

Baráth, Lajos; Hockmann, Heinrich; Szilárd, Keszthelyi; Gábor, Szabó

Article — Published Version

A teljes tényezősz termelékenység változásának forrásai a magyar mezőgazdaságban (2001–2006)

Statisztikai Szemle

Provided in Cooperation with:

Leibniz Institute of Agricultural Development in Transition Economies (IAMO), Halle (Saale)

Suggested Citation: Baráth, Lajos; Hockmann, Heinrich; Szilárd, Keszthelyi; Gábor, Szabó (2009) : A teljes tényezősz termelékenység változásának forrásai a magyar mezőgazdaságban (2001–2006), Statisztikai Szemle, ISSN 0039-0690, Központi Statisztikai Hivatal, Budapest, Vol. 87, Iss. 5, pp. 471-492,
<https://www.ksh.hu/statisztikai-szemle-archivum#/year/2009?c=s#05>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/302620>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.



<https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>

A teljes tényezős termelékenység változásának forrásai a magyar mezőgazdaságban (2001–2006)

Baráth Lajos,

a Debreceni Egyetem tudomá-
nyos segédmunkatársa

E-mail: lbarath@agr.unideb.hu

Heinrich Hockmann,

az IAMO Institut tudományos
főmunkatársa

E-mail: hockmann@imao.de

Keszthelyi Szilárd,

az Agrárgazdasági Kutató Inté-
zet osztályvezetője

E-mail: keszthelyi.szilard@aki.gov.hu

Szabó Gábor,

a Debreceni Egyetem egyetemi
tanára

E-mail: szabog@agr.unideb.hu

Az európai uniós csatlakozást követő években a magyar mezőgazdaság helyzetét különböző szempontok szerint több szerző is elemezte. A teljes tényezős termelékenység (total factor productivity – TFP) vonatkozásában viszont – a szerzők tudomása szerint – ebben az időszakban nem született elemzés. A TFP változását indexszámokon és a termelési folyamat modellezésén alapuló technikák segítségével lehet mérni. Az utóbbiak előnye, hogy alkalmazásukkal a TFP növekedése összetevőire bontható fel.

A termelési technológia az általánosan elterjedt gyakorlat szerint két fő eljárás, a Data Envelopment Analysis (DEA), valamint a Stochastic Frontier Analysis (SFA) segítségével modellezhető. A hagyományos DEA- és SFA-modellek a teljes tényezős termelékenység értékének felülbecsléséhez vezethetnek, mivel valamennyi üzem esetén homogén technológia alkalmazását feltételezik. Ezért a szerzők egy heterogenitás kezelésére alkalmas SFA-modell adataiból kiindulva, a *Caves–Christensen–Diewert* [1982] által javasolt multilaterálisan konzisztens index segítségével végeztek elemzést. E módszer használatával az egyéni és a társas vállalkozások TFP-jének összehasonlítására is lehetőségük nyílt. Az adatbázist az Agrárgazdasági Kutató Intézet (AKI) által gondozott tesztüzemi adatbázis jelentette.

TÁRGYSZÓ:

Termelékenység.

Mezőgazdaság.

Indexszámok.

A magyar mezőgazdaság jövedelmi helyzetét, strukturális változásait az európai uniós csatlakozást követő években több szerző is elemezte, többek között Szabó [2007b], Laczka [2007], Kapronczai [2007a], Udovecz–Popp–Potori [2007], Kovács [2006], Szabó [2007a] foglalkoztak ezekkel a kérdésekkel.

A teljes tényezősz termelékenység¹ tekintetében viszont – tudomásunk szerint – ugyanebben az időszakban nem született elemzés².

A TFP-t mérő módszereket két fő csoportra oszthatjuk: direkt és indirekt módszerekre. A direkt módszerek indexszámításokon alapulnak, míg az indirekt módszerek a termelési folyamat matematikai módszerrel történő becslésén.

Az ismeretlen termelési technológia becslésére két fő módszer áll rendelkezésre: a determinisztikus és nemparaméteres Data Envelopment Analysis (DEA), valamint a paraméteres és sztochasztikus Stochastic Frontier Analysis (SFA). A kettő közül a DEA a rugalmasabb, mivel használata során nem szükséges meghatározni az input-output kapcsolatot leíró speciális függvényformát; viszont ez az érzékenyebb a kiugró értékekre és az adatokban levő mérési hibákra. Az érzékenység problémája gyorsan változó környezetben működő szervezetek (gazdasági ágak) esetében gyakrabban jelentkezhet.

