

BADI H. BALTAGI — JAMES M. GRIFFIN

## A technikai haladás általános indexe\*

### 1. Bevezetés

A technikai haladás<sup>1</sup> mérésének dilemmái az ökonometriai becslés és az index szám megközelítések szétválásához vezettek.<sup>2</sup> TINBERGEN (1942) óta az ökonométerek a termelési, vagy költségfüggvények ökonometriai becslésekor a technikai haladást egy egyszerű időrenddel ábrázolják. CHRISTENSEN, JORGENSEN és LAU (1973), valamint mások munkássága révén az ökonometria olyan általános függvényformák kifejlesztéséig jutott el, melyekben a technológia több inputtal és outputtal, valamint kvázi-fix tényezőkkel rendelkezhet, és a függvény nem feltétlenül kell, hogy elsőfokú homogén legyen, stb. (ld. STEVENSON (1980); CAVES, CHRISTENSEN és SWANSON (1981); GOLLOP és ROBERTS (1983); NELSON és WOHR (1983)). Ehhez hasonlóan az időben kvadratikus kifejezések bevezetésével, valamint az időtrend és az input-output árak közti kölcsönhatás megengedésével, a technikai haladás kezelése is jelentős általánosításon ment keresztül, lehetővé téve a technikai haladás számára a nem állandó ütemű növekedést, valamint a nem semleges fejlődést, és a volumen növekedést (ld. GOLLOP és JORGENSEN (1980); JORGENSEN és FRAUMENI (1981); GOLLOP és ROBERTS (1983)). Bár ez a fejlődés csökkentette a kényszerű feltevések számát, amelyek a technikai haladást korlátok közé kényszerítették, a technikai haladást még mindig elsősorban időben lineáris és kvadratikus kifejezésekkel írják le.

Egy index számokat hasznosító alternatív út SOLOW (1957) eljárásából származik. Ez a semleges technikai haladás általános indexének kiszámítására szolgál.<sup>3</sup> Solow index szám megközelítése, és eljárásának az ún. „tisztított” index számokra vonatkozó fejlesztései (ld. DIEWERT (1976) és mások) megszabadították a technikai haladást az időtrend láncaitól. A napjainkban folyó általánosítások (ld. CAVES, CHRISTENSEN és DIEWERT (1982a),(1982b)) ellenére azonban az index számok használata még mindig speciális másodrendű függvényforma, és állandó vagy csökkenő volumen hozadék feltevését igényli.

\* BADI H. BALTAGI — JAMES M. GRIFFIN: „A general index of technical change” *Journal of Political Economy* 1986, vol 96, No1 (Fordította: DEMETER Krisztina)

<sup>1</sup> Köszönettel tartozunk M. Mokharinak a hasznos programozási segítségért, és Randy Nelsonnak az adatállomány rendelkezésünkre bocsátásáért. Szintén köszönjük az Ökonometriai Társaság (Econometric Society) 1986 ülésén résztvevőknek a segítőkész megjegyzéseket. Külön köszönetét fejezi ki Badi Baltagi a Houston Egyetem energetikai laboratóriumának a pénzügyi támogatásért.

<sup>2</sup> Ezzel kapcsolatban ld. NADIRI (1970) és DIEWERT (1981).

<sup>3</sup> További példákat ld. NELSON (1967), JORGENSEN és GRILICHES (1967) és CHRISTENSEN, CUMMINGS és JORGENSEN (1980).

Azonos iparághoz tartozó vállalatokra vonatkozó panelszerkezetű megfigyelések alapján egy olyan eljárást vázolunk, ami az időtrendet időspecifikus segédváltozókkal (dummy változókkal) helyettesíti, lehetővé téve ezzel a technikai haladás teljesen általános indexének a becslését. A cikk másodlagos célja továbbá annak vizsgálata, hogy a technikai haladás így nyert indexe hogyan segíti elő a technikai haladás meghatározóinak megértését az elektromos közműveknél. A 2. rész rövid összefoglalást ad azokról az erőfeszítésekről, amelyeket a technikai haladás mérésére tettünk, mind ökonometriai becsléssel, mind index számokkal. A 3. rész két alternatív ökonometriai modellt ismertet; a sztenderd időtrend modellt, és az általános index megközelítést, melyek a technikai haladás becslésére szolgálnak abban az esetben, amikor az alapul szolgáló technológia általános. A 4. rész a két megközelítés ökonometriai számszerűsítésének eredményeit mutatja be, megvizsgálva a skálahatások és a nem semleges technikai fejlődés szerepét. Az 5. rész szembeállítja a sztenderd időtrend index és az általános index értékeit a technikai haladás meghatározó tényezőire vonatkozó további elemzések megalapozása céljából. Ezek az eredmények megerősítik *Gollop* és *Roberts* állításait, melyeket a kén-oxidok korlátozásának jelentőségére vonatkozóan tettek, és *Nelsonét*, aki azt találta, hogy a technikai haladás az évjáratí tökehatásokon keresztül testesül meg. A 6. rész összefoglalja a főbb eredményeket.

## 2. Áttekintés a technikai változás mérésének ökonometriai és index szám megközelítéséről

DEWERT (1981) a következő négy csoportba sorolta a technikai haladás mérésének lehetséges megközelítéseit: a költség és termelési függvények ökonometriai becslése, a Divisia-indexek, a technikai haladás index számai és a lineáris programozást felhasználó nem parametrikus módszerek. Az utóbbi módszer számítási korlátai és a negatív technikai haladás kizárása miatt a kutatási erőfeszítések nagy része a közvetlen ökonometriai becslésre, vagy az index szám változatok számítására irányul.

### 2.1. Ökonometriai becslés

A technikai haladás — szélesebb termelési modellt feltételező — általánosabb mutatójának kidolgozásában lezajlott fejlődés ellenére a technikai haladás ütemének egyenletes, lassan változó mozgását mutató, első és másodrendű időtrendek, továbbra is uralkodók. MANSFIELD (1968) iparági szintű tanulmányaiban — melyek az új folyamatok és termékek terjedésével foglalkoznak — a technikai haladás szűkebb definícióját fogadta el, amely szerint a technikai haladás nem más, mint egy alapvetően technológiai fejlődés, amely tartalmazza a tudás állapotában végbement előrehaladást is. A tanulmányok az adaptáció erős változékonyságáról tanúskodnak, amely nem jellemezhető egyszerű időtrendekkel. KOPP és SMITH (1983) hasonlóképpen azt találta, hogy az időtrend gyenge proxyja az innováció sebességének.

A sztenderd időtrend modellel való elégedetlenség indította STEVENSON-t (1980), valamint GOLLOP-ot és ROBERTS-et (1981) arra, hogy időtrendek fel-

használásával általánosabb elemzéseket végezzenek. GOLLOP és ROBERTS cikkében például minden egyes input tényező képviselhetett olyan tényezőbővítő technikai haladást, ami állandó ütemben nő egy egyszerű időtrend alapján. Más alkalmazásokban az időtrendet egy az egyben elhagyják, hogy a technikai haladás olyan közvetlenebb mutatói határozhatók meg, mint például a tőkésített K+F kiadások (DENNY, FUSS és WAVERMAN (1981)) és az évjáratí tőke mutatók (PESCATRICE és TRAPANI (1980), NELSON (1984)). E fejlődés ellenére továbbra is a sztenderd időtrend modell használata maradt elfogadott. A technikai haladás explicit mérőszámai még nem állnak rendelkezésünkre, bár ez alól kivétel a vállalati és az iparági szint.<sup>4</sup>

## 2.2. Index számok

Az állandó ütemű technikai haladás feltevésének mesterkelt volta arra sarkallta SOLOW-t (1957), hogy a technikai haladás általános  $A(t)$  indexét a következőképpen határozza meg:

$$Q_t = A(t)F(L, K). \quad (1)$$

Solow teljesen általános indexe egészen eltérő növekedési ütemeket tárt fel  $A(t)$ -re az USA gazdaságában az 1909–1949 közti időszakra. A konstans időtrendtől való ilyen eltérések akkor várhatók, ha elfogadjuk Solow definícióját a technikai haladásra vonatkozóan, ami „a termelési függvényben végbemenő bármilyen mozgás tömör kifejezése”. Így  $A(t)$  egyaránt tükrözheti a rövid távú egyensúlytalanság valamint a technológiai változások új folyamatainak hosszú távon érvényesülő hatásait.

