kansantalouden pääomanmuodostus, Elinkeinoelämän tutkimuslaitos, sarja B 26.
- ARROW, K.J. - Capital-Labour Substitution and
CHENERY, H.B. - Economic Efficiency, The Review of
MINHAS, D.S. - Economics and Statistics.
SOLOW, R.M. (1961)
- ARTUS, J.R. (1977) Measures of Potential Output in Manufacturing for Eight Industrial Countries, 1955 - 78, IMF Staff Papers.
- BLACKORBY, C. - Extended Hicks Neutral Technical
KNOX, LOVELL C.A. - Change, The Economic Journal.
THURSBY, MARIE C. (1976)
- BRISCOE, G. - The Measurement of Capacity Utiliza-
O'BRIEN, P. - tion in the United Kingdom, the
SMYTH, D.J. (1970) Manchester School of Economic and Social Studies.
- CARLSSON, BO (1979) Den tekniska utvecklingens innehåll och betydelse för den ekonomiska tillväxten, teoksessa IUI 40 år 1939 - 1979 Företagen i marknads-ekonomi, Stockholm.
- CHRISTENSEN, L.R. - Economic Growth, 1947 - 73: An
CUMMINGS, D. - International Comparison,
JORGENSEN, D.W. (1976) Discussion Paper Number 521, Harvard Institution of Economic Research.

- COBB, C.W. -
DOUGLAS, P.H. (1928) A Theory of Production, The American Economic Review.
- DENISON, E.F. (1967) Why Growth Rates Differ, Washington D.C.
- DENISON, E.F. (1969) Some Major Issues in Productivity Analysis: An Examination of Estimates by Jorgenson and Griliches, Survey of Current Business.
- DOUGLAS, P.H. (1948) Are There Laws of Production, The American Economic Review.
- EDGREN, C. -
TURKKILA, J. -
VARTIA, Y. (1978) Tuloverotuksen analysoinnin matemattisista ongelmista, Keskusteluaiheita n:o 17, Elinkeinoelämän Tutkimuslaitos, Helsinki.
- EVANS, M.K. (1969) Macroeconomic Activity: Theory, Forecasting and Control, Japan.
- FARRAR, D.F. -
GLAUBER, R.R. (1967) Multicollinearity in Regression Analysis: The Problem Revisited, The Review of Economics and Statistics.
- FERGUSON, C.E. (1969) The Neoclassical Theory of Production and Distribution, Great Britain.
- FISHER, F.M. (1969) The Existence of Aggregate Production Functions, Econometrica.
- GOLDBERGER, A.S. (1968) The Interpretation and Estimation of Cobb-Douglas Functions, Econometrica.
- GOLDFIELD, S.M. -
QUANDT, R.E. (1972) Nonlinear Methods in Econometrics, Germany.

- GOLLOP, F.M. -
JORGENSEN, D.W. (1980) U.S. Productivity Growth by Industry, teoksessa Kendrick, J.W. - Vaccara, B.N.: New Developments in Productivity Measurement and Analysis, The United States of America.
- HALTTUNEN, H. -
HIRVONEN, J. -
KOSKENKYLÄ, H. -
WILLMAN, A. (1980) Yhteenveto Ruotsin kansantalouden pitkän aikavälin näkymistä tehdyistä selvityksistä, Suomen Pankin tutkimusosasto, TU 3/80.
- HICKMAN, B.G. (1979) Energy in National Models, A paper presented for the Eleventh Annual Meeting of Project LINK.
- HICKS, J.R. (1957) The Theory of Wages, Gloucester (Copyright 1932 reprinted 1957).
- HIRVONEN, J. (1967) Teknillisen muutoksen mittaamisongelma, Kansantaloustieteen pro gradu -tutkielma, Tampereen yliopiston kirjasto.
- HOGAN, W.P. (1958) Technical Progress and Production Function, The Review of Economics and Statistics.
- INTRILIGATOR, M.D. (1978) Econometric Models, Techniques and Applications, the United States of America.
- JONES, H.G. (1975) An Introduction to Modern Theories of Economic Growth, Great Britain.

