

Az ágazati CES termelési függvény számítások újabb eredményei és egyes módszertani tapasztalatai*

Ebben a cikkben az ágazati CES termelési függvény számítások újabb eredményeivel és a munka során felmerült módszertani problémákkal foglalkozunk. A cikk központjában a módszertani kérdések állanak; ez indokolja a tanulmánynak ebben a folyóiratban való megjelentetését. Az eredmények gyakorlati felhasználása iránt érdeklődők igényeit elégíti ki az a sokszorosított tanulmány, amely az Országos Anyag- és Árhivatal és az INFELOR közös kiadásában jelent meg [12], és részletesen ismerteti a kiinduló adatokat valamint az eredményeket. Ez a cikk a részletesebb anyagnak a módszertani vonatkozásait emeli ki.

A munka, melyről itt számolunk be, szervesen folytatja e szerzők egyikének Stáhl Jánossal együtt végzett korábbi kutatását, melynek különböző részleteiről több tanulmány számolt be [7], [9], [10], [11]. Ennek megfelelően az alapfogalmakat, a termelési függvény levezetését és az irodalmat itt a lehető leg-rövidebben tárgyaljuk és elsősorban az egyik korábbi cikkekre utalunk [7]. Az ott megadott irodalmat most csupán avval egészítjük ki, hogy a termelési függvényekkel Magyarországon az említett cikk megjelenése óta elsősorban Rimler [4], [5] és Simon [6] foglalkozott.

Jelenleg több irányban is foglalkozunk az itt közölt eredmények felhasználásával illetve továbbfejlesztésével. A meghatározott paramétereket az OAÁH és az OT megbízásából végzett ár-előrebecslési és egyéb tervszámításokban használjuk fel; a KGM megbízásából végzett számításaink [15] kiegészítéseként ugyanakkor a termelési függvény számítások eredményeinek az egyéb előrebecslések eredményeivel való konzisztenciáját elemezzük; ezzel egyidejűleg megkíséreljük az OAÁH megbízásából végzett optimális beruházási számítások [2], [2a], [12] megismétlését empirikus paraméter értékek alapján; végül pedig a KGM megbízásából végzett előkészítő munka eredményeire [14] építve megkíséreljük termelési függvényeknek üzemi-vállalati szintű, technológiai jellegű adatok alapján való felépítését. Ez utóbbi kísérlet módszerét írja le ugyanitt megjelenő másik cikkünk [8].

Hangsúlyoznunk kell, hogy felfogásunk szerint termelési függvény számításaink eredményei elsősorban ezeknek az egyéb számításoknak a keretében

* Ebben a cikkben az INFELOR Rendszertechnikai Vállalat Ökonometriai Osztályán az Országos Anyag és Árhivatal felkérésére folyó kutatómunka egyes eredményeiről számolunk be. A számításokat az INFELOR MINSZK-2 számológépén bonyolítottuk le. Az állóeszközök extenzív kihasználási együttthatóinak meghatározásáért dr. Rácz Jenőnek, a munka elméleti előkészítésében való közreműködésért és egyes számítási programoknak a munka korábbi szakaszában való elkészítéséért pedig Stahl Jánosnak tartozunk köszönettel.

használhatók fel tervezési célokra, tehát főként más számítások paramétereit adhatják, és viszonylag kevésbé alkalmazhatók önálló gazdaságpolitikai következtetések levonására.

E tanulmány 1. és 2. pontja a munka elméleti alapjaival és a kiinduló adatokkal foglalkozik egészen röviden. A 3. pont a tulajdonképpeni termelési függvény számítások eredményeit, a 4. pont pedig a módszertani jellegű problémák tisztázására végzett kiegészítő számítások eredményeit ismerteti. A tanulmányt következtetéseink összefoglalása zárja le.

1. Elméleti alapok

A termelési függvények a termelés ill. az állóeszköz és élőmunka ráfordítások valamint a műszaki fejlődés közötti kapcsolatot írják fel egyszerű matematikai formában. Legismertebb alakjuk a

$$q(t) = a e^{\epsilon t} [k(t)]^\alpha [l(t)]^\beta \quad (1)$$

Cobb—Douglas termelési függvény, ahol $q(t)$, $k(t)$ és $l(t)$ a valamely t időszakhoz tartozó termelés ill. állóeszköz és élőmunka ráfordítás, ϵ a (meg nem tesztelt) műszaki fejlődés évi átlagos üteme, α és β pedig a termelési elaszticitások, amelyek azt mondják meg, hogy a $k(t)$, ill. $l(t)$ állóeszköz és élőmunka ráfordítások egységnyi viszonylagos (például 1%-os) növekedéséhez a termelés mekkora viszonylagos (pl. hány %-os) növekedése tartozik, és ahol végül a egy arányossági tényező, amely több különböző ország, régió vagy ágazat összehasonlítása esetén az általános hatékonyságot kifejező paraméter lehet, az itteni vizsgálatokban azonban közgazdasági szempontból nem értelmezhető.

Ezeket a jelöléseket kívül még a következő fogalmak bevezetésére van szükség. A volumen hozadéka, amelyet a

$$\mu = \alpha + \beta \quad (2)$$

kifejezéssel definiálható paraméter határozza meg, azt adja meg, hogy a termelés viszonylagos (pl. %-os) növekedése nagyobb vagy kisebb-e, mint a ráfordítások viszonylagos (pl. 1%-os) növekedése. A gazdasági növekedési folyamat szempontjából nagyon előnyös, ha $\mu > 1$, vagyis ha a volumen hozadéka növekvő. Az

$$s = - \frac{dk}{dl} \quad (3)$$

helyettesítési háttérarány voltaképpen az egységnyi munkaerő állóeszközökkel való kiváltásához szükséges beruházások nagyságát adja meg. A

$$\sigma = \frac{\frac{d(k/l)}{k/l}}{\frac{ds}{s}} \quad (4)$$

helyettesítési rugalmasság azt mutatja meg, hogy az előbb definiált helyettesítési háttérarány gyorsan vagy lassan nő-e akkor, ha megnő a munka technikai

felszereltsége. A gazdasági növekedés szempontjából nyilván az az előnyös, ha a munka technikai felszereltségének növekedése csak viszonylag csekély mértékben növeli meg a helyettesítési határárányt, vagyis az egységnyi élőmunka kiváltásához szükséges beruházást. Ez esetben a helyettesítési rugalmasság számértéke egynél nagyobb.

A Cobb—Douglas termelési függvényben a helyettesítési rugalmasság definíció szerint egységnyi, és ezért a Cobb—Douglas függvény ennek a fontos paraméternek az elemzésére nem alkalmas. Ezért vezették be a

$$q(t) = \gamma e^{\epsilon t} (\delta [k(t)]^{-\varrho} + (1 - \delta) [l(t)]^{-\varrho})^{-\frac{\mu}{\varrho}} \quad (5)$$

CES termelési függvényt, ahol γ az ún. hatékonysági, δ az ún. betudási és ϱ az ún. helyettesítési paraméter, és ahol a helyettesítési rugalmasság,

$$\sigma = \frac{1}{1 + \varrho} \quad (6)$$

konstans, de nem egységnyi. Számításaink során e függvény paramétereinek meghatározására törekedtünk, azonban számítástechnikai okokból nem az eredeti alakból, hanem a

$$q(t) = e^{a + \epsilon(t-t^*)} q^* \cdot \left(\frac{k^{*1/\sigma} [k(t)]^{1-1/\sigma} + s^* l^{*1/\sigma} [l(t)]^{1-1/\sigma}}{k^* + s^* l^*} \right)^{\frac{\mu}{1-1/\sigma}} \quad (7)$$

alakból indultunk ki, ahol a *-gal jelölt értékek egy valamely tetszőleges ill. pontosabban közgazdasági megfontolások alapján kiválasztott bázisévhez tartoznak. Ennek értelmében számításaink során feltételeztük, hogy ebben a bázisévben a tényleges és számított értékek egybeesnek.

Könnyen bizonyítható, hogy (7) visszavezethető (5)-re, ugyanis

$$\delta = \frac{k^{*1/\sigma}}{k^{*1/\sigma} + s^* l^{*1/\sigma}} \quad (8)$$

illetve

$$\sigma = e^{a - \epsilon t^*} q^* \left(\frac{k^{*1/\sigma} + s^* l^{*1/\sigma}}{k^* + s^* l^*} \right)^{\frac{\mu}{1-1/\sigma}} \quad (9)$$

A (7) kifejezés logaritmusát véve a

$$\ln \frac{q(t)}{q^*} = a + \epsilon(t-t^*) + \mu \frac{1}{1-1/\sigma} \ln \frac{k^{*1/\sigma} [k(t)]^{1-1/\sigma} + s^* l^{*1/\sigma} [l(t)]^{1-1/\sigma}}{k^* + s^* l^*} \quad (10)$$

kifejezést kapjuk, ahonnan adott t^* , q^* , k^* , l^* , s^* és σ mellett a $q(t)$, $k(t)$ és $l(t)$ értékek idősorai alapján a legkisebb négyzetek módszerével becslést kaphatunk a , ϵ és μ értékére, az s^* és σ értékek folyamatos változtatásával, iteratív úton pedig az utóbbi két paraméternek a legjobb közelítésre vezető és így legvalószínűbbnek tekinthető értékét is meghatározhatjuk. Számításaink során, legalábbis a legelső lépésben („A” változat) ezt az eljárást követtük.