Az SFA viszont komoly elméleti feltételezést kíván, egyrészt a termelési függvény alakját, másrészt a nem hatékonyan termelő üzemek eloszlását illetően. E módszer alkalmazásakor ugyanakkor kevésbé jelentkeznek a kiugró értékek és a mérési hibák okozta problémák, mivel a hatékonyságszámítás során a termelési függvény meghatározása sztochasztikus. Mindkét módszer széles körben használt a nyugati (Brümmer–Glauben–Thijessen [2002], Abdulai–Tietje [2007]) és a közép- és kelet-európai országok mezőgazdaságának elemzésére (Hockmann–Pieniadz [2007], [2008]; Bokusheva–Hockmann [2006]; Latruffe et al. [2004], [2005]).

E módszerek előnyeit és hátrányait mérlegelve elemzésünkhöz az SFA-módszert választottuk. Az SFA (csakúgy, mint a DEA) ún. hagyományos modelljei homogén technológia alkalmazását feltételezik valamennyi termelő számára, ami félrevezető képet adhat, és ezáltal hibás következtetések levonásához vezethet. Mindezek figyelembevételével cikkünkben a termelési technológiát egy randomkoefficiens-modell segítségével mutatjuk be, ami egyaránt alkalmas a véletlenszerű folyamatok és az üzemek közötti heterogenitás kezelésére.

¹ A teljes tényezősz termelékenység egyik elemének, a technikai hatékonyságnak az alakulását Bakucs et. al. [2006] és Fogarasi [2008] elemezték.

² A magyar mezőgazdaság teljes tényezősz termelékenységét az 1990-es években Mészáros Sándor [1990], [1991] több tanulmányában is vizsgálta. Szabó [2003] a többtényezősz termelékenység mezőgazdasági számlarendszer adatain alapuló számításáról közölt cikket.

Célkitűzésünk a következő három kérdés megválaszolása volt:

1. Hogyan változott a teljes tényezős termelékenység a magyar mezőgazdaságban a 2001 és 2006 közötti időszakban?
2. Melyek a teljes tényezős termelékenység változásának meghatározó komponensei?
3. Megfigyelhető-e különbség a teljes tényezős termelékenység és tényezőinek alakulásában az egyéni gazdaságok és a társas vállalkozások között?

Az első és a második kérdés megválaszolásakor a teljes tényezős termelékenység időbeli változását mérjük, melyet a legtöbb index lehetővé tesz. A harmadik kérdésben szereplő csoportok közötti összehasonlítás viszont olyan index alkalmazását teszi szükségessé, ami eleget tesz a tranzitivitás követelményének. Ezért a teljes tényezős termelékenység mérésére a *Caves–Christensen–Diewert* [1982] által javasolt, EKS módszer³ alapuló indexet használtuk, mely tranzitív és multilaterálisan konzisztens.

A magyar mezőgazdaság teljesítményének vizsgálatára alapvetően három adatbázis áll rendelkezésre: a mezőgazdasági számlarendszer (MSZR), a tesztüzemi rendszer (TR) és a kettős könyvvitelt vezető mezőgazdasági üzemek beszámolóján alapuló APEH-adatbázis. Fő különbség a gazdaságok lefedettségében, valamint az adatok aggregáltsági fokában található az adatbázisok között (*Kapronczai* [2007b]). Mi az elemzés során a tesztüzemi rendszer adatait használtuk, mivel a mezőgazdasági számlarendszer és az APEH adatbázisa nem teszi lehetővé az egyéni gazdaságok és a társas vállalkozások közötti összehasonlítást.

1. A termelés modellezésének rövid elméleti áttekintése

A termelés folyamatát matematikailag többféleképpen (halmazokkal, termelési függvényekkel stb.) írhatjuk le. Egy output és több input esetében az alkalmazott technológiát termelési függvényekkel jellemezhetjük.