- JORGENSON, D.W. (1966) The Embodiment Hypothesis, The Journal of Political Economy.
- JORGENSON, D.W. - The Explanation of Productivity
GRILICHES, Z. (1967) Change, Review of Economic Studies.
- JORGENSON, D.W. - U.S. and Japanese Economic Growth,
NISHIMIZU, M. (1978) 1952 - 1974: An International
Comparison, The Economic Journal.
- KENDRICK, J.W. - New Developments in Productivity
VACCARA, B.N. (eds.) Analysis, The United States of
(1980) America.
- KENNEDY, C. - Surveys in Applied Economics:
THIRLWALL, A.P. (1972) Technical Progress, The Economic
Journal.
- KENNEDY, C. - Extended Hicks Neutral Technical
THIRLWALL, A.P. (1977) Change - A Comment, The Economic
Journal.
- KMENTA, J. (1967) On Estimation of the CES Production
Function, International Economic
Review.
- KOSKENKYLÄ, H. (1979) The Definition and Measurement of
Capital and Its Role in the Invest-
ment Function, Suomen Pankin tutki-
musosasto, TU 4/1979.
- KOSKENKYLÄ, H. - Työttömyys ja tuotannon rakenne
PEKONEN, K. (1979) Suomen kansantaloudessa, Suomen
Pankki, A:48, Helsinki.

- LAVE, L.B. (1966) Technological Change: Its Conception and Measurement, The United States of America.
- MARSCHAK, J. -
ANDREWS, W.H. (1944) Random Simultaneous Equations and the Theory of Production, Econometrica.
- McFADDEN, D. (1963) Constant Elasticity of Substitution Production Functions, Econometrica.
- MORK, K.A. (1978) The Aggregate Demand for Primary Energy in the Short and Long Run for the U.S. 1949 - 75, Massachusetts Institute of Technology, Energy Laboratory, Report No. MIT-EL 78-007WP.
- NELSON, R.R. (1964) Aggregate Production Functions and Mediumrange Growth Projections, The American Economic Review.
- NELSON, R.R. (1965) The CES Production Function and Economic Growth Projections, The Review of Economics and Statistics.
- NELSON, R.R. (1980) Production Sets, Technological Knowledge and R & D: Fragile and Overworked Constructs for Analysis of Productivity Growth? The American Economic Review, Papers and Proceedings.
- NERLOVE, M. (1967) Recent Empirical Studies of the CES and related Production Functions, teoksessa Brown Murray (ed.): The Theory and Empirical Analysis of Production, The Unites States of America.

- NIITAMO, O. (1958) Tuottavuuden kehitys Suomen teollisuudessa vuosina 1925 - 52, Helsinki.
- NIITAMO, O. (1959) Suomen kansantulo vuosina 1956 - 59 ja lyhyt selvitys käsitteistä, Tilastokatsauksia 59:9.
- PULLIAINEN, K. (1964) Yleisen tuotantofunktion muodostamismahdollisuuksista, kansantaloustieteen lisensiaattitutkimus, Helsingin yliopiston valtiotieteellisen tiedekunnan kirjasto.
- PYYHTIÄ, I. (1976) Varjohinnat ja tuotannontekijöiden allokaatio Suomen tehdasteollisuudessa vuosina 1948 - 75, Suomen Pankki D:42, Helsinki.
- ROBINSON, J. (1953 - 54) The Production Function and the Theory of Capital, The Review of Economic Studies.
- RYMES, T.K. (1971) On Concepts of Capital and Technical Changes, Great Britain.
- SAMUELSON, P.A. (1979) Paul Douglas's Measurement of Production Functions and Marginal Productivities, Journal of Political Economy.
- SATO, K. (1967) A Two-Level Constant-Elasticity-of-Substitution Production Function, Review of Economic Studies.
- SATO, K. (1975) Production Functions and Aggregation, The Netherlands.