2. A kiinduló adatok

A fentiek értelmében számításainkhoz a termelés, az állóeszközök és a létszám idősoraira van szükség. A megfelelő kiinduló adatok biztosítása elég nagy gondot okoz, csak nehezen érhető el ugyanis e három idősor kellő összhangja. Itt három alapvető probléma vetődik fel: az idősorok tartalmi azonosságának továbbá azonos árbázisának kérdése, mindenekelőtt azonban az, hogy az állóeszköz- és bizonyos mértékig még a létszám adatok is kapacitás adatok, a termelési adatok viszont nem kapacitás jellegűek. E három probléma közül az első kettő közismert és általános, részletesebben kell viszont foglalkoznunk a harmadik kérdéssel.

Itt lényegében arról van szó, hogy ha megváltozik az állóeszközök kihasználása, akkor ugyanaz az állóeszközmennyiség egészen más, pl. sokkal nagyobb termékmennyiség előállítását biztosíthatja. Ha pl. valamely üzem egyműszakos termelésről kétműszakos termelésre tér át, akkor az állóeszközök állományának változása nélkül megkétszerezheti termelését. A népgazdaság egészében vagy egész ágazatokban természetesen ilyen gyors és nagyarányú változások nem lehetségesek, hosszabb időn át végbemenő, kismértékű de egyirányú változások azonban ilyen nagyobb egységek esetén is nagy torzításokat okozhatnak. Hasonló a helyzet, bár kevésbé súlyos a probléma a munkaerő ráfordítás esetében. A munkaerő állományi létszáma a mi viszonyaink között csak csekély mértékben módosul a termelés kisebb-nagyobb ingadozásai esetén, mert a vállalatok a munkaerő-állomány fenntartására törekszenek. A létszám adatok ennek megfelelően bizonyos mértékig kapacitás jellegűek.

A számításhoz szükséges adatsorok közül foglalkozzunk először az állóeszköz idősorokkal. Itt az állami iparnak összehasonlítható (1965. évi) szerkezetre és árbázisra hozott 1950—67. évi állóeszköz adatsorait használtuk fel. Ezeket az adatsorokat az OAÁH közli [19; 23. o.].

Az állóeszköz-állomány adatoknak állóeszköz ráfordítási adatokká való átalakítását Rácz Jenő extenzív kihasználási együtthatóinak felhasználásával kíséreltük meg. Az együtthatók meghatározásának módszerét Rácz Jenő már korábban közölte [3]. Az eljárás lényege a teljesített munkaórák és a nyilvántartott munkahelyek számának összehasonlítása; a kapott mutatószám az egy év alatt teljesíthető összes órának, 8760-nak a %-ában adja meg az egy munkahelyen átlagosan teljesített óraszámot.

A számítások részleteit itt nem közöljük, hanem csupán az adatok forrására utalunk. A munkások összes teljesített munkaóráinak adatait a KSH ipari adattárából vettük [16; 542—45. o.]; az itt közölt adatokat a KSH Iparstatisztikai Főosztályának adatközlése alapján 1967 évig hosszabbítottuk meg. Az összes munkahelyek és a gépi munkahelyek idősorait a KSH adatközlése alapján az OAÁH már idézett kiadványa tartalmazza [19; 43—46. o.]. Felhasználtuk még a gépi munkások és az összes munkások arányát; ezt a KSH két reprezentatív adatfelvétele alapján állapítottuk meg [17], [18]. Az ezeknek az adatoknak felhasználásával számított extenzív állóeszköz kihasználási együtthatókat számításaink részleteivel is foglalkozó kiadványunk [13] közli.

Már az előbb utaltunk arra, hogy az élőmunka adatok esetében is célszerűbb állományi, tehát kapacitás jellegű adatok helyett ráfordítás jellegű adatokat használni. Ezek meghatározása során a következőképpen jártunk el. A KSH kiadványaiból vettük a foglalkoztatottak számának [21; 90—91. o.], a mun-

kások számának [21; 90—91. o.] és a munkások által teljesített összes munkaórának az adatait [16; 542—45. o.]. Az utóbbi két adat hányadosaként meghatároztuk az egy munkásra jutó évi átlagos munkaórák számát. Feltettük, hogy a nem-munkás állományú foglalkoztatottak munkaráfordítása ugyanolyan arányban változik, mint a munkások munkanapjainak átlagos hossza. A foglalkoztatottak becsült munkaóráit ennek a feltevésnek az alapján, az egy munkásra jutó évi munkaórák számának és a foglalkoztatottak számának szorzataként határoztuk meg.

Számításainkban a bruttó termelési érték adatok termelési értékénti felhasználása látszik célszerűnek, ugyanis a termelési függvényeink alapján meghatározott koefficienseket az ágazati kapcsolati mérlegek koefficienseivel együtt akarjuk felhasználni. Mivel a KSH nem közöl összehasonlítható áras bruttó termelési érték adatokat, az 1965. évi folyóáras, a termelési költségek és üzemi eredmények táblázatából vett termelési értékeket [20; 100. o.] a teljes termelési értékek indexsorával [21; 88—89. o.] beszorozva határoztuk meg a többi év számított termelési értékeit.

A kiinduló adatokat a most leírt módszerrel az állami ipar 17 iparcsoportjára számítottuk ki. Számításainkat ezen felül 6 főcsoportra, ill. összevont iparcsoportra is elvégeztük (gépipar; nehézipar; nehézipar bányászat nélkül; könnyűipar; állami ipar; állami ipar bányászat nélkül). A számítások így meghatározott kiinduló adatait részletes kiadványunk [19] tartalmazza; az adatokat hely hiányában itt nem közölhetjük.

3. Az eredmények

Már többször idézett részletesebb kiadványunkban [19] először a számítások menetét és az ezzel kapcsolatos módszertani problémákat írtuk le, majd részletesen elemeztük az összes ágazatra kapott eredményeket, ezek megbízhatóságát és számítási valamint elemzési célokra felhasználhatóságát. Tekintettel arra, hogy itt elsősorban a módszertani vonatkozású eredményeket ismertetjük, ezt a részletesebb elemzést mellőzzük és csupán a számítások menetét, változatait, és az ezzel kapcsolatos legfontosabb módszertani tapasztalatokat taglaljuk.

Számításainkat hat változatban végeztük el („A”–„F” változat). Az első számításorozatban („A” változat) a (10) formulából indultunk ki. A módszertani leírásban közöltek értelmében ki kellett választanunk egy bázisét, melyről feltételezzük, hogy számított termelési értéke egyenlő a ténylegessel. Gyakorlati megfontolások alapján 1960-at választottuk bázisévének. A korábbi érzékenységi vizsgálatok eredményei szerint egyébként eljárásunk nem különösképpen érzékeny a bázisév megválasztására.

A számítás során az s^* és σ paraméterek adott értékéből indultunk ki és ezekhez határoztuk meg a , ε és μ értékét úgy, hogy az R^2 korrelációs index értéke maximális legyen. s^* és σ értékét ezután mindaddig módosítottuk, amíg ezzel az R^2 korrelációs index értékét tovább tudtuk növelni. Minden egyes esetben meghatároztuk az adott újabb s^* és σ értékhez tartozó a , ε és μ értékeket is. Az utóbbi három paraméter értékét tehát a legkisebb négyzetek módszerével határozzuk meg, és így következtetni tudtunk ezek statisztikai megbízhatóságára is. Az első két paraméter értéket viszont iteratív módszerrel számítottuk, és ez a módszer ebben az esetben nem teszi lehetővé, hogy az ered-

mények statisztikai megbízhatóságára, konfidencia intervallumára következtessünk.

Az iteratív eljárás kiinduló pontjául s^* esetében a k^*/l^* értéket, vagyis a bázisévhez tartozó technikai felszereltség értékét választottuk, σ kiinduló értékének pedig 1,01-et. Azért jártunk el így, mert a helyettesítési határárány a technikai felszereltséggel rokon fogalom, és így értékének meghatározása során célszerű innen kiindulni. A helyettesítési rugalmasság alapértékének viszont a Cobb–Douglas termelési függvényben szereplő egységnyi helyettesítési rugalmasság tekinthető. (Az egységnyitől kismértékben eltérő értéket számítástechnikai okokból kellett választanunk.) Ezekből a kiinduló pontokból a mindenkori tényleges érték 1%-ának megfelelő lépésközzel haladtunk a korrelációs index maximális értéke felé.

Hely hiányában csupán az „F” változat alapján kapott eredményeket közölhetjük, és ezért itt most csak általános jellegű módszertani megjegyzésekre kerülhet sor. Az „A” változat eredményeiből mindenekelőtt az tűnt ki, hogy az a , ε és μ paramétereknek, vagyis az arányossági tényezőnek, a műszaki fejlődés ütemének és a volumen hozadékának értéke az esetek legnagyobb részében reálisnak tekinthető, s^* és σ értéke azonban nem.¹ a értéke mindig közel 0, vagyis e^a mindig körülbelül egységnyi, azaz e paraméteralig befolyásolja az eredményeket. Ez tulajdonképpen azt jelenti, hogy a bázisév megválasztásával kapcsolatos feltevéseink helyesek. Az ε paraméterre általában néhány század nagyságú értéket kaptunk, ami megfelel annak, hogy a műszaki fejlődés üteme évi néhány százalék. Végül a μ paraméter értéke 1 körül helyezkedik el, a feldolgozó ipari ágazatokban általában ennél nagyobb, a bányászatban, az élelmiszeriparban és a könnyűipar egyes ágazataiban viszont kisebb. Ez ismét megfelel a volumen hozadékának értékére vonatkozó közgazdasági elképzeléseknek. A paraméterek értékeihez tartozó szórásértékek valamint a korrelációs indexek többnyire kedvezőek, a Durbin–Watson koefficiensnek értéke viszont általában kissé alacsony, vagyis a szoros korreláció ellenére sem tudtuk kiküszöbölni a reziduumok autókorrelációját. Ez arra utal, hogy az állományi adatoknak ráfordítási adatokra való átszámításához felhasznált módszer nem volt eléggé hatékony, és a kapacitáskihasználás ingadozásait nem tudtuk teljes mértékben semlegesíteni.