Tegyük fel, hogy I számú termelőről állnak rendelkezésünkre adatok, akik N inputot használnak egy output előállításához. Ebben az esetben a termelési függvény modellje a következőképpen írható fel:

$$y_i = f(\mathbf{x}'_i, \boldsymbol{\beta}) * TE_i, \quad /1/$$

³ Az EKS elnevezés *Éltető, Köves* [1964] és *Szulc* [1964] neveinek kezdőbetűiből származik, akik a nemzetközi összehasonlítások során fellépő indexszámítási problémákat vizsgálták.

ahol y_i az i -edik termelő kibocsátása, $i = 1, 2, \dots, I$, $\mathbf{x}_i$ az i -edik termelő által használt N input vektora, és $\boldsymbol{\beta}$ a technológiai paraméter vektora. A TE_i pedig az i -edik termelő output orientációjú technikai hatékonysága. A technikai hatékonyság a megfigyelt és a potenciális kibocsátás hányadosaként definiálható. Ha a megfigyelt output eléri a potenciális outputot, $TE_i = 1$, minden más esetben $TE_i < 1$, ami a potenciálisnál kisebb hatékonyságot fejez ki.

A technikai hatékonyság definícióját az /1/ egyenlet egyszerű átrendezéséből a következőképpen írhatjuk fel:

$$TE_i = \frac{y_i}{f(\mathbf{x}_i'; \boldsymbol{\beta})}. \quad /2/$$

A /2/ egyenletben a termelési függvény $f(\mathbf{x}_i', \boldsymbol{\beta})$ determinisztikus. A determinisztikus modellek hátrányai – melyek később a sztochasztikus modellek kialakulásához vezettek –, hogy nem veszik figyelembe az adatokban levő, a függvnyspecifikációból eredő esetleges statisztikai hibákat, valamint a termelők ellenőrzésétől független véletlenszerű folyamatokat.

A sztochasztikus termelési függvények használatát elsőként – egymástól függetlenül – *Aigner–Lovell–Schmidt* [1977], valamint *Meeusen–van den Broeck* [1977] javasolta. A technikai hatékonyság ezek esetében a következő:

$$TE_i = \frac{y_i}{f(\mathbf{x}_i', \boldsymbol{\beta}) * \exp\{v_i\}}. \quad /3/$$

Ugyanis a sztochasztikus termelési függvény két részből áll: egy determinisztikus $f(\mathbf{x}_i', \boldsymbol{\beta})$ és egy sztochasztikus $\exp\{v_i\}$ részből; ez utóbbi feladata a determinisztikus modellek előzőekben említett hibáinak korrigálása.

Az első SFA-modellek (ún. „alapmodellek”) 1977. évi megjelenését követően az SFA-modellek számos variációja jött létre, melyekről *Kumbhakar–Lovell* [2003] és *Fried–Lovell–Schmidt* [2008] nyújtottak áttekintést. E modellek utóbbi években végbement fejlődésének eredményeképpen már létezik olyan fajtájuk is, amely a mintában az üzemek közötti nem megfigyelhető heterogenitást is képes kezelni, lehetővé téve ezzel az üzemek teljesítményének pontosabb megítélését. A hagyományos modellek esetében ugyanis az alapfeltételezés az, hogy valamennyi üzem homogén technológiát alkalmaz, azaz valamennyi termelő ugyanazzal a termelési függvénnyel szembesül. A heterogén technológia figyelmen kívül hagyása a potenciálisan elérhető technológiai színvonaltól való lemaradás mértékének (és ezen keresztül a teljes tényező termelékenység) felülbecsléséhez, valamint ezáltal hibás következtetések levonásához vezethet.

Az elemzésünkhöz ezért olyan modellt választottunk, amely alkalmas az üzemek közötti nem megfigyelhető heterogenitás kezelésére. Ennek leírását a következő fejezet tartalmazza.