- SATO, R. -
BECKMANN, M.J. (1978) Non-Homothetic Production Function and Technical Progress, teoksessa Altmann Franz-Lothar-Kyn Oldrich-Wagener Hans-Jürgen (eds.): On the Measurement of Factor Productivities, Germany.
- SAURAMO, P. (1978) Yleinen aggregoinnin teoria ja tuotantofunktioiden aggregointi, kansantaloustieteen pro gradu -tutkielma, Tampereen yliopiston kirjasto.
- SAURAMO, P. (1980) Tuotantofunktioiden aggregoinnin teoriasta, Taloustieteellisen seuran vuosikirja 1980, Helsinki.
- SIMULA, M. (1979) Tuottavuus Suomen metsäteollisuudessa, kansantaloudellisen metsäekonomin lisensiaattityö, Helsingin yliopiston maa- ja metsätaloustieteellisen tiedekunnan kirjasto.
- SOLOW, R.M. (1957) Technical Change and the Aggregate Production Function, Review of Economics and Statistics.
- SOLOW, R.M. (1958) Reply, Review of Economics and Statistics.
- SOLOW, R.M. (1960) Investment and Technical Progress, teoksessa Arrow, K.J. - Karlin, S. - Suppess, P. (eds.): Mathematical Methods in the Social Sciences, 1959, California.

- TARKKÄ, HELENA (1979) Potentiaalisen tuotannon käsite ja mittaaminen neljässä pohjoismaassa, kansantaloustieteen pro gradu -tutkielma, Helsingin yliopiston valtiotieteellisen tiedekunnan kirjasto.
- TINBERGEN, J. (1959) On the Theory of Trend Movements, teoksessa Klassen, L.H. - Koyock, L.M. - Witteveen, H.J. (eds.): Jan Tinbergens Selected Papers, Amsterdam (alkuperäisenä: Zur Theorie der Langfristigen Wirtschaftsentwicklung, Weltwirtschaftliches, 1942).
- TINTNER, G. -
DEUTSCH, E. -
RIEDER, R. (1978) A Production Function for Austria Emphasizing Energy, teoksessa Altmann Franz-Lothar-Kyn Oldrich-Wagener Hans-Jürgen (eds.): On the Measurement of Factor Productivities, Germany.
- TUOVINEN, MARJA (1979) Spline-funktiot ja niiden käyttö taloudellisissa malleissa, Suomen Pankin tutkimusosasto TU 8/79.
- USHER, D. (1980) The Measurement of Economic Growth, Great Britain.
- UZAWA, H. (1960) Neutral Inventions and the Stability of Growth Equilibrium, The Review of Economic Studies.
- VARTIA, Y.O. (1976) Relative Changes and Index Numbers, Helsinki.

- VARTIA, Y.O. (1978) Fisher's Five-tined Fork and Other Quantum Theories of Index Numbers, teoksessa Eichhorn W-Henn R-Opitz O-Shephard, R.W. (eds.): Theory and Application of ECONOMIC INDICES, Germany.
- VARTIA, Y.O. (1979) Kvadraattisten mikroyhtälöiden aggregoinnista, keskusteluaiheita n:o 25, Elinkeinoelämän tutkimuslaitos, Helsinki.
- VIHAVAINEN - VALPPU - SUOKKO - BJÖRK (1980) Pääomakanta vuosina 1965 - 77, Tilastokeskuksen tutkimuksia n:o 58, Helsinki.
- WALTERS, A.A. (1963) Production and Cost Functions: An Econometric Survey, *Econometrica*.
- WILLMAN, A. (1971) Kapasiteetin käyttöaste Suomen kansantaloudessa vuosina 1959 - 69, kansantaloustieteen pro gradu -tutkielma, Helsingin yliopisto, Helsingin yliopiston valtiotieteellisen tiedekunnan kirjasto.
- ÖSTERBERG, G. (1965) An Empirical Study of Labour Re-allocation Gains in Sweden Between 1950 and 1960, *The Swedish Journal of Economics*.

RAPORTIT

The Measurement of Capital, The Methodology of
Capital Stock Estimates in OECD Countries, 1976,
Paris.

Industriutvecklingen i Sverige, SIND 1978:9, 1978,
Stockholm.

TILASTOT

Energiatilastot 1979, 1980, Helsinki.

Energiakatsaus 1/1980, 1980, Helsinki.

Metsätilastollinen vuosikirja, 1980, Helsinki.

Tilastokatsaukset 67:12, 73:12, 75:2 ja 79:12.