Ezekkel a kedvezőnek tűnő eredményekkel szemben az esetek nagy részében teljesen elfogadhatatlan értékeket kaptunk az s^* helyettesítési határárányra és a σ helyettesítési rugalmasságra.² A helyettesítési határárány értékek sok esetben rendkívül nagyok és teljesen irreálisak. A helyettesítési rugalmasság értékei néhány esetben elfogadhatatlanul alacsonyak, más esetekben elfogadhatatlanul magasak, és ezzel a többi értéket is megbízhatatlanná teszik. A

¹ Utalnunk kell arra, hogy 1968-as árbázison és meghosszabbított alapadat sorokkal végzett számításaink eredményeképpen a helyettesítési rugalmasság értékére több esetben már az eredeti számítás sorozatban („A” változat) az itt közölteknél lényegesen jobb eredményeket kaptunk. Ez bizonyos mértékig módosítja következtetéseinket. Úgy látszik ugyanis, hogy a legkisebb négyzetek klasszikus módszerének felhasználása korrigált és hosszabb adatsorok esetén kedvezőbb eredményekre vezet, mint ahogy ezt ebben a tanulmányban bemutatjuk. Ezeknek az eredményeknek a részletesebb értékelésével csak külön tanulmányban foglalkozhatunk, mert számításaink még nem fejeződtek be.

² V.ö. az 1. lábjegyzettel.

helyzetet tovább rontja, hogy nem lehet meghatározni a paraméterek konfidencia intervallumának megítélésére felhasználható statisztikai mutatószámokat.

Az utóbbi eredmények voltaképpen azt fejezik ki, hogy a termelés és a számított állóeszköz ráfordítások alakulása között sok esetben csekély a korreláció. A termelés nem feltétlenül akkor nő nagyobb mértékben, amikor az állóeszközök nagyobb mértékben gyarapodnak, hanem például az ezt követő években, ugyanakkor viszont szoros a kapcsolat a munkaerő ráfordítás változása és a termelési volumen változása között. Ennek folytán az itt felhasznált statisztikai módszer azokat a termelésváltozásokat sem mutatja az állóeszköz növekedés következményének, amelyek pedig ténylegesen ennek folytán jöttek létre, mert az állóeszközök növekedése és a termelés növekedés között nincs időbeli összhang. Tekintettel arra, hogy az állóeszköz növekmények és a következményükkel jelentkező termelés növekmények közötti időbeli késés nem kellőképpen konstans, a korábban végzett érzékenységi vizsgálatok értelmében az eredmények késleltetett változók szerepeltetésével sem javíthatók.

Ez a helyzet valószínűleg elsősorban ténybeli, részben azonban módszertani okok következménye. Egyrészt feltétlenül igaz, hogy a beruházásaink által előidézett termelésnövekedés az esetek legnagyobb részében időbelileg elhúzódik, és így a kapott eredmény voltaképpen összhangban van a gazdaságunk működésére vonatkozó tapasztalatokkal. Másrészt az állóeszköz idősor összeállításával, azonos konstrukcióra és árbázisra való átszámításával továbbá az extenzív állóeszköz-kihasználási együtthatók meghatározásával kapcsolatos statisztikai hibák — amelyek főként a vizsgált időszak elején nagyon komolyak lehetnek — tovább ronthatják a termelés változás és az állóeszköz változás közötti amúgy is kisfokú korrelációt. Az eredményeket ezen felül a multikollinearitás is torzítja.

Az s^* és σ értékekre vonatkozó negatív eredményekből két következtetésre juthatunk. Egyrészt úgy tűnik, hogy a termelési függvények paraméterei két csoportra oszthatók: a növekedési folyamatot leíró műszaki fejlődésre és a volumen hozadékára, valamint a helyettesítési folyamatot (az élőmunka beruházással való kiváltását) leíró helyettesítési határányra és helyettesítési rugalmasságra. A felhasznált módszer, úgy látszik, kielégítő módon határozza meg a növekedési folyamat paramétereit, de kevésbé alkalmas a helyettesítési folyamat paramétereinek meghatározására. Másrészt viszont ebből egyenesen következik a második módszertani következtetés: amennyiben az s^* és σ értékek torzítottak, akkor ezek az a , különösképpen pedig az ε és a μ paraméterek torzítására vezethetnek. Feltétlenül szükség van tehát olyan érzékenységi vizsgálatokra, melyek segítségével megkísérelhetjük ezeknek a torzításoknak a kiszűrését.

A számítás további változataival voltaképpen ennek a feladatnak a megoldását kíséreltük meg. A „B” változatban azt vizsgáltuk, hogyan változnak a számított paraméterértékek, ha feltételezzük, hogy a bázisévhez tartozó helyettesítési határány értéke az ugyanehhez az évhez tartozó technikai felszereltség értékének felel meg, a helyettesítési rugalmasság értéke pedig azonos az „A” változat szerint számított értékkel. A számításokat a korábbival teljesen azonos eljárással bonyolítottuk le, azonban kiküszöböltük az iterációt, vagyis csupán az s^* és σ paraméterek adott értékéhez tartozó többi paramétert és a statisztikai mutatószámokat határoztuk meg. Továbbra is 1960-at válasz-

1. táblázat

Az ágazati CES termelési függvények paramétereinek az „A”–„E” változat eredményeinek összehasonlítása alapján legvalószínűbb, az ár- és tervszámításokban felhasználható értékei, valamint az ezekhez tartozó statisztikai mutatószámok („E” változat)

1950–67, bázisév: 1960

Ágazatok	s^*	σ	a	ε	μ	R^2	δ	Változat
Bányászat	0,611899	1,01	0,020342 (0,018817)	0,030716 (0,007692)	0,464826 (0,146232)	0,976426	0,842846	C
Villamosenergia ipar	0,86	1,009010	-0,008857 (..)	0,044844 (..)	1,0 (..)	0,979222	0,212412	E, B alapján
Kohászat	0,323734	1,015	-0,022601 (0,009965)	0,034083 (0,004464)	1,112005 (0,122089)	0,994981	1,405805	C
Gépek és gépi berendezések gyártása	0,089479	1,01	-0,059829 (0,012679)	0,28069 (0,005254)	1,104058 (0,094099)	0,993776	1,416629	C
Közlekedési eszközök gyártása	0,11	1,01	0,003394 (0,009348)	0,034053 (0,007890)	1,808783 (0,183248)	0,997132	1,878721	D
Villamosipari gépek és készülékek gyártása	0,07	1,020000	-0,040841 (0,021405)	0,008572 (0,017006)	1,156804 (0,198985)	0,988319	1,142498	B
Híradás és vákumtechnikai ipar	0,06	1,009010	0,041398 (..)	0,047578 (..)	1,1 (..)	0,998543	1,083798	E, B alapján
Műszeripar	0,394226	1,01	-0,002750 (0,010422)	0,056466 (0,004789)	1,187407 (0,060857)	0,998502	1,283563	C
Fém-tömegcikkipar	0,165962	0,990099	0,013469 (0,013691)	0,043568 (0,002941)	1,262584 (0,082023)	0,990532	1,312753	A
Gépipar	0,08	1,00901	-0,008226 (0,010821)	0,022890 (0,007126)	1,250241 (0,120912)	0,996151	1,329184	B
Építőanyagipar	0,12	1,01	-0,71515 (...)	0,031758 (...)	0,9 (...)	0,930854	1,221160	E, D alapján