2. Az elméleti modell és az alkalmazott módszerek

Elméleti modellünk a panellmodellekhez tartozik. A modellhez $i = 1, 2, \dots, N$ számú termelőről $t = 1, 2, \dots, T$ év adatai álltak rendelkezésre. A technológia jellemzésére transzlog típusú termelési függvényt használtunk ($\ln f(\mathbf{x}_{it}^e, t, m)$):

$$\ln f(\mathbf{x}_{it}, t, m) = \alpha_0 + \alpha_\phi \ln \phi_{it} + \frac{1}{2} \ln \phi_{it}' \mathbf{A}_{\phi\phi} \ln \phi_{it}, \quad /4/$$

$$\text{ahol} \quad \ln \phi_{it} = [\ln \mathbf{x}' \quad t \quad m_i]', \quad \alpha_\phi = [\alpha'_x \quad \alpha_t \quad \alpha_m] \text{ és}$$

$$\mathbf{A}_{\phi\phi} = \begin{bmatrix} \mathbf{A}_{xx} & \alpha_{xt} & \alpha_{xm} \\ \alpha'_{xt} & \alpha_{tt} & \alpha_{tm} \\ \alpha'_{xm} & \alpha_{tm} & \alpha_{mm} \end{bmatrix}.$$

A $K \times 1$ -es $\mathbf{x}$ vektor fizikai inputot jelöl. A t változót az idő jellemezésére használtuk, mellyel a technológiai változást mérjük. Az m változó az egyes gazdaságokban alkalmazott termelési tényezők termelékenysége közötti, a mintán keresztül nem megfigyelhető eltérések jelölésére szolgál. (A különbség az egyes üzemek által használt inputok minőségének eltéréséből, a menedzsment színvonalában levő különbségekből, az üzemszervezési differenciákból stb. adódhat.⁴)

Ha feltételezzük, hogy m_i aktuális értéke nem szükségszerűen egyezik meg annak optimális értékével (m_i^*), a technikai hatékonyságot a következőképpen határozhatjuk meg:

$$\ln TE_{it} = \ln f(\mathbf{x}_{it}, t, m_i) - \ln f(\mathbf{x}_{it}, t, m_i^*), \quad /5a/$$

$$\ln f(\mathbf{x}_{it}, t, m_i) - \ln f(\mathbf{x}_{it}, t, m_i^*) \leq 0. \quad /5b/$$

⁴ Kimutatható, hogy a /4/ egyenletben meghatározott specifikáció megfelel az ún. „inputmódosító” reprezentációnak, ahol az effektív inputfelhasználás meghatározása a következő: $\mathbf{x}_{it}^e = \mathbf{x}_{it} e^{\tau t} e^{\mu m_i}$. Az $\mathbf{x}_{it}^e$ az effektív (valódi, tényleges) input-felhasználást, az $\mathbf{x}_{it}$ a megfigyelt input-felhasználást, az m_i a heterogenitás jellemzésére használt üzemspecifikus változót, az i az egyes üzemeket, a t pedig az időt jelöli.

Az /5b/ egyenlőtlenség – összhangban az előző bekezdéssel – azt fejezi ki, hogy csak az az üzem lehet technikailag hatékony, amelynél az üzemspecifikus hatás aktuális értéke (m_i) egyenlő annak optimális értékével (m_i^*).

Az /5a/ egyenlet közvetlenül nem használható az empirikus becslések elvégzéséhez, mivel sem az m_i , sem az m_i^* nem megfigyelhető; viszont az *Álvarez–Arias–Greene* [2003], [2004] által kialakított formában illeszthető, amely az eddigiek (/4/ egyenlet; /5b/ egyenlőtlenség) alapján a következőképpen írható fel:

$$y_{it} = \ln f(\mathbf{x}_{it}, t, m_i^*) + \ln TE_{it}, \text{ illetve} \quad /6a/$$

$$y_{it} = \ln f(\mathbf{x}_{it}, t, m_i^*) - u_{it}, \text{ ahol } u_{it} = -\ln TE_{it}. \quad /6b/$$

A /6a/, illetve /6b/ egyenletek a szimulált maximum likelihood (maximum simulated likelihood) technika segítségével illeszthetők a következő eloszlásokat feltételezve: $\ln TE_{it} \sim N^+(0, \sigma_u)$, $m_i^* \sim \bullet(0, 1)$. A ($\bullet$) azt jelöli, hogy m_i^* bármilyen eloszlást 0 várható értékkel és egységnyi varianciával követhet. Továbbá, a modell illesztése során a véletlenszerű folyamatok jelölésére a $v_{it} \sim N(0, \sigma_v)$ -t használjuk.⁵