Solow technikai haladásának általános indexe három korlátozó feltevést igényelt: az állandó volumen hozadékot, a semleges technikai haladást, és a szabad versenyt mind az output, mind az input tényezők piacán. Ezen feltételek mellett a technikai haladás ( $\dot{T}$ ) megegyezik az összetényező-termelékenység százalékos növekedésével ( $T\dot{F}P$ : Total Factor Productivity).  $T\dot{F}P$ -t ezek után úgy kapjuk, hogy az outputok százalékos növekedéséből ( $\dot{Q}$ ) kivonjuk az inputok részesedési indexének százalékos változását, azaz:

$$\dot{T} = T\dot{F}P \equiv \dot{Q} - \sum_i \frac{P_i x_i}{C} \dot{x} \equiv \dot{Q} - \sum_i S_i \dot{x}_i, \quad (2)$$

ahol az input Divisia-indexe az inputok százalékos növekedésével ( $\dot{x}$ ) súlyozott költségmegosztástól ( $S_i$ ) függ.

Sajnos az összetényező-termelékenység és a technikai haladás közt fennálló ekvivalencia hamar megszűnik általánosabb termelési technológiák esetén. Növekvő hozadékú technológiákban például a tényezőtermelékenység emelkedése inkább tulajdonítható a költségfüggvény mentén való elmozdulásnak, mint a költségek csökkenésének. További korlátozó feltevés a szabad verseny és a technikai haladás semlegessége.

<sup>4</sup> Míg a technikai haladás speciális mutatói kétségtelenül haladást jelentenek az időtrendhez képest, az olyan mutatók, mint pl. az évjáratí tőkeindex, a számos tényező által okozott jelenségnek csak egy dimenziós mértékét adhatják. Ld. pl. az 5. részt.

DIEWERT (1976) megmutatta, hogy létezik az ún. „tisztított” index számoknak egy olyan osztálya, amely a különböző másodrendű közelítéseken alapuló termelési technológiákhoz tartozik. Nevezetesen a Tornqvist-index, ami a Divisia-indexek közvetlen közelítését adja, és transzlog technológián alapul. A transzlog költségfüggvény esetére Diewert megmutatta, hogy a költségek százalékos változása a költségárszáránnyal súlyozott input ár ( $P_i$ ), valamint az outputra és a technikai haladásra vonatkozó, költség rugalmassággal súlyozott output változástól függ, tehát:

$$\begin{aligned} \ln C(P_{1t} \dots P_{mt}, Q_t, t) - \ln C(P_{1t^*} \dots P_{mt^*}, Q_{t^*}, t^*) = \\ = \sum_{i=1}^m \frac{S_{it} + S_{it^*}}{2} \ln \frac{P_{it}}{P_{it^*}} + \frac{1}{2} \left( \frac{\partial \ln C}{\partial \ln Q_t} + \frac{\partial \ln C}{\partial \ln Q_{t^*}} \right) \ln \frac{Q_t}{Q_{t^*}} + \\ + \frac{1}{2} \left( \frac{\partial \ln C}{\partial t} + \frac{\partial \ln C}{\partial t^*} \right) (t - t^*), \end{aligned} \quad (3)$$

ahol \* a  $t^*$  időszakból származó megfigyeléseket jelöli. A (3) egyenletből könnyen észrevehető, hogy állandó skáláhozadék feltevése esetén nem kell a transzlog függvényt becsülni. Nem kell ismernünk továbbá  $\partial \ln C / \partial t$  értékét sem, mivel a technikai haladás a reziduumból származtatható. Így transzlog technológia esetén a Tornqvist-index nem igényli teljes egészében a Solow féle Divisia-index mögött meghúzódó három feltevést. A (3) egyenletből látható, hogy a skáláhozadék rugalmasság ismeretére még itt is szükség van, sőt — mivel a költségmegosztás ( $S_i$ ) kiszámításához felhasználtuk a Shephard lemmát — az input beszerzés szabad versenyét is fel kell tételezni. Nincs ellenben szükség az outputok szabad versenyére,<sup>5</sup> és nem kell élni a semleges technikai haladás feltevésével sem.

Összefoglalva, a Tornqvist-index a technikai haladás számításának nagyon kényelmes mechanizmusát adja, elkerülve a termelési technológia ökonometriai becslésének feladatát. A kapott eredmény a technológia transzlog jellegének feltevésén és a volumen hozadéki paraméter ismeretén,<sup>6</sup> valamint a sztenderd versenyfeltételeken nyugszik. Nyilvánvaló ugyanakkor, hogy az index szám megközelítés használata növekvő volumen hozadéki iparágak bevonása esetén — amilyen például a villamosenergia szolgáltatás — a technikai haladás torzított becslését eredményezheti. DENNY és FUSS (1983) illusztrálta, hogy ha a technológia nem transzlog, vagy a másodrendű transzlog paraméterek az egyes vállalatoknál különbözőek, akkor a Tornqvist-index jelentősen torzíthat. Ezekben az esetekben az ökonometriai becslés elkerülhetetlen. Még egy érv szól a technikai haladás explicit ökonometriai becslése mellett: az alapul szolgáló helyettesítési rugalmasságok és hozadéki paraméterek önmagukban is

<sup>5</sup> Költségfüggvény használatánál csak költségminimalizálásra és rögzített input árakra van szükség. Együttes termelés esetén az outputpiacok szabad versenye is szükséges feltevés.

<sup>6</sup> Ahogy ez CAVES, CHRISTENSEN és DIEWERT (1987) cikkében látható, az output költség rugalmassága mind konstans, mind csökkenő hozadék esetén a megszokott adatokkal számolható. Növekvő hozadék esetén független ökonometriai becslésekre van szükség, ahogyan ezt NELSON és WOHR (1983) tette.

fontosak, és a technikai haladás megfelelően meghatározott értéke ezen paraméterek torzítását is csökkentheti.

### 3. Modellspecifikációk

#### 3.1. Sztenderd időtrend modell

Az összehasonlíthatóság érdekében a költségfüggvény olyan transzlog specifikációját használjuk, ami nem homotetikus technológiát tételez, és ahol az időtrendes alak lehetővé teszi a nem-semleges illetve a volumen növelő technikai haladást is:

$$\begin{aligned} \ln C = & \alpha_0 + \sum \lambda_k D_k + \sum \alpha_i \ln P_i + \gamma \ln Q + \delta T + \\ & + \frac{1}{2} \sum \sum \beta_{ij} \ln P_i \ln P_j + \frac{1}{2} \gamma^* (\ln Q)^2 + \frac{1}{2} \delta^* T^2 + \\ & + \sum \phi_i T \ln P_i + \sum \psi_i \ln P_i \ln Q + \theta T \ln Q, \end{aligned} \quad (4)$$

ahol  $C$  az összköltség,  $D_k$  ( $k = 2, \dots, m$ ) a vállalati egyedhatást kifejező segédváltozók,  $P_i$  az input ár,  $Q$  az output, és  $T$  az egyszerű időtrend.