Ágazatok	s*	σ	a	ε	μ	R ²	δ	Változat
Vegyipar	0,27	1,01	0,024498 (..)	0,028708 (0,021947)	1,107360 (0,232407)	0,997516	1,136867	D
Nehézipar	0,22	1,337056	0,016227 (0,011869)	0,021703 (0,009095)	1,149702 (0,157346)	0,995585	0,849553	B
Nehézipar bányászat nélkül	0,708426	1,01	-0,007152 (0,007162)	0,040089 (0,004336)	1,229520 (0,097912)	0,998288	1,345098	C
Fafeldolgozó ipar	0,06	1,01	0,041584 (0,017712)	0,013034 (0,009949)	0,915632 (0,115720)	0,992146	1,486302	D
Papíripar	0,39	1,009901	0,018934 (0,014167)	0,031176 (0,010075)	1,004193 (0,188755)	0,991356	1,598417	B
Nyomdaipar	0,09	0,990099	0,000136 (0,016163)	0,052383 (0,006223)	0,591318 (0,150696)	0,98588	0,894833	B
Textilipar	0,16	1,01	-0,014839 (0,007565)	0,006052 (0,006490)	1,490304 (0,189181)	0,994843	1,547025	D
Bőr-, szőrme- és cipőipar	0,07	0,990099	-0,034308 (..)	0,013008 (..)	0,9 (..)	0,971401	0,490680	E, B alapján
Textilruházati ipar	0,03	1,01	0,037983 (0,021025)	0,011279 (0,007896)	0,851870 (0,096524)	0,987589	1,119101	D
Könnyűipar	0,229945	1,01	0,023148 (..)	0,016133 (..)	1,15 (..)	0,988517	1,491620	E, C alapján
Élelmiszeripar	0,18	1,009901	0,072340 (0,012956)	0,048119 (0,004026)	0,480575 (0,098956)	0,992319	0,667988	B
Állami ipar	0,19	1,212750	0,029320 (0,012295)	0,022509 (0,009652)	1,040614 (0,176245)	0,994774	0,891915	B
Állami ipar bányászat nélkül	0,18	1,212750	0,022624 (0,009861)	0,018778 (0,008487)	1,191689 (0,159445)	0,996417	1,082617	B

s* = a helyettesítési határányának a bázisévhez tartozó értéke, millió Ft/10 000 munkaóra; σ = a helyettesítési rugalmassági értéke; a = a regressziós egyenlet logaritmált alakjának nulladfokú tagja; ε = a (meg nem testesült) műszaki fejlődés átlagos évi exponenciális üteme; μ = a volumen hozadékának értékét meghatározóparaméter; R² = a korrelációs index; δ = a Durbin – Watson koefficiens. ()-ben a paraméterek szórása. (..) a kérdéses szórás a követett számítási eljárással nem határozható meg.

tottuk bázisévnek. Az eredmények elemzése azt mutatja, hogy ennek folytán a statisztikai mutatószámok alig romlottak, és a számított a , ε és μ paraméterek is csak csekély mértékben módosultak.

Teljesen hasonló módszert követtünk a „C” és a „D” változatban is. A „C” változatban azt tételezzük fel, hogy a helyettesítési rugalmasság értéke 1,01, vagyis hogy a termelési függvények megközelítőleg a Cobb—Douglas esetnek felelnek meg, a „D” változatban pedig azt, hogy a bázisév helyettesítési határarányának értéke a bázisév technikai felszereltségével egyenlő, a helyettesítési rugalmasság értéke pedig ismét megközelítőleg egységnyi. A számítási eljárás értelemszerűen azonos volt a „B” változattal, az eredmények elemzése pedig azt mutatja, hogy a legtöbb esetben a kiinduló paraméterértékeknek ezek a változásai sem módosították lényegesen az a , ε és μ paramétereket valamint a statisztikai mutatószámokat. Ezek az érzékenységi vizsgálatok tehát az előbb tárgyalt második probléma szempontjából arra az eredményre vezettek, hogy a helyettesítési folyamat paramétereinek torzított értékei a legtöbb esetben nem módosítják lényegesen a növekedési folyamat paramétereinek értékét.

Az eredmények elemzése még egy problémára mutatott rá. Multikollinearitás folytán több esetben az a , ε és μ paraméterek egymást kompenzáló torzítása lépett fel, azaz több esetben az egyik paraméterre irreálisan nagy, a másikra pedig irreálisan kis értéket kaptunk. Ez utóbbi torzításnak a gyakorlati jelentősége kisebb, ugyanis közgazdasági szempontból sok esetben közböbös, hogy valamely ágazat növekedését a műszaki fejlődés vagy a növekvő hozadék mozdítja-e elő. A problémának ugyanakkor a beruházási folyamat optimalása szempontjából nagy a jelentősége, mert a volumen hozadékának nagy értéke esetén nagyobb beruházási volumen látszik indokoltnak, mint a műszaki fejlődés gyors üteme mellett. Célszerűnek látszott tehát további vizsgálatok végzése.

Ezeket a számításokat („E” változat) a korábbihoz hasonló módszerrel végeztük el. Ugyancsak a (10) képletből indultunk ki, azonban nem csupán s^* és σ , hanem a és μ értékeit is adottnak tekintettük, és ezeket a kiinduló paramétereket valamely korábbi változattól vettük át. Ilyen módon egyetlen szabad paraméterünk maradt, ε , melynek értékét iteratív módszerrel határoztuk meg. Ezt az eljárást nem csupán az a , ε és μ , hanem a σ paraméter értékeire vonatkozó érzékenységi vizsgálatra is felhasználtuk. A vizsgálatok néhány esetben lehetővé tették különböző torzítások kiküszöbölését, a legtöbb esetben viszont inkább megerősítették a korábban kapott eredményeket.

Az érzékenységi vizsgálatoknak az eredményei alapján az „F” változatban azokat az értékeket állítottuk össze, amelyek a statisztikai kritériumok és az eredmények logikai értelmezése alapján a legvalószínűbbnek tűnnek. Ezeket az értékeket közli az 1. táblázat. Kétségtelen, hogy kiválasztásuk során többé-kevésbé önkényesen jártunk el, úgyhogy az itt választott eljárással szemben módszertani oldalról lehet felhozni kifogásokat. Ezeknek az értékeknek tervezési célokra való felhasználását ennek ellenére nyugodt lelkiismerettel ajánlani tudjuk mindaddig, amíg újabb kutatási eredmények nem állnak rendelkezésünkre. E paraméterek ugyanis egyrészt hosszmeteszben konzisztensek, vagyis teljes mértékben összeegyeztethetők a vizsgált közel 20 éves időszakban lezajlott időbeni fejlődés tapasztalataival, másrészt keresztmeteszben konzisztensek, vagyis a különböző ágazatokhoz tartozó értékek arányosak egymással, harmadrészt a statisztikai mutatószámok kielégítően magas értékeire vezetnek és így statisztikai szempontból elfogadhatók, végül pedig meg-

egyeznek az irodalomból ismert eredményekkel és összhangban vannak a nemzetközi tapasztalatokkal.

Az elmondottak értelmében a végett, hogy gyakorlati célokra felhasználható adatokhoz jussunk, engedményeket tettünk a módszertani elegancia rovására. Hangsúlyozni kell, hogy ez az engedmény nem túlzottan nagy mértékű. A különböző változatokhoz tartozó értékek statisztikai mutatószámai között az eltérések voltaképpen nem szignifikánsak, hanem többé-kevésbé véletlenszerűnek tekinthetők. Ennek alapján úgy tűnik, hogy az érzékenységi vizsgálatok és az eredmények logikai kontrollja nincs kirívó ellentétben a statisztikai kritériumokkal. Sokkal megbízhatóbb eredményeket csak az adatokkal kapcsolatos problémák megoldásától, illetve a módszer nagymértékű továbbfejlesztésétől és a helyettesítési határárány valamint a helyettesítési rugalmasság ipari-technológiai jellegű számításokkal való meghatározásától várhatunk, nem pedig az idősoros elemzésen alapuló számítások módszerének bármilyen módosításától. Ezzel a problémával a KGM megbízásából végzett munkánkról készült beszámolóban [14] foglalkoztunk, melynek legfontosabb módszertani következtetéseit itt közölt másik cikkünk [8] ismerteti.

4. Érzékenységi vizsgálatok

Az előző pontban részletesen foglalkoztunk azzal, hogy sok esetben irreális értékeket kaptunk az s^* és a σ paraméterekre, aminek folytán a számított értékek helyett feltevéseken alapuló becsült értékeknek a tervszámításokban való felhasználását kellett ajánlanunk. Ugyanakkor megfigyeltük azt is, hogy az R^2 korrelációs index sok esetben teljesen érzéketlen volt az s^* és a σ paraméterek értékére, vagyis a helyettesítési határárány és a helyettesítési rugalmasság nagymértékű változása esetén is alig módosult. Ennek alapján teljes joggal tételezhetjük fel, hogy a legkisebb négyzetek itt felhasznált klasszikus módszere nem alkalmas a paraméterek értékének meghatározására, és az irreális eredményeknek kifejezetten módszertani okuk van. Érzékenységi vizsgálatunkat ennek a kérdésnek a megközelítésére végeztük el.

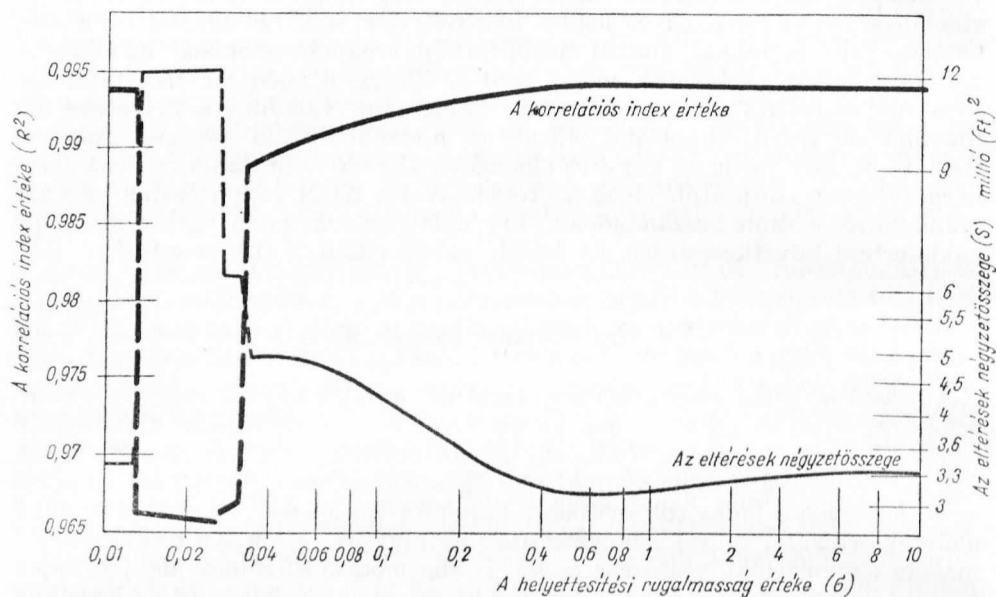
Ezekben a kiegészítő számításokban az s^* és σ paraméterek közül az egyiket az „A” változatban megjelölt színvonalon rögzítettük, a másikat folyamatosan változtattuk, és az egyes paraméter értékekhez tartozó statisztikai mutatószámokat először tabelláltuk, ezután pedig grafikusán ábrázoltuk. Számításainkat nem végeztük el valamennyi ágazatra, és az elvégzett számítások közül is csupán néhánynak az eredményét mutatjuk be illusztrálás céljából. Először egy kedvező esetet közlünk (Gépek és gépi berendezések gyártása; 1—2. ábra), ezután két problematikusabb esetet (Gépipar, illetve Állami ipar; 3—4., illetve 5—6. ábra), végül pedig ismét egy kedvezőbb esetet (Bányászat; 7. ábra).