A technikai hatékonyság TE_{it} az előzők alapján a következőképpen írható fel:

$$\ln TE_{it} = \gamma_0 + \gamma_t t + \gamma_x' \ln \mathbf{x}_{it}, \text{ ahol} \quad /7/$$

$$\gamma_0 = \alpha_m (m_i - m_i^*) + \frac{1}{2} \alpha_{mm} (m_i^2 - m_i^{*2}),$$

$$\gamma_t = \alpha_{tm} (m_i - m_i^*),$$

$$\gamma_x = \alpha_{xm} (m_i - m_i^*).$$

A /7/ egyenlet alapján a technikai hatékonyság nagyságát három tényező befolyásolja. Az első az időben változatlan, üzemspecifikus hatást jelöli, a másik két tényező pedig az m^* kapcsolatát fejezi ki az idővel és az inputok volumenével.

Az m_i^* értéke a következő szimuláció révén határozható meg (*Álvarez–Arias–Greene* [2004]):

$$\hat{E}[m_i^* | \mathbf{y}_i, \mathbf{X}_i, \boldsymbol{\delta}] = \frac{\frac{1}{R} \sum_{r=1}^R m_{i,r}^* \hat{f}(\mathbf{y}_i | t, m_{i,r}^*, \mathbf{X}_i, \boldsymbol{\delta})}{\frac{1}{R} \sum_{r=1}^R \hat{f}(\mathbf{y}_i | t, m_{i,r}^*, \mathbf{X}_i, \boldsymbol{\delta})}, \quad /8/$$

⁵ Feltételezzük, hogy a technikai hatékonyság ($\ln TE_{it}$) független fél-normális eloszlású (N^+) random változó, 0 várható értékkel és σ_u varianciával; míg a véletlenszerű „zajkomponens” (v_{it}) független normális (N) eloszlású random változó, 0 várható értékkel és σ_v varianciával.

ahol $\hat{E}$ a várható érték, $m_{i,r}^*$ az m_i^* sokaságból vett minta, R a mintavételek száma, és $\hat{f}$ az i -edik gazdaságra vonatkozó likelihood függvény, aminek az értékét a becsült paraméterek és az $m_{i,r}^*$ jelenlegi értéke határozza meg. A δ vektor jelöl minden olyan paramétert, amelyeket becsülni kell. A nagybetű használata az inputok és az outputok esetében arra utal, hogy a likelihood függvény minden i üzemre vonatkozóan meghatározásra kerül.

Az m_i^* értékének segítségével meghatározhatjuk a hatékonyság nagyságát (Jondrow–Lovell–Materov [1982]; Álvarez–Arias–Greene [2003], [2004]):

$$-\ln TE_{ij} = E[u_{it} | \varepsilon_{it}, m_i^*] = \frac{\sigma\lambda}{(1+\lambda)^2} \left[\frac{\phi\left(-\lambda \frac{\varepsilon_{it} | m_i^*}{\sigma}\right)}{\Phi\left(-\lambda \frac{\varepsilon_{it} | m_i^*}{\sigma}\right)} - \lambda \frac{\varepsilon_{it} | m_i^*}{\sigma} \right], \quad /9/$$

ahol

$$\begin{aligned} \lambda &= \sigma_u / \sigma_v, \quad \sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2, \quad \varepsilon_{it} = v_{it} + \ln T_{it}, \\ \phi &- \text{a standard normális eloszlás eloszlásfüggvénye,} \\ \Phi &- \text{a standard normális eloszlás sűrűségfüggvénye.} \end{aligned}$$

Diewert [1976] kimutatta, hogy a Törnquist–Theil-index (TTI) egyértelműen meghatározza az inputváltozásból adódó változások nagyságát a termelésben, ha az alapul szolgáló termelési függvény transzlog típusú. A /9/ egyenletben meghatározott termelési függvény esetében a Törnquist–Theil-index a következőképpen írható fel:

$$\ln TTI = \frac{1}{2} \sum_j \left[(\varepsilon_{it,j_0} + \varepsilon_{ik,j_0}) (\phi_{it,j} - \phi_{ik,j}) \right], \quad /10/$$

$$\text{ahol } \varepsilon_{it,j_0} = \frac{\partial \ln f(\mathbf{x}_{it}, t, m_i)}{\partial \phi_j} \quad \text{és } j \in \{\mathbf{x}_{it}, t, m_i\}.$$