JOITAKIN ESTIMOINTITULOKSIA¹

1) Vakioskaalatuotot, tasomalli

$$\log \frac{Q(t)}{K(t)} = -.015 + .78 \log \frac{L}{K} + .017t$$

(.2) (5.3) (4.3)

$$R^2 = .81$$

$$DW = .931$$

$$SE = .0195$$

2) Vakioskaalatuotot, differenssimalli

$$\Delta \log \frac{Q(t)}{K(t)} = .018 + .77 \Delta \log \frac{L(t)}{K(t)}$$

(2.8) (5.5)

$$R^2 = .62$$

$$DW = 1.83$$

$$SE = .019$$

3) Kustannusten minimointi, differenssimalli

$$\Delta \log Q = .011 + .74 \Delta (\log L(t) + .51 \log K(t))$$

(1.3)

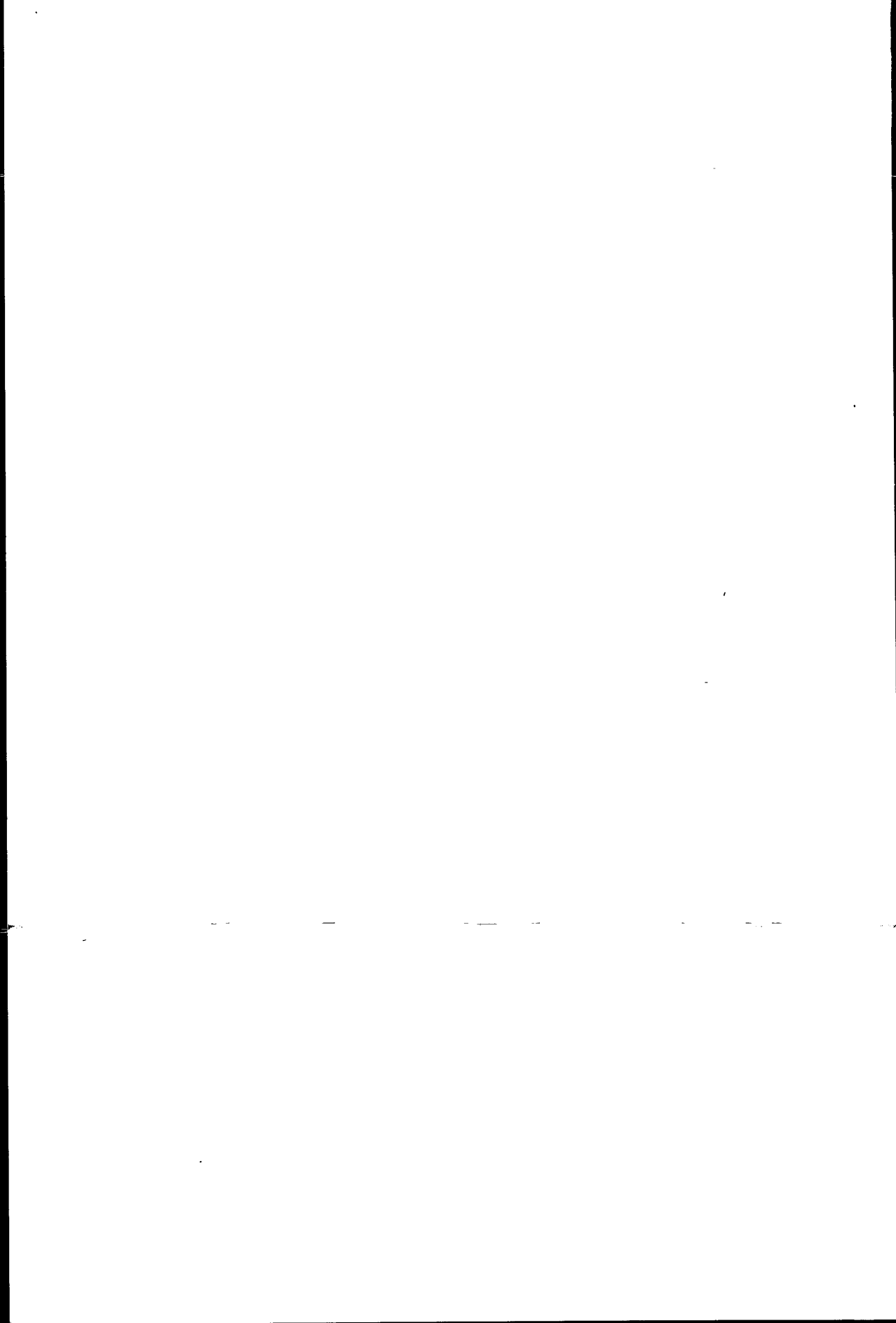
$$R^2 = .41$$

$$DW = 2.02$$

$$SE = .019$$

1. Tuloksissa on tekstissä esiintyvää käytäntöä noudattaen parametriestimaatin alapuolella suluissa ilmaistu sen t-testisuureen arvo. Vapausasteilla korjattua yhteiskorrelaatiokerrointa on merkitty

R²:lla, Durbin - Watson-testisuuretta DW:llä sekä jäännöstermin keskihajontaa SE:llä.



TUTKIELMASSA KÄYTETTY AINEISTO

Taulukon symbolien merkitys on seuraava:

- Q = koko kansantalouden tuotos, 75 mmk
 Q_i = sektorin i tuotos, 75 mmk; $i = 1, \dots, 4$ ja
 sektorit ovat 1 = maatalous, 2 = suljettu
 sektori (pl. maatalous) eli palvelukset ym.,
 3 = metsätalous ja 4 = teollisuus
 L = koko kansantalouden työpanos
 L_i = sektorin i työpanos (vrt. Q_i)
 p_A = maatalouden tuottajahintaindeksi, 75=1.00
 p_K = kantohintaindeksi, 75=1.00
 b = pääoman tulo-osuus
 K = nettopääomakanta
 cu_E = energian käyttöaste
 I = investointisarja
 E = (primääri)energian kokonaiskulutus
 age = pääomakannan keski-ikä

TUTKIMUKSESSA KÄYTETTY AINEISTO (puuttuva tieto = 0)

	Q	Q1	Q2	Q3	Q4
1960	49611.40	4989.90	28140.00	5471.50	11010.00
1961	53068.60	5439.00	29859.00	5749.90	12020.70
1962	54276.90	5038.10	31274.00	5375.10	12589.70
1963	56095.10	5048.30	32622.00	5349.30	13075.50