A gépek és gépi berendezések adatai alapján legelőször a helyettesítési rugalmasságra vonatkozó érzékenységi vizsgálat eredményeit közöljük (1. ábra). Az ábra egy elméleti jellegű, továbbá egy nagyon is fontos gyakorlati jellegű problémára utal.

Elméleti jellegűnek kell minősíteni azt a tényt, hogy a legrosszabb közelítésre vezető, 0.02 körüli σ értékektől balra és jobbra, tehát ennél kisebb illetve nagyobb értékekre egyaránt javul a közelítés. Ez arra utal, hogy az iteratív eljárás mechanikus alkalmazása téves eredményekre vezethet; az igen ala-

csony értékek mellett kapott viszonylag jó közelítést azonban tárgyi szempontból mégis elhanyagolhatjuk, ezek az értékek ugyanis feltétlenül irreálisak. Utalnunk kell arra a tényre is, hogy mind az R^2 , mind az S görbének a legrosszabb közelítésre vezető értékek körüli intervallumban valószínűleg szakadásai vannak.

Vizsgálataink sokkal fontosabb és gyakorlati szempontból is értékelhető eredménye az R^2 és az S görbéknek a legrosszabb közelítés intervallumától



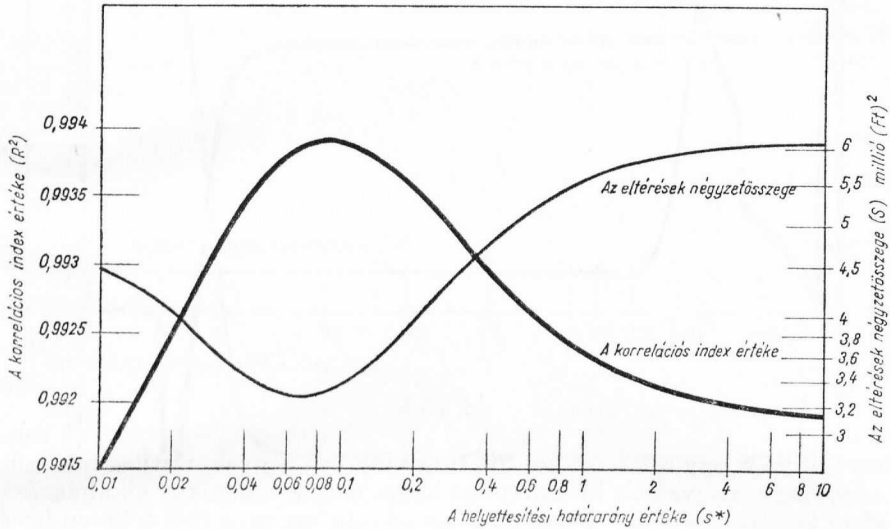
1. ábra

jobbra, tehát a reális értékek zónájában megfigyelhető alakulása. Az R^2 görbe mintegy a $\sigma = 0,6$ értékig folyamatosan növekszik, ettől jobbra azonban R^2 értéke gyakorlatilag konstans, a korrelációs index a legmagasabb érték körül ingadozik, az egyes helyi optimumok nem különböznek egymástól szignifikánsnak tekinthető mértékben, és ennek folytán a legjobb közelítésre vezető érték nem is határozható meg iteratív módszerrel. σ ilyen meghatározásának voltaképpen nincs is értelme, mert a különböző lokális optimumok értéke közötti eltérés elhanyagolható. Az eltérések négyzetösszegének, S -nek ugyanakkor határozott minimuma van, amely globális minimumnak tűnik. Ez a minimum éppen annál a σ értéknél helyezkedik el, amelytől jobbra a korrelációs index már nem változik szignifikáns mértékben. A két statisztikai mutatószám együttes figyelembevétele alapján úgy tűnik tehát, hogy a 0,55 körüli σ érték tekinthető a legvalószínűbbnek.

Figyelemreméltó, hogy ez az érték közgazdasági megfontolások alapján is reálisnak tekinthető. Arrow, Chenery, Minhas és Solow [1] ugyanis megközelítőleg ugyanilyen eredményt kaptak nemzetközi keresztmetszeti adatok alapján végzett empirikus számításaik során. Eredményünk tehát megfelel annak, amit mások más adatok alapján és más módszerrel kaptak. Úgy tűnik tehát,

hogy a legkisebb négyzetek klasszikus módszerének mechanikus alkalmazásával kapott és az eredménytáblázatunkban is szereplő $\sigma = 8,5$ érték helyett ezt a $\sigma = 0,55$ értéket kell reálisnak tekintenünk.

A gépek és gépi berendezések ágazatának adatai alapján egyértelmű eredményt kaptunk s^* értékére is (2. ábra). Ezekben a számításokban σ értékét az „A” változatban meghatározott színvonalon rögzítettük ($\sigma = 8,537746$). Amint az ábrából egyértelműen kiténik, R^2 -nek határozott maximuma, S -nek

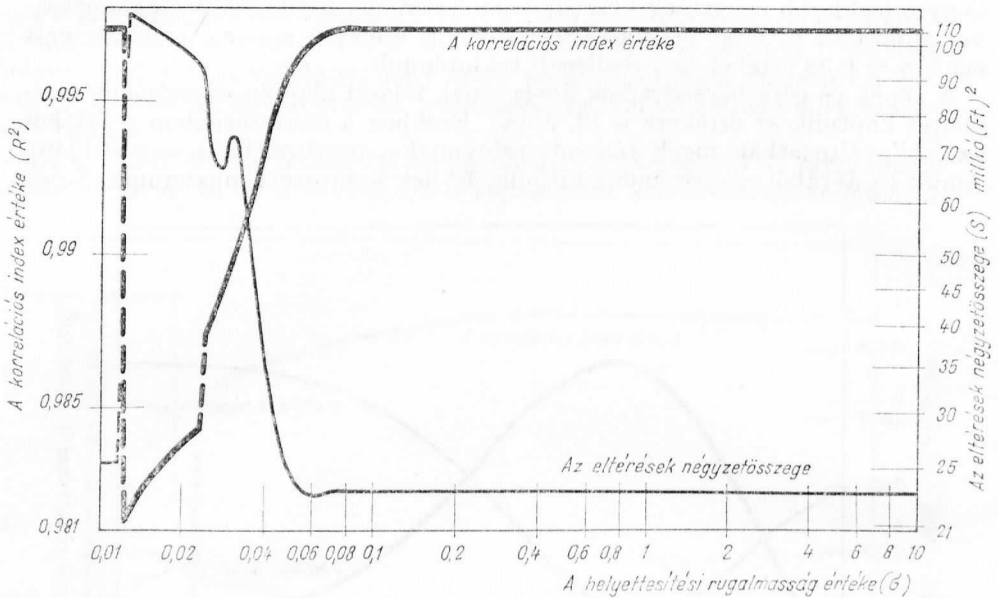


2. ábra

pedig határozott minimuma van, habár nem teljesen ugyanazon a helyen. Mindkét eredmény egészen közel fekszik azonban a munka technikai felszereltségének a bázisévhez tartozó statisztikai tényszámaihoz, így tehát a számított eredmények reálisnak tekinthetők. A gépek és gépi berendezések esetében tehát már a statisztikai kritériumok nem teljesen mechanikus alkalmazásával is meg lehet határozni az s^* és a σ paramétereknek a legjobb közelítésre vezető értékeit.