Diewertet követően Caves, Christensen és Diewert [1982] mutatták ki, hogy milyen módon alakítható át a TTI a multilaterálisan konzisztens összehasonlítások céljából. Az index meghatározása során a minta átlagtól vett eltérését használták:

$$\ln TTI = \frac{1}{2} \sum_j \left[\left(\varepsilon_{it,j_0} + \bar{\varepsilon}_j \right) \left(\phi_{it,j} - \bar{\phi}_j \right) + \bar{\varepsilon}_j \bar{\phi}_j - \varepsilon_{it,j_0} \phi_{it,j} \right]. \quad /11/$$

A TFP-számítás során, ha egy adott változó változását mérjük, nincs szükség aggregálásra, az index egyszerűen az átlagtól vett eltérést jelöli.

Így az output (ψ) és a technikai hatékonyság (υ) esetében az indexek a következőképpen alakulnak:

$$\ln \psi_{it} = \ln y_{it} - \overline{\ln y_{it}} \quad \text{és} \quad \upsilon_{it} = \ln TE_{it} - \overline{\ln TE_{it}}. \quad /12/$$

A /11/ egyenletben meghatározott index több tényező (a megfigyelt inputváltozás, a technológiai változás és a nem megfigyelhető heterogenitásváltozás) együttes hatását tartalmazza. Ezeket szétválasztva a következő egyenletekhez jutunk:

$$\ln \sigma_{it}^{VRS} = \frac{1}{2} \sum_{j=1}^K \left[\left(\varepsilon_{it,j_0} + \overline{\varepsilon_j} \right) \left(\ln \mathbf{x}_{it,j} - \overline{\ln \mathbf{x}_{it,j}} \right) + \overline{\varepsilon_j} \overline{\ln \mathbf{x}_{it,j}} - \overline{\varepsilon_{it,j}} \overline{\ln \mathbf{x}_{it,j}} \right], \quad /13a/$$

$$\text{ahol} \quad \varepsilon_{it,j} = \frac{\partial \ln f(\mathbf{x}_{it,j}, t, m_i)}{\partial \ln \mathbf{x}_{it,j}}.$$

$$\ln \chi_{it} = \frac{1}{2} \left[\left(\varepsilon_t + \overline{\varepsilon_t} \right) \left(t - \overline{t} \right) + \overline{\varepsilon_t} \overline{t} - \overline{\varepsilon_t t} \right], \text{ ahol } \varepsilon_t = \frac{\partial \ln f(\mathbf{x}_{it,j}, t, m_i)}{\partial t}. \quad /13b/$$

$$\ln \eta_{it} = \frac{1}{2} \left[\left(\varepsilon_{m_0} + \overline{\varepsilon_m} \right) \left(m_i - \overline{m_i} \right) + \overline{\varepsilon_m} \overline{m_i} - \overline{\varepsilon_m m_i} \right], \text{ ahol } \varepsilon_m = \frac{\partial \ln f(\mathbf{x}_{it,j}, t, m_i)}{\partial m_i}. \quad /13c/$$

A /13a/ felső indexében szereplő *VRS* (variable returns to scale) a változó mérethozadékot jelöli.

A termelési frontier⁶ által meghatározott kibocsátás így komponenseire bontható: a termelési tényezők intenzitásából adódó különbségek /13a/, a technológiai változás /13b/ és a heterogenitás /13c/ hatásaira.

A TFP változását általában az outputok és az inputok átlagos változásának hányadosaként határozhatjuk meg. Ez grafikusán az origóból induló egyenesek közötti eltérésnek felel meg, és egyben azt is jelenti, hogy állandó mérethozadékot (constant returns to scale – CRS) feltételezünk.

⁶ A termelési függvény (production function) és a termelési frontier (production frontier) szinonim kifejezések. A hatékonysággal és a termelékenységgel foglalkozó irodalmakban a termelési frontier kifejezés használata terjedt el, hangsúlyozva azt a tényt, hogy a függvény a technikailag megvalósítható maximális kibocsátást adja meg (Coelli et al. [2005]).