1964	59022.50	5225.70	34032.01	5801.30	13963.50
1965	61809.50	5037.40	36071.61	5892.50	14807.99
1966	63092.90	5127.60	37423.31	5022.30	15519.69
1967	64667.41	5027.40	38483.22	5186.10	15970.69
1968	66693.41	5298.80	39153.52	5395.50	16845.59
1969	72412.31	5385.20	42078.93	5936.20	19011.99
1970	77633.10	5217.40	44807.00	6511.30	21097.40
1971	79021.90	5432.30	46247.10	5981.10	21361.40
1972	84694.10	5284.20	49719.20	5760.80	23929.90
1973	89733.09	5140.30	53297.90	5818.10	25476.80
1974	92802.89	5095.50	55590.79	5377.70	26738.90
1975	92949.49	5315.10	57309.39	4678.20	25646.80
1976	93832.68	5547.60	57644.09	4577.30	26063.70
1977	94283.28	5383.40	58117.98	4926.80	25855.10
1978	96869.26	5341.80	59456.18	5149.70	26921.60
1979	103708.46	5418.40	62178.38	6300.00	29811.70
	L	L1	L2	L3	L4
1960	41411.54	0.00	20190.10	6681.93	9801.57
1961	42330.88	4456.79	20793.27	6791.25	10289.56
1962	43052.35	4091.19	22331.75	6178.97	10450.45
1963	43025.64	3848.95	22795.80	6046.02	10334.87
1964	43838.30	4044.47	23563.62	5698.51	10531.71
1965	44763.20	3724.11	24307.96	5918.27	10812.86
1966	45308.76	3777.59	25338.45	5234.59	10958.14
1967	45450.64	3683.22	25624.65	5298.06	10844.71
1968	46013.56	4053.59	25683.51	5434.97	10841.50
1969	47510.48	4085.44	26122.25	5833.68	11469.10
1970	49254.88	3588.31	27052.89	6170.69	12443.00
1971	49529.61	3771.79	27769.54	5424.96	12563.32
1972	50653.44	3675.52	29041.73	4722.52	13213.67
1973	52131.39	3226.82	30445.54	4704.95	13754.08
1974	53779.38	2918.54	32242.48	4264.48	14353.89
1975	55029.00	3702.34	33308.36	3587.62	14430.68
1976	53951.33	3397.36	33001.50	3189.89	14362.58
1977	53307.87	3057.80	32844.20	3626.14	13779.72
1978	52813.23	2804.74	32684.68	3778.77	13545.04
1979	53119.55	2699.36	33109.14	0.00	14123.29