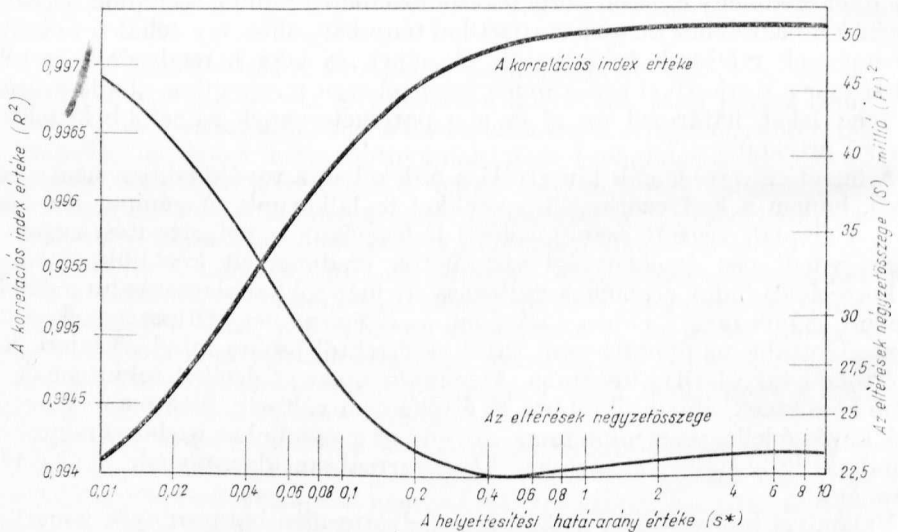
A felvetődő problémák illusztrálása érdekében a továbbiakban nem a kedvező, hanem a kedvezőtlenebb esetekkel foglalkozunk. A gépipar egészének adatai alapján végzett számításokból is legelőször a helyettesítési rugalmasságra vonatkozó érzékenységi vizsgálatok eredményeit közöljük (3. ábra). A korrelációs index értékének változása itt már sokkal alacsonyabb σ értékek mellett szűnik meg, s ebben a zónában az eltérések négyzetösszegének is csak elmosódottabb minimuma van. Ettől az értéktől jobbra mind R^2 mind pedig S értéke gyakorlatilag konstans. Amennyiben azt az értéket tekintenénk legjobb becslésnek, amelyetől jobbra R^2 értéke nem változik, illetve ahol S értékének kevésbé jellegzetes minimuma van, akkor σ -ra mind az irodalmi adatokhoz, mind pedig a logikai elemzéshez képest irreálisan alacsonynak tűnő értéket kapnánk.

Valamivel kedvezőbbben alakultak a helyettesítési határányra vonatkozó, ugyanazon adatok felhasználásával végzett számítások (4. ábra). A korrelációs



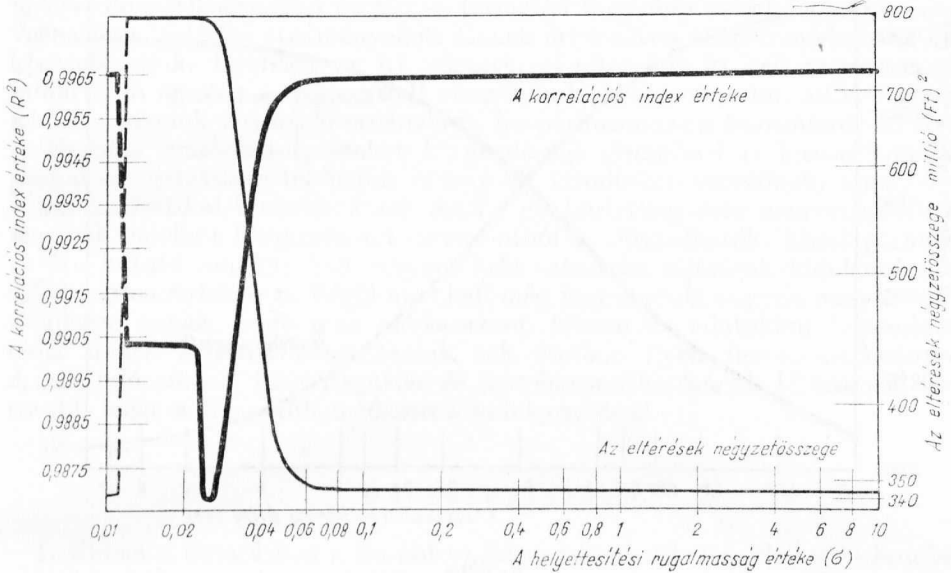
3. ábra

index változása egy bizonyos ponton túl ez esetben is gyakorlatilag megszűnik, és a legkisebb négyzetek klasszikus módszerének mechanikus alkalmazásával az s^* -ra kapott érték ($s^* = 623,97$) közgazdasági szempontból teljesen irreális. Az eltérések négyzetösszegének viszont ebben az esetben is van abszolút minimuma, és ez az abszolút minimum ismét azoknak az R^2 értékeknek a környezetébe esik, ahol R^2 gyakorlatilag konstanssá válik. Ez az s^* érték



4. ábra

megközelítőleg akkora, mint a bázisévben a munka technikai felszereltsége, illetve pontosabban ennél kissé nagyobb, ami arra utal, hogy a munkaerő felzabarádításához a gépipar egészében a technikai felszereltséget kissé meghaladó mértékű fajlagos beruházásra van szükség. Ez reális eredménynek tűnik. A számítási eredmények részletesebb elemzése tehát ebben az esetben is közgazdasági szempontból elfogadható következtetésekre vezet.



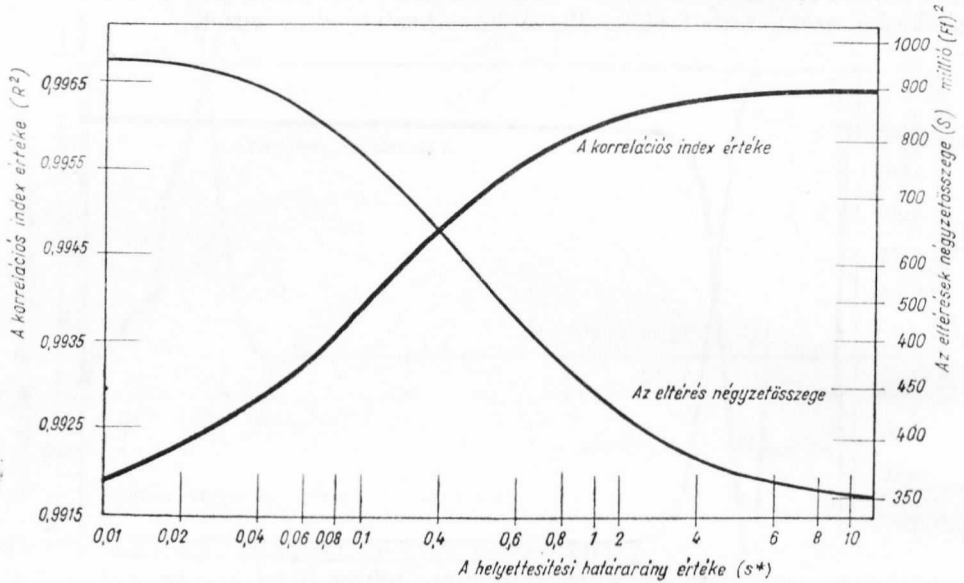
5. ábra

Statisztikai szempontból még kedvezőtlenebb a helyzet az állami ipar egészének adatai alapján végzett számításokban. Itt is először a helyettesítési rugalmasság értékére vonatkozó érzékenységi vizsgálatok eredményeit közöljük (5. ábra). Itt már az eltérések négyzetösszegének sincs minimuma, hanem egy igen alacsony érték fölött a korrelációs index és az eltérések négyzetösszege egyaránt gyakorlatilag konstanssá válik. Az ábrából látható, hogy a legkisebb négyzetek módszerének mechanikus alkalmazásával kapott, a legjobb közlésre vezető $\sigma = 1,212750$ érték önkényesnek tekinthető, mert a statisztikai mutatószámok gyakorlatilag azonosak minden $\sigma = 0,06$ és $\sigma = \infty$ közötti értékre.

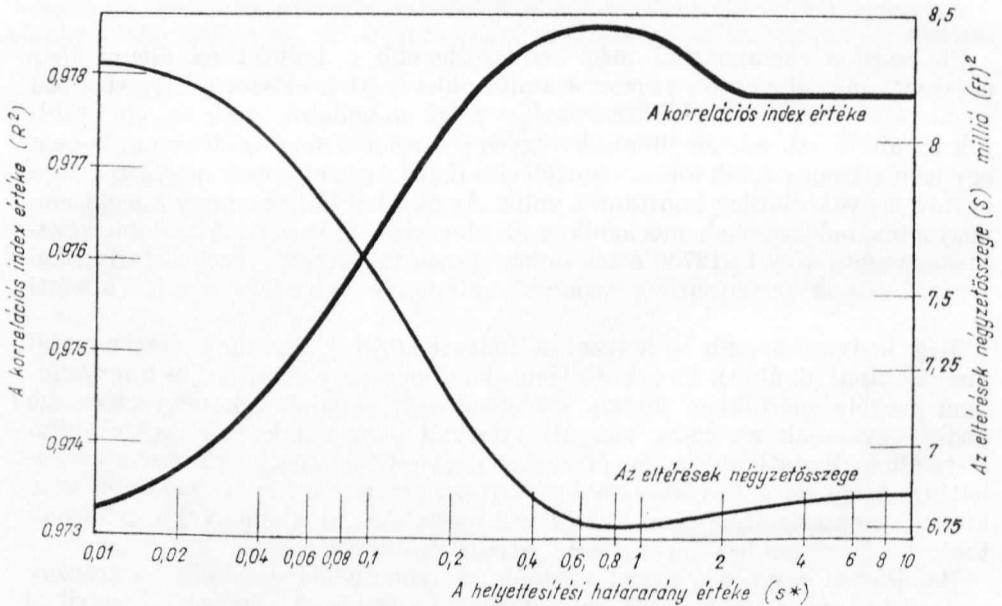
Még kedvezőtlenebb a helyzet a helyettesítési határány érzékenységi vizsgálatánál (6. ábra). Itt a korrelációs koefficiens a vizsgált teljes intervallumon csekély mértékben ugyan, de növekszik, az eltérések négyzetösszege pedig ugyancsak az egész vizsgált intervallumon csökken. Ennek folytán s^* -ra elfogadhatatlanul magas értékeket kaptunk, és még csak azt sem mondhatjuk, hogy az ehhez az értékhez tartozó statisztikai mutatószámok nem különböznek szignifikánsnak tekinthető mértékben az alacsonyabb, reálisnak tekinthető értékekhez tartozó statisztikai mutatószámoktól.