Felidézve a Shephard lemmát a már ismert költségmegosztáshoz ( $S_i$ ), ami a (4) egyenlettel együtt a becslés alapjául szolgál:

$$S_i = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln P_i} = \alpha_i + \sum_j \beta_{ij} \ln P_j + \phi_i T + \psi_i \ln Q, \quad i = 1, \dots, n. \quad (5)$$

Ha adottak a (4) és (5) egyenlet paramétereinek becslései, akkor a következőképpen számíthatjuk a technikai haladás ütemét:

$$\dot{T} = \frac{\partial \ln C}{\partial T} = \delta + \delta^* T + \sum \phi_i \ln P_i + \theta \ln Q. \quad (6)$$

A technikai haladás ezek után a következő három komponensre bontható: (1) a műszaki haladásnak tulajdonítható hatások ( $\delta + \delta^* T$ ) (2) a nem semleges technikai haladásból származó hatások ( $\sum \phi_i \ln P_i$ ) (3) és azok a hatások, amelyek a volumen növelő technikai haladásból erednek ( $\theta \ln Q$ ).

Ezen kívül a (6) egyenlet technikai haladásának becslésével, és — a (4) egyenlet differenciálása révén — az output költségugrálmasság becslésével kiszámítható az összetényező-termelékenység becslült százalékos változása ( $\widehat{T\dot{F}P}$ ):

$$\widehat{T\dot{F}P} = -\dot{T} + (1 - \epsilon_{CQ})\dot{Q}. \quad (7)$$

Mivel az összetényező-termelékenység becslült értéke a (4) egyenlet paraméterbecslésein nyugszik, ezért  $\widehat{T\dot{F}P}$  általában különbözni fog az összetényező-termelékenység megfigyelhető változásától, ami közvetlenül a (2) egyenletből számítható. Ez a cikk empirikusan is megmutatja, hogy az összetényező-termelékenység megfigyelhető és becslült

indexei észrevehetően különböznek egymástól a (6) egyenletben szereplő, technikai haladást megszorító jellemzők miatt.<sup>7</sup>

A (4) egyenletbe foglalt általános termelési technológiát a technikai haladás jellemzőinek korlátozása árán nyerjük. A műszaki haladás ( $\delta + \delta^*T$ ) konstans lesz, vagy pedig állandó ütemben csökkenő vagy növekvő. Hatásában, a műszaki haladás korlátok közé szorításával, e két kifejezés előreláthatólag dominálni fogja a (6) egyenlet technikai haladásának becsléseit. Ezen túlmenően a technikai haladás felbontásának lehetősége is erősen csökken attól függően, hogy a műszaki haladás félrespecifikálása milyen mértékben korrelál más változókkal. Ha az output változások korrelálnak az időtrendséggel, akkor a volumen növelő technikai haladás ( $\theta \ln Q$ ) hatásai a műszaki haladásnak tulajdoníthatók, és *vice versa*. Hasonlóképpen a tartósan egy irányba változó árak is a műszaki haladás állandó ütemének következményei, ami a nem semleges technikai haladás ( $\sum \phi_i \ln P_i$ ) hatásainak torzított becsléséhez vezet.

### 3.2. A technikai haladás általános indexének származtatása

Megközelítésünk kiindulópontja Solow technikai haladásának  $A(t)$  indexe azzal a különbséggel, hogy a mi specifikációinkban  $A(t)$  lehet nem semleges és volumen növelő is. Megközelítésünk egyben megköveteli, hogy  $T$ -t és  $T^2$ -t a technikai haladás egy teljesen általános indexével cseréljük ki a következőképpen:

$$\begin{aligned} \ln C = & \alpha_0 + \sum \lambda_k D_k + A(t) + \sum \alpha_i \ln P_i + \gamma \ln Q + \\ & + \frac{1}{2} \sum \sum \beta_{ij} \ln P_i \ln P_j + \frac{1}{2} \gamma^* (\ln Q)^2 + \\ & + \sum \phi_i A(t) \ln P_i + \sum \psi_i \ln P_i \ln Q + \theta A(t) \ln Q. \end{aligned} \quad (8)$$

A megfelelő költségarányok pedig:

$$\begin{aligned} S_i = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln P_i} = & \alpha_i + \sum_j \beta_{ij} \ln P_j + \phi_i A(t) + \psi_i \ln Q, \\ & i = 1, \dots, n. \end{aligned} \quad (9)$$

A (8) és (9) egyenlet becslése egyszerű feladat lenne, ha  $A(t)$  megfigyelhető volna. A fenti egyenleteket azonban így is becsülhetjük segédváltozók és paneladat-állomány

<sup>7</sup> A mérési hiba részletes tárgyalását alternatív megközelítések mellett ld. DIEWERT (1981) cikkében.

segítségével,<sup>8</sup> a következő kifejezés szerint:

$$\ln C = \sum_k \lambda_k D_k + \sum_i \eta_i D_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \beta_{ij} \ln P_i \ln P_j + \frac{1}{2} \gamma^* (\ln Q)^2 + \\ + \sum \psi_i \ln P_i \ln Q + \sum_i \sum_i \alpha_{ii}^* D_i \ln P_i + \theta_i^* D_i \ln Q, \quad (10)$$

ahol  $D_t$  az időhatást jelölő segédváltozók ( $t = 1, \dots, T$ ), míg  $D_k$ -k ( $k = 2, \dots, m$ ) az egyedhatások segédváltozói. A megfelelő költséghányad egyenlet:

$$S_i = \sum_i \alpha_{ii}^* D_i + \sum_j \beta_{ij} \ln P_j + \psi_i \ln Q, \quad i = 1, \dots, n. \quad (11)$$

A (10) és (11) egyenletek akkor és csak akkor azonosak a (8) és (9) egyenletekkel, ha

$$\eta_t = \alpha_0 + A(t), \quad (12a)$$

$$\alpha_{ii}^* = \alpha_i + \phi_i A(t), \quad (12b)$$

$$\theta_i^* = \gamma + \theta A(t). \quad (12c)$$

$A(t)$ -re vonatkozó becsléseinket úgy származtathatjuk, hogy a (12a)-(12c) egyenletek megszorításait a (10) és (11) egyenletekből álló rendszerre alkalmazzuk.<sup>9</sup>

A kezdőévet  $A(t)$  bázisának tekintve ( $A(t) = 0$ ) lehetővé válik  $\alpha_0, \alpha_i, \gamma$  és  $\lambda_k$  identifikálása is csakúgy, mint az  $A(t)$  indexé.

Mindezek ismeretében úgy tűnhet, hogy az általános technológiai index modell nagymértékben növeli a paraméterek számát. Az eredmény azonban a várakozással ellentétben egy a sztenderd időtrend modellnél mindössze  $T-3$ -mal több paraméterrel rendelkező egyenletrendszer. Mivel számos iparágnál a vállalatok száma  $T$ -hez képest nagy, ezért a becslés anymptotikus tulajdonságainak vizsgálata mérvadó a megbízhatóság szempontjából.

A két modellt összehasonlítva látható, hogy lényeges különbségek vannak köztük a technikai haladás jellemzőit tekintve. A (6) egyenlethez hasonlóan a technikai haladás az általános technikai index modellben:

$$\dot{T} = A(t) - A(t-1) + \sum_i \phi_i [A(t) - A(t-1)] \ln P_i + \\ + \theta [A(t) - A(t-1)] \ln Q. \quad (13)$$

<sup>8</sup> Felületes vizsgálat azt sugallhatja, hogy CAVES, CHRISTENSEN és SWANSON (1981) hasonló eljárást fejlesztett ki, mivel segédváltozókat használtak a keresztmetszeti különbségek magyarázatára 1955, 1963 és 1974-ben. A segédváltozók használata azonban náluk teljesen ad hoc módon történt, és nem vezetett a technikai változás általános indexéhez. A mi kifejezésünknel ugyanaz az  $A(t)$  index áll kapcsolatban a tényező árakkal és az outputtal.

<sup>9</sup> Ez egyszerűen végrehajtható a SAS programcsomag SYSLIN parancsa segítségével. Ebben a konkrét esetben mi a nemlineáris iterált SUR (seemingly unrelated regression) eljárást használtuk (ld. GALLANT és JORGENSON (1979)).