	PA	PK	b	K	cuE
1960	0.00	0.16	0.38	102740.35	0.94
1961	0.32	0.19	0.38	109861.43	0.94
1962	0.32	0.20	0.37	116193.04	0.95
1963	0.34	0.22	0.36	121417.06	0.94
1964	0.37	0.27	0.35	127745.74	0.95
1965	0.41	0.28	0.34	135215.50	0.97
1966	0.42	0.25	0.33	142499.30	0.99
1967	0.44	0.22	0.33	148842.00	0.96
1968	0.50	0.22	0.34	154447.10	0.96
1969	0.52	0.27	0.36	161287.20	0.97
1970	0.53	0.33	0.36	169670.10	0.97
1971	0.55	0.37	0.33	178336.40	0.96
1972	0.61	0.39	0.33	187309.70	0.97
1973	0.69	0.56	0.34	197208.10	1.00
1974	0.80	0.91	0.35	207031.90	0.92
1975	1.00	1.00	0.30	218089.30	0.90
1976	1.13	0.97	0.29	226435.50	0.92
1977	1.22	0.94	0.30	232322.60	0.92
1978	1.29	0.86	0.33	235735.34	0.94
1979	1.37	0.00	0.34	240319.52	0.98

	I	E	ase
1960	12433.40	10493.00	0.00
1961	13285.50	11135.00	0.00
1962	12923.30	11911.00	0.00
1963	12195.60	12444.00	0.00
1964	13613.70	13226.00	0.00
1965	15134.50	14284.00	11.50
1966	15575.20	15463.00	11.60
1967	15061.20	15780.00	11.70
1968	14145.00	16688.00	11.90
1969	15932.40	17913.00	12.00
1970	17786.50	18931.00	12.10
1971	18752.60	19765.00	12.10
1972	19536.50	21166.00	12.10
1973	21068.90	22924.00	12.10
1974	21672.60	21499.00	12.00
1975	23586.20	21495.00	12.00
1976	21513.90	22569.00	12.10
1977	19594.80	22897.00	12.20
1978	17352.10	24004.00	12.40
1979	18728.30	25463.00	12.60



SUOMEN PANKIN JULKAISUJA

Sarja D (ISSN 0355-6042)

(N:ot 1 - 30 Suomen Pankin taloustieteellisen tutkimuslaitoksen julkaisuja, ISSN 0081-9506)

1. Pertti Kukkonen: On The Measurement of Seasonal Variations. 1963. 11 s.
2. The Index Clause System in the Finnish Money and Capital Markets. 1964, tarkistettu laitos 1969. 15 s.
3. J.J. Paunio: Adjustment of Prices to Wages. 1964. 15 p.
4. Heikki Valvanne - Jaakko Lassila: The Taxation of Business Enterprises and the Development of Financial Markets in Finland. 1965. 26 s.
5. Markku Puntila: Likvidien varojen kysyntä ja yleisön likviditeetin kehitys Suomessa vuosina 1948-1962. 1965. 110 s.
6. J.J. Paunio: Taloudellinen kasvu ja suhdannevaihtelut dynaamisen makrotarkastelun valossa. 1965. 117 s.
7. Ahti Molander: Kokonaistaloudelliseen hinta- ja palkkatasoon vaikuttavat tekijät Suomessa vuosina 1949-1962. 1965. 159 s.
8. Erkki Pihkala: Keskinäisen taloudellisen avun neuvoston pysyvät komissiot työnjaon toteuttajina. 1965. 35 s.