Befejezésül egy olyan esetet közlünk, melyben a helyettesítési határány statisztikai módszerekkel való meghatározása a legkisebb négyzetek klasszikus módszerének alkalmazása esetén ismét lehetségesnek tűnik. Ez a számításunk

a bányászati adatsoron alapul, és itt csupán a helyettesítési határárányval kapcsolatos érzékenységi vizsgálatok eredményeit közöljük (7. ábra). A helyettesítési határárány számított értéke itt nagyságrendileg megfelel a bázisív technikai felszereltségének; pontosabban ez utóbbinak háromszorosa. Ez meg-



6. ábra



7. ábra

felel annak a ténynek, hogy a munkaerő kiváltása ebben az ágazatban növekvő nehézségekkel jár, és így ez az érték reálisnak tekinthető. Ennek ellenére meg kell jegyezni, hogy az R^2 és S függvények szélső értékei ez esetben távolról sem mutatkoznak meg olyan határozottan, mint pl. a 2. ábrán.

A számítási eredmények arra utalnak tehát, hogy a legkisebb négyzetek klasszikus módszerének alkalmazásától — különösképpen az iteratív eljárás mechanikus felhasználása esetén — termelési függvény számításainkban nem várhatunk kielégítő eredményeket. Ennek értelmében kétféle módszerrel kell kísérleteznünk. Egyrészt az itt végzett számításokat ki kell terjesztenünk minél több ágazatra, és meg kell vizsgálnunk, hogy az esetek milyen százalékos mértékben kapunk megfelelő eredményt, ha párhuzamosan használunk fel több statisztikai kritériumot, ezeket közgazdasági elemzéssel is kiegészítjük, és azokat az értékeket tekintjük a legjobb közelítésre vezetőnek, amelyeknél a statisztikai mutatószámok értéke gyakorlatilag már nem változik, és amelyek emellett közgazdasági szempontból is elfogadhatók. Ezzel párhuzamosan kutató munkát kell végezni más számítási eljárások kidolgozása és alkalmazása érdekében. Végül meg kell még jegyeznünk: nagyon nagy a valószínűsége annak, hogy nem módszertani, hanem az adatokkal kapcsolatos okok miatt vezettek számításaink sok esetben ilyen furcsa eredményre. A kiinduló adatok felülvizsgálata és összehasonlíthatóságuk biztosítása fontosabb lehet a finomabb módszerek kidolgozásánál.

Összefoglalás

1. Ebben a kutatásban a korábban felírt matematikai modell és a korábbi számítások tapasztalatainak felhasználásával megkíséreltük a CES termelési függvények paramétereinek meghatározását az állami ipar 17 iparcsoportjára valamint 6 főcsoportjára ill. összevont iparcsoportjára. A kiinduló adatok egy részét a KSH kiadványaiból vettük, más részét a KSH Iparstatisztikai Főosztálya külön adatszolgáltatás formájában bocsátotta rendelkezésünkre, ismét más részét pedig a számítások adatbázisának előkészítése során állítottuk össze és részben külön publikáltuk.

2. A számításokat a legkisebb négyzetek módszerével, iteratív úton végeztük el. Az eredmények értékelése során kitűnt, hogy sok esetben korrekciót kellett bevezetnünk, ugyanis az eredmények torzításokat tartalmaznak. Ennek elsősorban az az oka, hogy a termelés változása és az állóeszköz-állomány változása között a legtöbb esetben nagyon csekély a korreláció. Ez azért van így, mert az új állóeszközökön elérhető termelésnövekmény általában kisebb-nagyobb késéssel az új állóeszközök létesítése után jelentkeznek, és így az itt alkalmazott viszonylag egyszerű matematikai-statisztikai módszerek segítségével nem lehet kellő biztonsággal elkülöníteni a termelésnövekménynek azt a részét, amely az állóeszköz növekménynek tudható be. Sok esetben tehát vagy azzal a feltevéssel kellett élnünk, hogy az egységnyi munkaerő felszabadításához szükséges beruházás a munkaerő technikai felszereltségével egyenlő, vagy azzal, hogy a helyettesítési rugalmasság egységnyi, esetleg mindkettővel. Több esetben a műszaki fejlődés üteme és a volumen hozadéka közötti egymást kompenzáló torzításokat is korrigálnunk kellett.

3. Az eredmények részletesebb elemzése arra a következtetésre vezetett, hogy a termelési függvény paramétereit két csoportra kell bontanunk: a

növekedési folyamatot leíró műszaki fejlődésre és a volumen hozadékára, valamint a helyettesítési folyamatot leíró helyettesítési határárányra és helyettesítési rugalmasságra. Úgy tűnik, hogy számításaink kielégítő módon határozták meg az első két paraméter értékeit, és hogy az ezekre kapott korrigált eredmények gyakorlati tervezési célokra teljes mértékben felhasználhatók. Úgy látszik, hogy a volumen hozadéka a népgazdaság egészében, ezen belül különösképpen a gépiparban és a könnyűipar egyes ágazataiban növekvő, a bányászatban és az élelmiszeriparban, valamint a könnyűipar egyes ágazataiban csökkenő. A műszaki fejlődés üteme a nehézipari ágazatokban általában nagyobb, a könnyűipari ágazatokban általában kisebb. A korrigált eredmények ágazatközi eltérései egymással és az összevont iparcsoportokkal valamint az állami ipar egészével összehasonlítva reálisnak tűnnek, és összhangban vannak a más forrásokból származó ismereteinkkel. Ez az eredmény nagy jelentőségűnek tűnik, hiszen annak bizonyítása, hogy az ágazatok egy részében csökkenő, más részében pedig határozottan növekvő hozadék érvényesül, a fejlesztési politika kialakítása szempontjából alapvető fontosságú.

4. Teljesen más a helyzet a helyettesítési folyamat paramétereinek, a helyettesítési határáránynak és a helyettesítési rugalmasságnak az esetében. A kapott eredmények nagyon sok esetben irreálisak, ami megbízhatatlanná teszi még a reálisnak tekinthető értékeket is. A helyzetet tovább nehezíti, hogy a számítási eljárás nem ad olyan statisztikai kritériumot, melynek alapján megítélhetnénk az eredmények megbízhatóságát. Az érzékenységi vizsgálatok eredményei azt mutatják, hogy a legkisebb négyzetek klasszikus módszerének alkalmazásától e tekintetben nem várhatunk lényegesen jobb eredményeket, és hogy a korrelációs indexnek illetve az eltérések négyzetösszegének alakulása alapján sok esetben nem határozható meg a helyettesítési határáránynak és a helyettesítési rugalmasságnak az értéke. Ezekkel a negatív eredményekkel kapcsolatban ugyanakkor rá kell mutatni arra, hogy számításaink szerint a volumen hozadéka illetve a műszaki fejlődés üteme nagymértékben független a helyettesítési határárány és a helyettesítési rugalmasság értékétől, és így az utóbbiak bizonytalansága nem befolyásolja az előbbiekre vonatkozó eredményeink felhasználhatóságát.

5. Arra a következtetésre kellett jutnunk, hogy a helyettesítési határárány és a helyettesítési rugalmasság meghatározását más módszerek felhasználásával kell megkísérelnünk. Célszerűnek látszik egy olyan vizsgálat, amely az egységnyi munkaerő felszabadításához szükséges beruházás nagyságát és esetleg a helyettesítési rugalmasság alakulását üzemi vagy vállalati szintű, technológiai jellegű adatokból kiindulva elemzi. A javasolt új módszerrel kapott eredményeket az ebben a tanulmányban leírt módszer segítségével elemezve kitűnik majd, hogy a helyettesítési folyamat paramétereire kapott új eredmények mennyiben módosítják a növekedési folyamat paramétereinek értékét. Úgy látszik tehát, hogy a helyettesítési és növekedési folyamat paramétereit esetleg teljesen különböző eljárással lehet meghatározni, sőt esetleg valamennyi termelési függvény paraméter meghatározását legalább részben mikroökonómiai, technológiai jellegű adatokra célszerű alapozni. Az ezzel kapcsolatos kutatást már megindítottuk; a módszertani elgondolást a következő tanulmányban ismergetjük.

6. Külön fel kell hívnunk a figyelmet egy olyan szempontra is, melyet a részletek elemzése során nem említettünk. A meg nem testesült műszaki fejlődés itt számított üteme szinte valamennyi iparágban a nemzetközi összehason-

lítások értelmében túlságosan gyorsnak tűnik. Nagyonis valószínű, hogy nem csupán azért kaptuk ezeket a nagy értékeket, mert a berendezésekben megtestesült műszaki fejlődést nem vettük külön figyelembe, hanem azért is, mert egyes burkolt árváltozások az ilyen számításokban műszaki fejlődésnek mutatkoznak. Ennek a torzításnak a mértékét, sajnos, nem lehet meghatározni az itt felhasznált módszerrel.