A technikai haladás ekkor az alábbi három összetevőre bontható: (1) a műszaki haladás hatásaira  $[A(t) - A(t-1)]$ ; (2) a nem semleges technikai haladás hatására  $(\sum_i \phi_i [A(t) - A(t-1)] \ln P_i)$ ; és (3) a volumen növelő hatásokra  $(\theta [A(t) - A(t-1)] \ln Q)$ . Vegyük észre, hogy  $A(t)$  becsléseink évről évre való változásai a technikai haladás nagyon szabálytalan alakulását is jelzik, *Solow* indexéhez hasonlóan tükrözve a technológiai korszakok hatásait.  $A(t)$  változásai, a műszaki haladás alapvető alakulását követve, egyben tükrözik azt a mértéket is, amivel a tényező változások és a volumen növelés befolyásolják a technikai haladást. Ha például  $A(t)$  változatlan, akkor a tényező áraknak és az outputnak nem lesz hatása a technikai haladás általános ütemére. Ez a viselkedés éles ellentétben áll a sztenderd időtrend modellbelivel, ahol még konstans árak és output esetén is módosul a technikai haladás.

#### 4. Az eredmények összevetése

##### 4.1. Az adatok és a becslés módszerei

A 30 elektromos közmű 1951–1978 közötti évekre vonatkozó adatait NELSON és WOHR (1983) cikkéből vettük. Az elektromos közművek választása azért jó példa, mert számos tanulmány foglalkozott már ezen iparág termelékenységi viszonyaival.<sup>10</sup> Ez a választás egyben felveti azt a kérdést, vajon szabályozási hatások befolyásolják-e a technikai haladás rátáját, a helyettesítési kapcsolatokat stb., hiszen akkor kidolgozottabb modellre van szükség. A már létező irodalom alapján megállapíthatjuk, hogy az Averch-Johnston hatások bevonása alig jelent változást.<sup>11</sup> Ehelyett JOSKOW-nak (1974) a szabályozó folyamatokról kialakított véleményéből kiindulva a szabályozási feszültségeket úgy tekintettük, mint a technikai haladás rátájának egy lehetséges meghatározóját (5. fejezet).

Mindkét költségfüggvény becslésére egy 840 megfigyelésből álló adatbázist és az iteratív Zellner féle hatásos becslést használtuk egy két tényezős költségmegosztásból (munka és a fűtőanyag részesedést nem tartalmazó tőke) plusz az összköltségfüggvényből álló rendszerre. A becslések során a szokásos szimmetria feltevéseket ( $\beta_{ij} = \beta_{ji}$ ) és additivitási megszorításokat alkalmaztunk.<sup>12</sup>

A két alternatív modell paraméterbecslései a *Függelék F1 táblázatában* találhatók.<sup>13</sup> A jól viselkedő költségfüggvényre végzett sztenderd próbák eredményei

<sup>10</sup> Csak néhány a sok közül: BARZEL (1963), GOLLOP és JORGENSON (1980), GOLLOP és ROBERTS (1981), NELSON és WOHR (1983) és ATKINSON és HALVORSEN (1984).

<sup>11</sup> Ld. JOSKOW (1974). Ezen túl NELSON és WOHR (1983) numerikus becslései sem támasztják alá jelentőségüket. Egy alternatív megközelítést ld. ATKINSON és HALVORSEN (1984) cikkében.

<sup>12</sup> Mivel a nemlineáris becslés érzékeny lehet az induló értékekre, ezért érzékenységvizsgálatot végeztünk, melynek során eredményeink a különböző induló értékekre robusztusnak bizonyultak.

<sup>13</sup> Vegyük észre, hogy a két modell közös paramétereire az együtthatók egészen hasonlóak.



elkeserítőek voltak. A szimmetriát mindkét modell elutasította.<sup>14</sup> Noha az input árak konkávitására vonatkozó, a minta átlagán elvégzett további próbák negatív szemidefinit Hessen mátrixot eredményeztek, azonban a sztenderd időtrend modellben 840 megfigyelésből 97 esetben, az általános technológia index modellben 83 esetben megsérült a konkavitás követelménye. Említésre méltó, hogy az eltérések többsége az 1975–1978-as időszakban történt, amikor az olajár sokkok és a környezettel kapcsolatos intézkedések befolyásolták a közműveket. Bár ez a cikk nem foglalkozik a rövid távú költségfüggvény becslésével, egy ilyen megközelítés is érdekes lenne, különösen azokban az években, mikor rövid távon egyensúlytalanság állt fenn.

#### 4.2. Az ösztényező-termelékenység becslése

Első lépésként megvizsgáljuk, hogy a két alternatív modell mennyire képes magyarázni az ösztényező termelékenység megfigyelt növekedését. Kiindulásként a megfigyelt költség input ár és output adatokból kiszámítottuk tényezőtermelékenység Divisia-indexének egy Tornqvist féle közelítését a (2) egyenletnek megfelelően:

$$TFP_t = TFP_{t-1}(1 + TFP), \quad TFP_{1951} = 1. \quad (14)$$

Ehhez hasonlóan, a két modell paraméterbecsléseinek felhasználásával meghatároztuk  $\widehat{TFP}$  értékét, és egy ökonometriai ösztényező-termelékenység indexet származtattunk.<sup>15</sup>

A 30 elektromos közmű indexeinek számítása után egy iparági aggregált indexet számoltunk időben változó output súlyok felhasználásával. A megfigyelt iparági ösztényező-termelékenységi indexek két technológiai korszakra utalnak. Az első 1969-ig tart, mikor az index eléri a 157 értéket, és ahol egyenlőtlen ütemű, de észrevehető termelékenység növekedés megy végbe 2.4 %-os évi átlaggal. Az 1969–1978-as időszakra az ösztényező-termelékenység index nem mutat észlelhető trendet. A közel-keleti olajembargót követő recesszióban az ösztényező-termelékenység 1975-ben 157.9-ről 139.5-re zuhant. A következő évben az iparág feleledt az első energiaválság okozta sokkból, és így a termelékenység is majdnem teljesen visszatért az 1974-es szintre, de ezt követően nagyon kevés növekedés volt tapasztalható.

A sztenderd időtrend modell ösztényező-termelékenység indexe több vonatkozásban is jelentősen eltér a Divisia-indextől. Először is, egyenletes növekedést mutat éves ingadozások (mint pl. 1974–1976-ban) nélkül. Másodsor, az előrejelzett ösztényező-termelékenység gyorsabb ütemű növekedési tendenciát jelez a korai, 1951–1958-as időszakra. Ezután 1959–1969-re, a sztenderd időtrend modell többnyire lassú

Látszólagos anomália  $\phi_K$  és  $\phi_L$  értéke, melyek azért különböznek, mert  $A(t)$  és  $T$  mérése eltérő. Míg az előbbi általában csökkenő, addig  $T$  növekvő, ami magyarázatul szolgál az ellentétes előjelekre.

<sup>14</sup> Az időtrend modellre  $-2 \ln L_0/L_1 = 114.7$ . Ez  $\chi^2$  eloszlású 3 szabadságfokkal ( $\chi_3^2 = 7.8$ ).

<sup>15</sup> Az index számítás során folytonos transzlog költségfüggvényt használtunk két diszkrét időpontban a „kvadratikussá közelítés” lemma (DIEWERT (1976)) felhasználásával.

termelékenység növekedéssel jár. Végül 1974–1978-ban az előrejelzett összetényező-termelékenység hanyatlása figyelhető meg.

Az általános index modell szorosan követi a megfigyelt összetényező-termelékenységet, azaz jelentősen nő 1955, 1959, 1966 és 1976-ban, és hirtelen esik vissza 1975-ben. Az általános index modell előrejelzési hibája (az átlagos négyzetes eltérés gyöke, RMSE) 2.57 a sztenderd időtrend modell 7.01 értékével szemben.