9. Kari Nars: Statens prispolitiska parametrar. 1965. 118 s.
10. Heikki Valvanne: The Framework of the Bank of Finland's Monetary Policy. 1965. 34 s.
11. Jouko Sivander: Ulkomaankaupan substituutiojoustojen teoriasta ja mittaamisesta. 1965. 91 s.
12. Timo Helelä - Paavo Grönlund - Ahti Molander: Muistio palkkaneuvotteluja varten. 1965. 56 s.
13. Erkki Laatto: Suomen ulkomaisen tavarakaupan volyymindeksit neljännesvuosittain vuosina 1949-1964 eräistä lyhytaikaisista vaihteluista puhdistettuina. 1965. 24 s. (Englanninkielinen tiivistelmä.)
14. Dolat Patel: The Share of the Developing Countries in Finnish Foreign Trade. 1966. 31 s.
15. Pekka Lahikainen: Tuotoksen ja työpanoksen välisen suhteen vaihteluista. 1966. 25 s.
16. Heikki U. Elonen: Yrityksen rahoituspääomien kysynnästä ja tarjonnasta. 1966. 88 s.
17. Timo Helelä - J.J. Paunio: Memorandum on Incomes Policy. 1967. 10 s.
18. Kari Nars: Undersökning av efterfrågetrycket. 1967. 119 s.
19. Kari Puumanen: Indeksivaateet valintakohteina. 1968. 186 s.
20. Richard Aland: Sijoituspankkitoiminta Yhdysvalloissa - The Investment Banking Function in the United States. 1968. 31 s.

21. Timo Helelä: Työnseisaukset ja teolliset suhteet Suomessa vuosina 1919-1939. 1969. 341 s. (Kahtena niteenä)
22. Sirkka Hämäläinen: Kotitalouksien säästämiseen vaikuttavista psykologisista tekijöistä ja niiden mittaamismahdollisuuksista. 1969. 177 s.
23. Heikki Koskenkylä: An Evaluation of the Predictive Value of the Investment Survey of the Bank of Finland Institute for Economic Research. 1969. 12 s.
24. Heikki Koskenkylä: Suomen Pankin investointikyselyn otantaan liittyvistä ongelmista. 1970. 71 s.
25. Pertti Kukkonen - Esko Tikkanen: Jäänmurtaajat ja talviliikenne. 1970. 136 s.
26. Heikki U. Elonen - Antero Arimo: Tutkimus kirkon taloudesta. 1970. 73 s.
27. Juhani Hirvonen: Kansainvälisen talouden ekonometrinen simultaanimalli. 1971. 64 s.
28. Heikki Koskenkylä: Teoreettisen ja empiirisen investointianalyysin ongelmista. Suomen tehdasteollisuuden investointitoiminta vuosina 1948-1970. 1972. 182 + 58 s.
(ISBN 951-686-001-X)
29. A Quarterly Model of the Finnish Economy by The Model Project Team of the Research Department. 1972. 105 s.
(ISBN 951-686-002-8, toinen painos ISBN 951-686-007-9)
30. Hannu Halttunen: Tuotanto, hinnat ja tulot Suomen kansantalouden ekonometrisessa kokonaismallissa. 1972. 120 s.
(Toisessa painoksessa englanninkielinen tiivistelmä; 123 s.)
(ISBN 951-686-003-6, toinen painos ISBN 951-686-013-3)