7. Befejezésül utalunk kell arra, hogy következtetéseinket bizonyos mértékig módosítja az a tény, hogy 1968-as árbázisú meghosszabbított adatsorok alapján végzett számításaink a helyettesítési rugalmasságra lényegesen megbízhatóbbnak tűnő eredményeket adtak. Úgy látszik, hogy a legkisebb négyzetek klasszikus módszerének felhasználhatóságát illető megjegyzéseinket új számításaink befejezése után esetleg korrigálnunk kell.

(Beérkezett: 1971. szeptember 3.)

IRODALOM

1. ARROW, K. J.—CHENERY, H. B.—MINHAS, B. S.—SOLOW, R. M.: Capital-labor substitution and economic efficiency. The Review of Economics and Statistics, XLIII (1961). 235—250.
2. MIHÁLYFFY L.—SZAKOLCZAI GY.: Az állóeszköz állomány optimális növekedési üteme a létszám-változás ütemére vonatkozó különböző feltevések függvényében. Az egy szektoros modell alapján végzett számítások eredményei. Országos Tervhivatal Távlati Tervek Főosztálya és INFELOR Rendszertechnikai V., Budapest, 1970 május, 45 + 11 + 35 o.
- 2a. MIHÁLYFFY L.—SZAKOLCZAI GY.: Az állóeszköz-állomány optimális növekedési üteme. Gazdaság, V (1971) 83—106. o.
3. RÁCZ J.: Az állóalapok és a termelés összefüggése a magyar iparban. Budapest, Akadémiai Kiadó, 1966. 331. o.
4. RIMLER J.: A termelési függvények elméletéről. Közgazdasági Szemle, XIII (1966) 1067—80. o.
5. RIMLER J.: A munka és állóalap korlátozott helyettesíthetőségéről. Közgazdasági Szemle, XIV (1967) 1072—82. és 1224—34. o.
6. SIMON GY.: A termelési tényezők szerepe a termelékenység alakulásában. Közgazdasági Szemle, XVI (1969) 56—70. o.
7. STAHL J.—SZAKOLCZAI GY.: Obobsenie proizvozsztvennue funkcii sz posztójannoj elaszticsnosztju zamesenyija. Ekonomika i matematicheszkie metodü. III (1967) 509—522. o.
8. SZAKOLCZAI GY.—PÜLÖSKEI P.: Termelési függvények felírása technológiai adatok alapján. SZIGMA 1972/1. sz. 25. o.
9. SZAKOLCZAI GY.—STAHL J.: Ágazati termelési függvények a magyar iparban. Közgazdasági Szemle, XIV (1967) 739—57. o.
10. SZAKOLCZAI GY.—STAHL J.: Erklärungen von Produktion und Produktionspotential durch CES-Funktionen für Ungarn und USA. IFO-Studien, 13 (1967) 59—94 o.
11. SZAKOLCZAI GY.—STAHL J.: Increasing or decreasing returns to scale in the constant elasticity of substitution production function. The Review of Economics and Statistics LI (1969) 84—90.
12. Az ártervezés ökonometriai modelljének eredményei IV.: Az állóeszköz állomány optimális növekedési üteme. Az egy szektoros modell alapján végzett számítások eredményei. Országos Anyag- és Árhivatal és INFELOR Rendszertechnikai V., Budapest, 1970 május, 83 + 8 + 54 o.
13. Az ártervezés ökonometriai modelljének eredményei V.: Az állami ipar termelési függvényei (20 iparesopontra). Országos Anyag- és Árhivatal és INFELOR Rendszertechnikai V., Budapest, 1970 július, 45 + 19 o.

14. A gépipari tervezés ökonometriai modelljének munkaanyagai I.: A munkaerő felzabádító beruházások gazdaságosságának elemzése. Helyzetfelmérő előzetes tanulmány. Kohó- és Gépipari Minisztérium Távlati Fejlesztési Főosztály és INFELOR Rendszertechnikai V., Budapest, 1970 november, 48 o.
15. A gépipari tervezés ökonometriai modelljének munkaanyagai III.: A trendszámítások és a termelési függvények felhasználása előrebecslési célokra a kohászat és gépipar távlati tervezésében. Kohó- és Gépipari Minisztérium Távlati Fejlesztési Főosztály és INFELOR Rendszertechnikai V. Budapest, 1970 december, 136 o.
16. Ipari Adattár 1960—1965. I—II. kötet. Központi Statisztikai Hivatal—Statisztikai Kiadó. Budapest, 1966. 707. ill. 549 o.
17. Az ipari munkások és a kisegítő alkalmazottak létszámának megoszlása végzett tevékenységük jellege szerint. 1964. május 25. Statisztikai Időszaki Közlemények 1965/12. (71. kötet) Központi Statisztikai Hivatal—Statisztikai Kiadó, Budapest, 1965. 157 o.
18. Az ipari munkások és a kisegítő alkalmazottak létszámának megoszlása végzett tevékenységük jellege szerint. 1969. május 30. Statisztikai Időszaki Közlemények 1969/12. (146. kötet). Központi Statisztikai Hivatal—Statisztikai Kiadó, Budapest, 1969. 222 o.
19. A népgazdasági ártervezés kiinduló adatainak dokumentációja I.: Munkaügyi adatok. Országos Anyag- és Árhivatal, Budapest, 1968 szeptember, 80 o.
- 19a. A népgazdasági ártervezés kiinduló adatainak dokumentációja II.: Az állóeszközökre vonatkozó adatok. Országos Anyag- és Árhivatal, Budapest, 1969 szeptember, 51 o.
20. Statisztikai Évkönyv 1965. Központi Statisztikai Hivatal—Statisztikai Kiadó, Budapest, 1966. XII + 423 o.
21. Statisztikai Évkönyv 1967. Központi Statisztikai Hivatal—Statisztikai Kiadó, Budapest, 1968, XII + 435 o.

RECENT RESULTS AND SOME METHODOLOGICAL EXPERIENCES IN CALCULATING SECTORAL CES PRODUCTION FUNCTIONS

The paper gives an account on the results of production function calculations based on data from 20 industrial sectors of the Hungarian state-owned industry. These calculations were based on the generalized CES production function, allowing decreasing or increasing returns, and carried out in an iterative way by the method of least squares. The data were taken from publications of the Central Statistical Office and, in some cases, from estimations based thereupon.

The analysis of results enabled us to draw the conclusion that two parameters describing the growth process, the rate of technological progress and of returns to scale can be satisfactorily determined with these methods. It has turned out that in the mining and manufacturing industries as a whole and especially in engineering and in some sectors the rate of the returns to scale is increasing, in the mining and food industry as well as in some sectors of the light industry it is decreasing. The rate of technological progress is, in general, higher in the heavy industry, and lower in the light and food industries. In many cases we have not received realistic results as regards the basic parameters of the substitution process: the marginal rate and the elasticity of substitution, which made unreliable even the results that had seemed realistic. In this case, in order to get practically applicable parameter combinations we were often forced to suppose that the marginal rate of substitution equals the capital-labour ratio and the elasticity of substitution equals unity, corresponding to the Cobb-Douglas case.

For the further clearing up of the question we carried out sensitivity analyses. It turned out, on one hand, that sometimes greatly different values of substitution parameters led to an insignificant change in the correlation coefficient, and on the other hand, that the parameters of the substitution process and those of the growth process are greatly independent from each other. This amounted to the conclusion that it would be reasonable to look for some other method to determine the parameters of the substitution process.

НОВЫЕ РЕЗУЛЬТАТЫ И НЕКОТОРЫЕ МЕТОДОЛОГИЧЕСКИЕ ОПЫТЫ
РАСЧЕТОВ ОТРАСЛЕВОЙ ПРОИЗВОДСТВЕННОЙ ФУНКЦИИ CES

Статья показывает результаты расчетов производственных функций, произведенных на основе данных 20 промышленных групп венгерской государственной промышленности. Эти расчеты были произведены итеративным методом с помощью метода наименьших квадратов на основе обобщенной функции CES, допустимой и повышающейся доход. Исходными данными служили цифры ЦСУ или, в некоторых случаях оценки на основе этих цифр.

На основе анализа результатов мы пришли к выводу, что такими методами можно определить два параметра, описывающих процесс роста, т. е. темпы роста технического прогресса и доход объема. Выяснилось, что доход объема целиком в добывающей промышленности и в обрабатывающей промышленности, а внутри этого особенно в машиностроительной промышленности и в некоторых отраслях обрабатывающей промышленности повышается, а в добывающей промышленности и в пищевой промышленности, а также в некоторых отраслях легкой промышленности снижается. Темп роста технического развития в отраслях тяжелой промышленности обычно больше, а в легкой и пищевой промышленности меньше. Но для основных параметров процесса субституции, т. е. для предельной пропорции субституции и для эластичности субституции мы получили во многих случаях нереальные значения, что сделало недостоверными и те результаты, которые казались реальными. Таким образом во многих случаях для комбинации параметров, используемых и на практике, мы должны были предполагать, что предельная пропорция субституции равняется технической вооруженности работы, и эластичность субституции — соответствует единичному значению случая Коб-Догласа.

Для дальнейшего уяснения вопроса мы производили исследования чувствительности. Из них выяснилось, что с одной стороны значения параметров процесса субституции, которые часто в значительной мере различаются друг от друга, привели к чуть заметным различиям коэффициента, а с другой стороны — параметры процесса субституции и процесса роста в большей мере независимые друг от друга. Ввиду этого мы пришли к выводу, что было бы целесообразно искать какой-то другой метод для определения параметров процесса субституции.