#### 4.9. Az összetényező-termelékenység felbontása technikai haladásra és skálahatásokra

Mire következett a két modell a technikai haladás és a volumen hozadéki hatások relatív fontosságát illetően? Az 1. táblázat — kiválasztott időintervallumokra — hasonlítja össze az összetényező-termelékenység előrejelzett átlagos növekedését, és annak felbontását technikai haladásra és méretgazdaságossági (skála) hatásokra. Mindkét modellre elvégeztük a vállalati szintű termelékenység növekedés becsléseit, majd ezeket súlyoztuk az iparági kibocsátásból való részesedéssel, hogy iparági szintű összetényező-termelékenységi becsléseket, valamint ezek technikai haladásra és méretgazdaságossági hatásokra való felbontását nyerjük.

#### 1. táblázat

Az összetényező-termelékenység átlagos növekedése és felbontása az alternatív modellekben

Időszak	Tényleges $T\hat{F}P$ időszaki átlaga	A. Sztenderd időtrend modell			B. Általános technikai index modell		
		$T\hat{F}P$ időszaki átlaga	Technikai haladás hatás	Skála- hozadék	$T\hat{F}P$ időszaki átlaga	Technikai haladás hatás	Skála- hozadék
1951-55	3.25	4.52	3.66	.87	3.37	2.76	.62
1956-60	3.27	3.45	2.83	.61	3.27	2.90	.37
1961-65	1.64	2.47	1.91	.56	1.48	1.18	.30
1966-70	4.30	1.69	1.03	.66	3.65	3.31	.33
1971-75	-3.22	-.002	-.178	.176	-4.34	-4.43	.09
1976-78	4.87	-.98	-1.25	.27	4.66	4.58	.09

Az 1. táblázat mutatja, hogy a termelékenység növekedés eltérő becslései elsősorban a technikai haladás becsléseiben meglévő különbségeknek köszönhetők. Mindkét modell azt sugallja, hogy a méretgazdaságossági hatások meglehetősen csekélyek a technikai haladáshoz, mint a termelékenység növekedés egy meghatározó tényezőjéhez viszonyítva. A skálaparaméterekre vonatkozó becslések szerint a hosszú távú átlagköltség görbe mindkét modellben hanyatlík az alacsony outputtal rendelkező vállalatok körében, majd kisimul és enyhén növekszik magas kibocsátás

esetén. Következésképp az '50-es évek megfigyelt alacsonyabb kibocsátásáért a skálahatások az összetényező-termelékenység növekedésének 20%-ában felelősek. A hetvenes évektől a vállalatok többsége állandó költséggel üzemel, ami magyarázatot ad a skálahatások relatíve csökkenő fontosságára. Ilymódon a csökkenő skálahatások kis szerepet játszanak az 1968 óta a termelékenység növekedés terén zajló hanyatlásban.

Ennek tudatában az a megállapítás, hogy a technikai haladáshoz képest a méretgazdaságossági hatások viszonylag kis szerepet játszottak, ellentétesnek tűnik az egyedi üzemi vizsgálatok régi hagyományával, ami a méretek jelentőségét, és termelékenység növelésére ösztönző képességét hangsúlyozza (például NERLOVE (1963); CHRISTENSEN és GREENE (1976)). Fontos felidézni, hogy mintánk vállalati szintű, ahol a méretgazdaságossági hatások valószínűleg jóval kisebb jelentőségűek, mint üzemi szinten.<sup>16</sup> Eredményeink szoros összhangban állnak NELSON és WOHR (1983) 1950-73-ra vonatkozó  $\epsilon_{CQ} = 0.945$  értékű becslésével, ahol számításaink szerint a termelékenység növekedésének 13.6%-a származik a skálahatásokból.

#### 4.4. A technikai haladás felbontása

Mint már korábban említettük, a technikai haladás felbontható a műszaki haladás, a nem semleges és a volumen (skála) növelő technikai haladás hatásaira a (6) egyenletnek megfelelően sztenderd időmodell esetén, és (13) egyenletnek megfelelően az általános technikai index modell használatakor. Vajon a két alternatív modellből eltérő következtetések származnak-e a technikai haladás forrásainak relatív szerepéről? A 2. táblázat erre a kérdésre igyekszik választ adni.

Mindkét modell egy nem semleges, energia felhasználó jellegű<sup>17</sup> technikai fejlődést mutat, ami megerősíti STEVENSON (1980), GOLLOP és ROBERTS (1981) és JORGENSON és FRAUMENI (1981) megállapításait.

Mindazonáltal az eredmények azt sugallják, hogy a növekvő energia árak a hetvenes években csak igen szerény közvetlen szerepet játszottak mindkét modellben. Ezen felül a technikai haladás nem befolyásolta jelentősen a kibocsátás volumenét, amint azt a  $\theta$  együttható mutatja, melynek értéke mindkét modellben alacsony és statisztikailag nem szignifikáns. Így a volumen növelő technikai haladás lényegtelennek tekinthető.

Bár az energiaigényes technikai haladás a hetvenes években fokozatosan csökkentette a technikai haladás kimutatott ütemét, mégis a műszaki haladás a fő komponens a technikai haladás irányának meghatározásában az ötvenes, hatvanas sőt még az 1970-es években is. Az 1950-1978 közötti időszakban a műszaki haladás a technikai haladásnak átlagosan 96.5%-át adja a sztenderd időtrend modellben, és 97.5%-át az általános technikai index modellben. Bár a két modell minden egyes évben a technikai

<sup>16</sup> A vállalati és üzemi skálahatások tárgyalására ld. NERLOVE (1963).

<sup>17</sup> A Függelék F1 táblázatából úgy tűnhet, hogy  $\phi_k$  előjele ellentmondó a két modellben. A modellek azonban valójában hasonló eredményt mutatnak, mivel  $A(t)$  időben általában csökken, míg  $T$  nő.

2. táblázat

## A technikai haladás felbontása az alternatív modellekben

Időszak	A. Sztenderd időtrend modell				B. Általános technikai index modell			
	$T$	Mű- szaki	Nem seml. haladás hatás	Skála- növelő	$T$	Mű- szaki	Nem seml. haladás hatás	Skála- növelő
1952	3.94	4.18	-.16	-.07	3.28	3.54	-.18	-.08
1953	3.76	3.96	-.14	-.06	2.96	3.15	-.12	-.06
1954	3.56	3.75	-.13	-.06	-.006	-.007	.00	.00
1955	3.36	3.53	-.13	-.05	4.79	5.02	-.16	-.08
1956	3.18	3.32	-.09	-.04	1.93	2.00	-.04	-.03
1957	3.00	3.10	-.07	-.04	4.58	4.70	-.06	-.05
1958	2.82	2.89	-.04	-.03	1.39	1.41	-.006	-.01
1959	2.66	2.68	.01	-.02	5.67	5.64	.07	-.04
1960	2.51	2.46	.05	-.01	.93	.91	.03	-.003
1961	2.30	2.25	.06	-.002	.37	.35	.01	-.00
1962	2.10	2.03	.06	.002	-.05	-.04	-.002	-.00
1963	1.90	1.82	.08	.007	3.29	3.14	.15	.007
1964	1.72	1.60	.10	.02	1.39	1.31	.07	.007
1965	1.53	1.39	.11	.02	.89	.83	.05	.006
1966	1.36	1.17	.15	.03	5.24	4.82	.36	.05
1967	1.20	.96	.20	.04	2.27	2.05	.19	.02
1968	1.03	.75	.24	.05	3.52	3.15	.33	.05
1969	.88	.53	.30	.06	5.15	4.51	.56	.08
1970	.68	.32	.30	.06	.38	.34	.04	.006
1971	.38	.10	.21	.06	-4.34	-3.91	-.35	-.08
1972	.10	-.11	.14	.07	-.32	-.30	-.02	-.006
1973	-.13	-.33	.13	.08	3.57	3.32	.17	.08
1974	-.46	-.54	.005	.07	-3.12	-3.07	.02	-.07
1975	-.78	-.76	-.09	.07	-17.95	-18.49	.95	-.41
1976	-1.01	-.97	-.11	.08	15.52	16.08	-.94	.38
1977	-1.26	-1.19	-.16	.08	-.61	-.64	.06	-.02
1978	-1.49	-1.40	-.17	.08	-1.18	-1.26	.10	-.03
1952-78 átl.	1.44	1.39	.03	.01	1.47	1.43	.05	-.01

haladás eltérő változásait mutatja, nem kétséges, hogy a műszaki, a nem semleges és a volumen növelő technikai haladás relatív fontossága a két modellben nem különbözik jelentősen.