31. Simo Lahtinen: Työn kysyntä Suomen kansantalouden ekonometrisessa kokonaismallissa. 1973. 171 s. (Englanninkielinen tiivistelmä.) (ISBN 951-686-008-7)
32. Mauri Jaakonaho: Suomen sähköenergian kokonaiskulutusta ja sen ennakkointia koskeva empiirinen tutkimus. 1973. 144 s. (ISBN 951-686-009-5)
33. Esko Aurikko: Ulkomaankauppa Suomen kansantalouden ekonometrisessa kokonaismallissa. 1973. 100 s. (Englanninkielinen tiivistelmä.) (ISBN 951-686-011-7)
34. Heikki Koskenkylä - Ilmo Pyyhtiä: Suomen allokaatio-ongelman peruspiirteistä ja taustasta. 1974. 61 s. (ISBN 951-686-014-1)
35. Immo Pohjola: Ekonometrinen tutkimus Suomen rahamarkkinoista. 1974. 120 s. (ISBN 951-686-016-8)
36. Juhani Hirvonen: On the Use of Two Stage Least Squares with Principal Components. 1975. 91 s. (ISBN 951-686-023-0)
37. Heikki Koskenkylä - Ilmo Pyyhtiä: Pääomakerroin makro- ja mikrotaloudellisena investointikriteerinä. 1975. 65 s. (Englanninkielinen tiivistelmä.) (ISBN 951-686-024-9)
38. Alpo Willman: Ekonometrinen tutkimus finanssipolitiikan vaikutuksista. 1976. 217 s. (ISBN 951-686-028-1)
39. Jorma Hilpinen: Muuttoliike, työhön osallistuminen ja suhdanteiden eteneminen työllisyydessä. 1976. 69 s. (ISBN 951-686-030-3)
40. Olavi Rantala: Säästämiskohteiden valintaan vaikuttavat tekijät Suomessa. 1976. 115 s. (ISBN 951-686-031-1)

41. Rahoitustilinpito analyysivälineenä (Ahti Huomo: Rahoitustilinpidollinen näkökulma; Tapio Korhonen: Maksutaseen ja valtiontalouden rahoitusmarkkinakytkennät; Immo Pohjola: Valtiontalous rahoitustilinpidossa; Olavi Rantala: Rahoitustilinpidon käyttö ja rajoitukset kvantitatiivisessa analyysissa). 1976. 98 s. (ISBN 951-686-033-8)
42. Ilmo Pyyhtiä: Varjohinnat ja tuotannontekijöiden allokaatio Suomen tehdasteollisuudessa vuosina 1948-1975. 1976. 176 s. (ISBN 951-686-035-4)
43. Peter Nyberg: Työvoiman tarjonnan vaihteluista Suomessa. 1978. 65 s. (ISBN 951-686-046-X)
44. Marja Tuovinen: Inflaatio-odotusten muodostumisesta ja erään inflaatio-odotussarjan optimaalisuudesta. 1979. 154 s. (ISBN 951-686-056-7)
45. Kalevi Tourunen: Teollisuuden varastoinvestoinneista Suomessa vuosina 1961-1975. 1980. 71 s. (ISBN 951-686-059-1)
46. Urho Lempinen: Rationaaliset odotukset makroteoriassa. 1980. 83 s. (ISBN 951-686-060-5)
47. Hannu Halttunen - Sixten Korkman: Central Bank Policy and Domestic Stability in a Small Open Economy. 1981. 79 s. (ISBN 951-686-066-4)
48. Seppo Kostiainen: Rahoitusmarkkinavaikutusten välittymismekanismit ja teollisuuden sijoittumispäätökset Suomessa. 1981. 126 s. (Englanninkielinen tiivistelmä.) (ISBN 951-686-067-2)
49. Urho Lempinen: Teoreettinen tutkimus keskuspankkirahoituksen ja ulkomaisen rahoituksen substituutiosta. 1981. 131 s. (ISBN 951-686-069-9)

50. Ilmo Pyyhtiä: Suomen Pankin investointitiedustelu teollisuuden investointien ennakointivälineenä.
1981. 93 s. (ISBN 951-686-071-0)
51. Ilkka Salonen: Teknisen kehityksen mittaamisesta tuotantofunktion avulla ja sovellutus Suomen kansantalouteen.
1981. 93 s. (ISBN 951-686-073-7)

IVA5a 1981 30502.1

Suomen

Suomen Pankki

D:051

Salonen, Ilkka

Teknisen kehityksen mittaamisesta
tuotantofunktion avulla

1996-05-14

**SUOMEN PANKIN
KIRJASTO**

KYRIIRI OY 3235
Helsinki 1981

ISBN 951-686-073-7
ISSN 0355-6042