Ha a /13a/, a /13b/ és a /13c/ egyenletekben leírt hatások alapján akarjuk a TFP változásának egyes forrásait meghatározni, módosítanunk kell a változó mérethozadék alapján meghatározott egyenletet:

$$\ln \sigma_{it} = \ln \sigma_{it}^{VRS} - \ln \sigma_{it}^{CRS}, \quad /14/$$

$$\text{ahol } \ln \sigma_{it}^{CRS} = \frac{1}{2} \sum_{j=1}^K \left[\left(\varepsilon_{it,j}^s + \overline{\varepsilon_j^s} \right) \left(\ln \mathbf{x}_{it,j} - \overline{\ln \mathbf{x}_{it,j}} \right) + \overline{\varepsilon_j^s} \overline{\ln \mathbf{x}_{it,j}} - \varepsilon_{it,j}^s \overline{\ln \mathbf{x}_{it,j}} \right]$$

$$\text{és } \varepsilon_{it,j}^s = \frac{\varepsilon_{it,j}^s}{\sum_{j=1}^K \varepsilon_{it,j}^s}.$$

Ezekkel az átalakításokkal a TFP és egyes forrásai a következőképpen határozhatók meg:

$$\ln TFP_{it} = \ln \psi_{it} - \ln \sigma_{it}^{CRS} = \ln \sigma_{it} + \ln \chi_{it} + \ln \eta_{it} + \ln \upsilon_{it}. \quad /15/$$

SE TCH HET TE

A TFP változása így négy komponensre, a *méretgazdaságosság* (scale efficiency – SE), a *technológiai változás* (technological change – TCH), a *gazdaságok közötti heterogenitás* (heterogeneity – HET) és a *technikai hatékonyság* (technical efficiency – TE) hatására bontható.

3. Felhasznált adatok

Az európai uniós csatlakozással bővültek azok a lehetőségek, amelyek segítségével képet kaphatunk a magyar mezőgazdaság helyzetéről. Kiépítésre került két olyan jövedeleminformációs rendszer, a mezőgazdasági számla- és a tesztüzemi rendszer, amelyek felhasználásával széleskörűen elemezhető a mezőgazdaság teljesítménye. A tanulmányhoz mi a tesztüzemi rendszer 2001–2006. évi gazdaságsoros „egyensúlyi” paneladatait⁷ használtuk.

⁷ Egyensúlyi panel alatt azt értjük, ha valamennyi év azonos számú megfigyelést tartalmaz. A tesztüzemi rendszerből/-be ki- és beléphetnek az üzemek, így abban eltérő a különböző években a gazdaságok száma. A számítás során ezért csak azokat az üzemeket vettük figyelembe, amelyekről valamennyi vizsgált évben rendelkezésre álltak adatok.

A tesztüzemi rendszer adatgyűjtéséből származó adatok kétféle adatbázisban kerülnek feldolgozásra, kielégítve mind a hazai kormányzat információs igényeit, mind az Európai Unió által előírt adatszolgáltatási kötelezettséget. Ezek közül az egyik a magyar adózási és egyéb törvényeknek, míg a másik az EU követelményeinek felel meg. Mi ez utóbbit használtuk tanulmányunkban, egyrészt mivel – tudomásunk szerint – még nem született ez alapján elemzés a magyar mezőgazdaság teljesítményének vizsgálatáról, másrészt így könnyebben összehasonlíthatók az eredmények az EU tagországainak hasonló adataival.

A számításhoz egy outputot (Y) (a bruttó kibocsátást) és négy inputot (a munkát (A), a mezőgazdasági területet (B), a tőkét (K) és a folyó termelőfelhasználásokat (V)) használtunk. A bruttó hozzáadott érték folyó áras adatait a Központi Statisztikai Hivatal mezőgazdasági termelői árindexével defláztuk. Földinputként az üzemek által használt (hektárban kifejezett) mezőgazdasági területet, munkainputként az összesített, fizetett és nem fizetett munkaerőt is tartalmazó éves munkaerőegységet (ÉME-t) alkalmaztuk. Számításunkban tőkeként a tesztüzemek birtokában levő befektetett eszközök értéke szerepelt. A tőke és a folyó termelőfelhasználások folyó áras adatait a beruházási javak, illetve a folyó termeléshez használt ráfordítások árindexével defláztuk.

A felhasznált változókról, jelölésükről és a mintát jellemző leíró statisztikáról az 1. táblázat nyújt áttekintést. (A táblázat már a deflált értékeket tartalmazza.)