### 5. Következtetések az alternatív indexek alapján

Jelentős különbség van a két index között mind abban, hogy a technikai haladást hogyan szemlélhetjük mind abban, hogy mennyire tekinthetők hasznosnak a technikai haladás okainak leírásában. A 2. táblázat alapján nyilvánvaló, hogy a két index a technikai haladás egész más mérőszámát adja. De vajon melyik mutató segíti jobban elő a folyamatok alakulása mögött rejlő okok megértését? Az időtrend modell szerint a technikai haladás véletlenszerűen ingadozhat az időtrend index körül, de a technikai haladás végső oka itt csupán az idő múlása. A kvadratikus trend 1974-ben jut el a technikai haladás csúcspontjához, majd innen negatív technikai haladás következik. De mégha a kvadratikus tényezőt mellőznénk is, hogy elkerüljük a jövőben megjelenő technikai visszaesés következményeit, nyilvánvaló, hogy egy egyszerű időtrend nem képes egyszerre leírni egy gyors technikai haladást (1950–1960-as évek), amit stagnáló időszak követ (1970-es évek).

Míg az időtrend modell az idő múlásából származó egyszerű indexet ad, addig az általános technikai index nem állít semmit *a priori* a technikai haladás okairól. Mindamellet egy közgazdaságilag tartalmas idősort ad, ami alapul szolgálhat a technikai haladás okainak elemzéséhez (ld. SOLOW (1957); BRAZEL (1973); KENDICK (1973)). Ezt illusztrálandó, egy egyszerű ökonometria elemzést mutatunk be a technikai haladás meghatározó tényezőinek magyarázatára. Előzetes kutatások alapján abból indulunk ki, hogy az elektromos műveknél a technikai haladásnak négy meghatározó tényezője van. Mivel Solow felfogásában a technikai haladás magába foglalja a termelési szerkezet bármilyen változását, ezért az első meghatározó tényező — logikus módon — a kapacitáskihasználás (CU), ami a rövid távú egyensúlytalanságot tükrözi.<sup>18</sup> A meghatározó tényezők második csoportját a kén-oxidokra vonatkozó korlátozások alkotják, melyek a hetvenes években léptek életbe, és a termelékenységre valószínűleg hátrányosan hatottak, amint ezt GOLLOP és ROBERTS (1983) cikke mutatja. Az üzemekre részletesen megadott emissziós határértékek helyett a kén-oxid becsült értékét (SOKWH) használjuk, feltéve, hogy 1970-től korlátozások érvényesültek.<sup>19</sup> Harmadik meghatározó tényezőként figyelembe vettük NELSON (1984) nyomán, hogy a technikai haladás a tőkefelszerelés évjárátaiban (VINT) testesül meg.<sup>20</sup> Negyedikként, követve JOSKOW (1974)-t azt állítjuk, hogy a szabályozási feszültségek befolyásolhatják a költségminimalizáló törekvések intenzitását. Ennek megfelelően a szabályozási feszültségek mérésére a 30 közmű súlyozott átlagos hozamrátájának az AAA kötvényhozamhoz viszonyított értékét (REGT) használjuk. A (15) egyenlet a technikai haladás általános indexe

<sup>18</sup> A kapacitáskihasználás közvetlen felhasználására példákat ld. STEVENSON (1980) és COWING, SMALL és STEVENSON (1981).

<sup>19</sup> Céljainknak megfelelően a font/kwh-ban mért kén-dioxid kibocsátást használtuk. A kén-dioxid kibocsátás adatait a Környezetvédelmi Ügynökségtől (Environmental Protection Agency) kaptuk. 1970 előtt — feltevéseink szerint — a kén-dioxid korlátozások még nem érvényesültek, ezért  $SO_2$ /kwh értékét az 1970-re becsült szinten tartottuk. Jobb környezeti mutató feléptetését ld. GOLLOP és ROBERTS (1983).

<sup>20</sup> Nelson jól feldolgozható formában bocsájtja közre az átlagos évjárat indexet (VINT), ami 44 nagyobb elektromos közmű évi beruházásának a számtani átlagán alapul.

( $I^*$ ) regressziójának eredményeit mutatja, ahol a kapacitáskihasználást (CU), a  $SO_2$  korlátozásokat (SOKWH), az évi átlagos tőkeberuházást (VINT), és a szabályozási feszültséget (REGT) használtuk magyarázó változóként:

$$I^* = -1.865 + .665CU + 29.90SOKWH + .0188VINT - .098REGT,$$

(3.5)    (2.0)    (3.9)

(3.8)    (1.5)

$$\bar{R}^2 = .898, \quad SE = .046, \quad D - W = 1.53 \quad (15)$$

A (15) egyenlet eredményeinek megfelelőek az előjelek és a REGT kivételével statisztikai értelemben is szignifikánsak. A paraméterek nagyságrendje megközelítőleg a 3. táblázatban szereplő számítás alapján, ami felhasználja a (15) egyenletet, hogy a technikai index változását az 1951-60, 1961-70 és 1971-78-as időszakokra előrejelezze. A 3. táblázat arra ad választ, hogy a technikai index változása az egyes alperiódusokban milyen mértékben magyarázható a kapacitáskihasználással, az évjárat hatásokkal, a környezeti irányítással és a szabályozási feszültséggel.

### 3. táblázat

Az évi átlagos technikai haladás magyarázata

Időszak	A technikai haladás százalékos növekedése	Kapacitás-kihhasználás	Évjárat tőkehatások hozzájárulása	$SO_2$ korlátozások	Szabályozási feszültség
1951-60	2.93	-.57	2.19	0	.74
1961-70	2.04	.44	1.44	0	.57
1971-78	-1.03	-.83	1.62	-2.61	.10

A 3. táblázat néhány mélyértelmű eredménnyel szolgál. Az első ilyen következtetés, hogy a technikai haladás hanyatlásának legjelentősebb tényezőjét a hetvenes években bevezetett  $SO_2$  korlátozások jelentik. Ez a megállapítás összhangban áll GOLLOP és ROBERTS (1983) korábbi eredményeivel. Második következtetésünk Nelson állítását támasztja alá, azaz a technikai haladás igen szoros kapcsolatban van az évjárat tőkehatásokkal. Az ötvenes évek folyamán az áramfejlesztési állomány kapacitása gyorsan nőtt, és ekkor ez volt a technikai haladás magas ütemének fő hordozója. Azóta a tőkeállomány lassabban növekszik, ami hozzájárul a technikai haladás fejlődési ütemének visszaeséséhez. Harmadszor, a szabályozási feszültség hatása relatív nagyságát tekintve sokkal kisebb, és csak 10%-os szignifikanciaszintű egyoldali próba mellett szignifikáns.<sup>21</sup> Mindazonáltal ez a mutató egy nagyon valószínűsíthető, és tartós költségsökkentéssel járó szabályozó

<sup>21</sup> A szabályozási feszültséget elhagyva a regresszió hasonló eredményre vezet. Pl. a 3.

szigorítást jelez az 1950-60-as években. 1970-től a mutató egy már erősen korlátozott szabályozórendszer fed, ahol a további költségsökkentésnek csak kis szerepe van. Negyedszer, a kapacitáskihasználás a vártnál sokkal jobban ingadozik a konjunktúraciklus változásai miatt. A kapacitáskihasználás tartósan hanyatlik, számszerűen az 1951-es 57%-ról 1978 45.8%-ra esett vissza. Ez a folyamat a csúcsidezők igényeinek az alapigényekhez viszonyított állandó növekedésének köszönhető, ami pedig elsősorban a légkondicionálás elterjedésével magyarázható. A kapacitás alacsonyabb szintű kihasználása miatt nem meglepő, hogy a termelékenység is csökken. Érdekes módon a hatvanas évek kivételt képeznek e tendencia alól — a kapacitáskihasználás nőtt, mivel a gyors keresletnövekedés ebben az időszakban lassabb kapacitásbővüléssel párosult. Következésképp a technikai haladás indexe a hatvanas években nem esett jelentősen vissza az ötvenes évek többnyire mesterségesen növekvő kapacitáskihasználási rátájával szemben. Mikor a hetvenes években a kapacitáskihasználás visszaállt a lefelé hajló trendre ez (a kén-oxid korlátozásokkal együtt) a technikai haladás ütemének gyors csökkenéséhez vezetett. Ezek után úgy tűnhet, hogy az elektromos művekben a hetvenes évek termelékenységi zavaraira létezik ésszerű magyarázat, ami részben a kén-dioxid korlátozásokon, részben — az alacsonyabb kapacitáskihasználáshoz vezető — az alapterülethez képest gyorsan növekvő csúcsterhelési igényeken alapszik.

## 6. Összefoglalás és következtetések

A gyakorlati kutatók kényes választás előtt állnak (1) index számokat használnak a technikai haladás általános indexének számítására, az alapul szolgáló technológiára vonatkozó korlátozó feltevések elfogadásával; (2) vagy a technikai haladás időtrendes leírását alkalmazzák a termelési technológia egy általánosabb modelljére. Ez a cikk egy olyan módszert mutat be, ami lehetőséget ad a technikai haladás indexének meghatározására egy egészen általános technológia keretein belül. Módszerünk azonos iparágba tartozó vállalatok paneladat-rendszerét igényli, és a technikai haladás  $A(t)$  teljesen általános indexének ökonometriai becsléséhez segédváltozókat használ. Mivel az azonos iparágba tartozó vállalatok adataihoz egyre könnyebb hozzájutni, eljárásunk széles körben alkalmazhatóvá válik.<sup>22</sup>

Példánk — amely az 1951-78-as időszak elektromos energia szektorát vizsgálja — érdekes eredményekkel szolgált. Először is, összehasonlítva a Divisia-index egyszerű Tornqvist féle közelítését az általános technikai index modellel, ez utóbbi az összetényező-termelékenység megfigyelt változásának alakulására sokkal jobb közelítést nyújtott (1. táblázat). Ráadásul az általános technikai index modell lehetővé teszi a méretgazdaságossági hatásoknak a technikai haladástól való elkülönítését, és ez utóbbi felbontását műszaki, nem semleges és volumennövelő technikai haladásra. Másodsor, a sztenderd időtrend modellel összehasonlítva a fő különbség a két mo-

táblázat százalékos részesedései sorrendben -0.067, 2.98, 0 (1951-60); 0.51, 1.96, 0 (1961-70); -0.97, 2.20 és -2.87 (1971-78). Vegyük észre, hogy a szabályozási változó hatása elsősorban az évjáratí tőke hatásokban kötődik le.

<sup>22</sup> Különösen biztató, hogy a Statisztikai Hivatal (Bureau of the Census) 1972 óta széleskörű szervezeti adatfile-t szervez mintegy 300.000 szervezet adatainak gyűjtésével.

dellben a műszaki haladás mérésére, ami a sztenderd időtrend modellben  $\delta + \delta \cdot T$  szemben az általános index modell  $A(t) - A(t - 1)$  kifejezésével. Ez utóbbi index a változás — közgazdasági szempontból — gazdag leírását adja, ami a technikai haladás meghatározó tényezőinek további elemzésében igen hasznos. Ugyanakkor a sztenderd időtrend modell nagyon keveset mond a technikai haladásról és kevés alapot nyújt a további elemzésekhez. Az általános technikai indexnek a kapacitáskihasználáson, a környezeti korlátozásokon, az évjáratí tőkehatásokon és a szabályozási feszültség iparági mutatóin alapuló egyszerű regressziója azt sugallja, hogy a hetvenes évek termelékenység csökkenése elsősorban a kén-oxid korlátozásoknak, és a tartósan hanyatló kapacitáskihasználásnak tulajdonítható, ahol ez utóbbit a gyorsan növekvő csúcsterhelési kereslet okozza.



## Függelék

## F1. táblázat

A sztenderd időtrend modell és az általános technikai index modellek paraméterbecslései

	Becslés	Sztenderd hiba	t-próba	Becslés	Sztenderd hiba	t-próba
$\alpha_0$	.318	.037	8.7	.283	.033	8.7
$\alpha_K$	.297	.005	57.9	.273	.006	43.3
$\alpha_L$	.142	.003	40.8	.147	.004	34.9
$\gamma$	.930	.022	41.9	.964	.019	49.5
$\gamma^*$	.038	.0116	3.3	.050	.010	4.9
$\beta_{KK}$	.112	.005	22.1	.102	.006	17.9
$\beta_{KL}$	-.016	.004	4.1	-.004	.004	1.0
$\beta_{LL}$	.058	.004	14.0	.060	.004	15.5
$\phi_K$	-.003	.0003	11.4	.094	.017	5.5
$\phi_L$	-.002	.0002	12.8	.144	.013	10.8
$\psi_K$	-.013	.002	6.4	-.018	.002	8.6
$\psi_L$	-.004	.001	3.4	-.005	.001	3.7
$\theta$	-.001	.0008	1.4	.034	.039	.7
$\delta$	-.045	.002	18.9	.	.	.
$\delta^*$	.002	.0001	17.5	.	.	.
<b>Segédváltozó együtthatók</b>						
D2	-.190	.027	-7.1	-.155	.024	-6.6
D3	-.039	.024	-1.6	-.048	.021	-2.3
D4	-.189	.022	-8.5	-.168	.019	-8.6
D5	-.057	.032	-1.8	-.109	.027	-4.0
D6	.139	.036	3.9	.070	.030	2.3
D7	.003	.023	.1	.020	.020	1.0
D8	.007	.030	.2	-.035	.026	-1.4
D9	-.286	.022	-13.2	-.268	.019	-14.3
D10	-.169	.028	-6.0	-.232	.024	9.5
D11	-.077	.029	-2.6	-.146	.025	-5.8
D12	-.083	.025	-3.4	-.114	.021	-5.3
D13	-.231	.025	-9.1	-.271	.022	-12.3
D14	-.103	.029	-3.5	-.158	.025	6.3
D15	-.217	.022	9.7	.218	.020	11.2
D16	-.166	.026	-6.5	-.191	.022	-8.6
D17	-.034	.035	-1.0	-.110	.030	-3.7
D18	-.134	.027	-4.9	-.184	.024	-7.8
D19	-.085	.025	-3.4	-.122	.022	-5.5
D20	-.165	.027	-6.1	-.213	.023	-9.1

(folytatás)

	Becslés	Sztenderd hiba	t-próba	Becslés	Sztenderd hiba	t-próba
D21	-.136	.022	-6.2	-.128	.019	-6.8
D22	-.262	.022	-12.0	-.260	.019	13.7
D23	-.320	.029	-10.9	-.372	.025	14.7
D24	-.129	.024	-5.1	-.114	.021	-5.4
D25	-.260	.022	-11.8	-.267	.019	-14.0
D26	-.014	.023	-6	-.020	.020	-1.0
D27	-.045	.023	-2.0	-.059	.020	-3.0
D28	-.183	.022	-8.4	-.181	.019	-9.6
D29	-.032	.033	-1.0	-.098	.028	-3.5
D30	-.147	.022	-6.6	-.152	.019	-7.9
A(2)				-.035	.020	1.8
A(3)				-.067	.020	3.3
A(4)				-.067	.020	3.3
A(5)				-.117	.020	5.6
A(6)				-.137	.021	6.4
A(7)				-.184	.022	8.3
A(8)				-.198	.022	8.9
A(9)				-.254	.023	10.9
A(10)				-.264	.024	11.1
A(11)				-.267	.024	11.2
A(12)				-.267	.024	11.1
A(13)				-.298	.025	12.1
A(14)				-.311	.025	12.4
A(15)				-.320	.025	12.6
A(16)				-.368	.026	14.0
A(17)				-.388	.026	14.7
A(18)				-.420	.027	15.5
A(19)				-.465	.027	16.9
A(20)				-.468	.028	16.9
A(21)				-.429	.028	15.4
A(22)				-.426	.028	15.1
A(23)				-.459	.029	16.0
A(24)				-.429	.029	14.8
A(25)				-.244	.029	8.5
A(26)				-.405	.030	13.7
A(27)				-.398	.030	13.2
A(28)				-.386	.030	12.9

## Hivatkozások

- ATKINSON, SCOTT E., and HALVORSEN, ROBERT: „Parametric Efficiency Tests, Economies of Scale, and Input Demand in U.S. Electric Power Generation,” *Internat. Econ. Rev.* 25, (October 1984), 647-62.
- BARZEL, YORAM: „Productivity in the Electric Power Industry, 1929-1955.” *Rev. Econ. and Statis.* 45 (November 1963), 395-408.
- CAVES, DOUGLAS W., CHRISTENSEN, LAURITS R., and DIEWERT W. ERWIN: „The Economic Theory of Index Numbers and the Measurement of Input, Output, and Productivity,” *Econometrica* 50 (November, 1982), 1393-1414 (a)
- CAVES, DOUGLAS W.: „Multilateral Comparisons of Output, Input, and Productivity Using Superlative Index Numbers,” *Econ. J.* 92 (March 1982), 73-86 (b)
- CAVES, DOUGLAS W., CHRISTENSEN, LAURITS R., and SWANSON, JOSEPH A.: „Productivity Growth, Scale Economies, and Capacity Utilization in U.S. Railroads, 1955-74,” *A.E.R.* 71 (December 1981), 994-1002.
- CHRISTENSEN, LAURITS R., CUMMINGS, DIANE and JORGENSEN, DALE W.: „Economic Growth, 1947-73: An International Comparison”, In: *New Developments in Productivity Measurement and Analysis*, edited by John W. Kendrick and Beatrice N. Vaccara. Chicago: Univ. Chicago Press (for NBER), 1980.
- CHRISTENSEN, LAURITS R., and GREEN, WILLIAM H.: „Economies of Scale in U.S. Electric Power Generation,” *J.P.E.* 84., no.4, pt. 1 (August 1976), 655-76.
- CHRISTENSEN, LAURITS R. JORGENSEN, DALE W., and LAU, LAWRENCE J.: „Transcendental Logarithmic Production Frontiers,” *Rev. Econ. and Statis.* 55 (February 1973), 28-45.
- COWING, THOMAS G., SMALL J. and STEVENSON, RODNEY F.: „Comparative Measures of Total Factor Productivity in the Regulated Sector: The Electric Utility Industry,” In: *Productivity Measurement in Regulated Industries*, edited by Thomas G. Cowing and Rodney E. Stevenson. New York: Academic Press, 1981.
- DENISON, EDWARD F.: *Why Growth Rates Differ: Postwar Experience in Nine Western Countries.* Washington, Brookings Inst., 1967.
- DENNY, MICHAEL, and FUSS, MELVYN: „A General Approach to Intertemporal and Interspatial Productivity Comparisons” *J. Econometrics* 23 (December 1983), 315-30.
- DENNY, MICHAEL, FUSS, MELVYN, and WAWERMAN, LEONARD: „The Measurement and Interpretation of Total Factor Productivity in Regulated Industries with an Application to Canadian Telecommunication.” In: *Productivity Measurement in Regulated Industries*, edited by Thomas G. Cowing and Rodney

E. Stevenson, New York: Academic Press, 1981.

DI EWERT, W. ERWIN: „Exact and Superlative Index Numbers,” *J. Econometrics* 4 (May 1976), 115-45.

DI EWERT, W. ERWIN: „The Theory of Total Factor Productivity Measurement in Regulated Industries,” In: *Productivity Measurement in Regulated Industries*, edited by Thomas G. Cowing and Rodney E. Stevenson. New York: Academic Press, 1981.

GALLANT, A. RONALD, and JORGENSON, DALE W.: „Statistical Inference for a System of Simultaneous, Non-linear, Implicit Equations in the Context of Instrumental Variable Estimation,” *J. Econometrics* 11 (October/December 1979), 275-302.

GOLLOP, FRANK M., and JORGENSON, DALE W.: „U.S. Productivity Growth by Industry, 1947-73”, In: *New Developments in Productivity Measurement and Analysis*, edited by John W. Kendrick and Beatrice N. Vaccara. Chicago: Univ. Chicago Press (for NBER), 1980.

GOLLOP, FRANK M., and ROBERTS, MARK J.: „The Sources of Economic Growth in the U.S. Electric Power Industry,” In: *Productivity Measurement in Regulated Industries*, edited by Thomas G. Cowing and Rodney E. Stevenson. New York: Academic Press, 1981.

GOLLOP, FRANK M., and ROBERTS, MARK J.: „Environmental Regulations and Productivity Growth: The Case of Fossil-fueled Electric Power Generation,” *J.P.E.* 91 (August 1983), 654-74.

JORGENSON, DALE W., and FRAUMENI, BARBARA M.: „Relative Prices and Technical Change,” In *Modeling and Measuring Natural Resource Substitution*, edited by Ernst R. Berndt and Barry C. Tield. Cambridge, Mass. MIT Press, 1981.

JORGENSON, DALE W. and GRILICHES, ZVI: „The Explanation of Productivity Change,” *Rev. Econ. Studies* 34 (July 1967), 249-83.

JOSKOW, PAUL L.: „Inflation and Environmental Concern: Structural Change in the Process of Public Utility Price Regulation,” *J. Law and Econ.* 17 (October 1974), 291-327.

KENDRICK, JOHN W.: *Postwar Productivity Trends in the United States, 1948-1969*, New York: Columbia Univ. Press (for NBER), 1973.

KOPP, RAYMOND J., and SMITH, V. KERRY: „Neoclassical Modeling of Nonneutral Technological Change: An Experimental Appraisal,” *Scandinavian J. Econ.* 85, No.2. (1983), 127-46.

MANSFIELD, EDWIN: *Industrial Research and Technological Innovation. An Econometric Analysis*. New York: Norton (for Cowles Found.), 1968.

- NADIRI, M. ISHAQ: „Some Approaches to the Theory and Measurement of Total Factor Productivity: A Survey.” *J.Econ.Literature* 8 (December 1970), 1137-77.
- NELSON, RANDY A.: „Regulation, Capital Vintage, and Technical Change in the Electric Utility Industry,” *Rev. Econ. and Statis.* 66 (February 1984), 59-69.
- NELSON, RANDY A., and WO HAR, MARK E.: „Regulation, Scale Economies, and Productivity in Steam-Electric Generation”, *Internat. Econ. Rev.* 24 (February 1983), 57-59.
- NERLOVE, MARC.: „Returns to Scale in Electricity Supply” In *Measurement in Economics Studies in Mathematical and Econometrics in Memory of Yehuda Granfeld*, by Carl Christ et al. Stanford, Calif.: Stanford Univ. Press, 1963.
- PESCATRICE, DONN R. and TRAPANI, JOHN M. III: „The Performance and Objectives of Public and Private Utilities Operating in the United States”, *J. Public Econ.* 13, (April 1980), 259-76.
- SOLOW, ROBERT M. „Technical Change and the Aggregate Production Function”, *Rev. Econ. and Statis.* 39 (August 1957), 312-20.
- STEVENSON, RODNEY E.: „Measuring Technological Bias”, *A.E.R.* 70 (March 1980), 162-73.
- TINBERGEN, JAN: „Zur Theorie der langfristigen Wirtschaftsentwicklung”. *Weltwirtschaftliches Archiv* 55, no. 1. (1942), 511-49.