1. táblázat

A modell változói és egyes jellemzői

Változó	Jelölés	Átlag	Szórás	Minimum	Maximum
2001. évben					
Bruttó kibocsátás	Y	349,9	917,6	1,6	9 486,6
Tőke	K	163,0	307,6	2,1	3 378,5
Folyó termelőfelhasználás	V	225,7	603,1	1,0	7 451,6
ÉME	A	8,8	21,2	1,0	218,0
Mezőgazdasági terület	B	291,5	627,0	1,0	5 736,0
2002. évben					
Bruttó kibocsátás	Y	341,8	839,2	2,0	9 109,9
Tőke	K	184,9	320,7	1,7	3 020,3
Folyó termelőfelhasználás	V	228,3	599,0	1,7	7 417,3
ÉME	A	9,1	21,1	1,0	199,0
Mezőgazdasági terület	B	300,1	627,8	1,0	5 736,0

(A táblázat folytatása a következő oldalon.)

(Folytatás.)

Változó	Jelölés	Átlag	Szórás	Minimum	Maximum
2003. évben					
Bruttó kibocsátás	<i>Y</i>	329,9	777,0	2,3	7 534,6
Tőke	<i>K</i>	274,6	406,0	1,3	3 177,1
Folyó termelőfelhasználás	<i>V</i>	226,2	602,3	2,8	7 377,9
ÉME	<i>A</i>	8,9	20,1	1,0	190,0
Mezőgazdasági terület	<i>B</i>	300,8	628,8	1,0	6 184,0
2004. évben					
Bruttó kibocsátás	<i>Y</i>	398,3	975,2	3,7	9 079,1
Tőke	<i>K</i>	287,5	528,3	1,4	4 375,8
Folyó termelőfelhasználás	<i>V</i>	203,8	527,5	2,0	5 865,8
ÉME	<i>A</i>	8,3	18,8	0,1	176,8
Mezőgazdasági terület	<i>B</i>	313,5	642,0	1,9	5 669,5
2005. évben					
Bruttó kibocsátás	<i>Y</i>	359,6	919,4	1,5	10 632,1
Tőke	<i>K</i>	289,1	535,1	0,9	4 463,6
Folyó termelőfelhasználás	<i>V</i>	197,4	497,7	2,0	4 955,4
ÉME	<i>A</i>	8,0	18,0	0,1	181,4
Mezőgazdasági terület	<i>B</i>	312,9	623,9	0,7	5 336,0
2006. évben					
Bruttó kibocsátás	<i>Y</i>	351,6	869,1	1,5	10 632,1
Tőke	<i>K</i>	244,3	442,0	0,9	4 463,6
Folyó termelőfelhasználás	<i>V</i>	211,9	553,4	1,0	7 451,6
ÉME	<i>A</i>	8,5	19,5	0,1	218,0
Mezőgazdasági terület	<i>B</i>	305,7	628,3	0,7	6 184,0

Megjegyzés. Az átlag egyszerű számtani átlagot jelöl.

Forrás: Saját összeállítás AKI-adatok alapján.

4. Empirikus eredmények

A fejezet során elsőként a becsült termelési függvény paramétereinek, majd a teljes tényező termelékenység és összetevőinek bemutatására kerül sor.

4.1. A termelési függvény paraméterei

A termelési függvény illesztése során a változók a geometriai átlagukkal normalizáltak, így a kapott paraméterek az üzemek átlagára vonatkozóan output-elaszticitásként⁸ értelmezhetők.

2. táblázat

Az illesztett modell becsült paraméterei

Paraméter	Együttható	Másodrendű hatások paraméterei	Együttható
	Becsült random		
α_0	0,403***	α_{tt}	-0,011**
α_t	0,022***	α_{ta}	-0,018***
α_a	0,116***	α_{tb}	-0,005
α_b	0,103***	α_{tk}	0,011
α_k	0,119***	α_{tv}	0,010***
α_v	0,703***	α_{aa}	0,205***
	Nem megfigyelhető heterogenitás hatása	α_{bb}	0,103***
α_{0m}	-0,168***	α_{kk}	0,102***
α_{tm}	-0,020***	α_{vv}	0,081***
α_{am}	-0,247***	α_{ab}	-0,048***
α_{bm}	0,087***	α_{ak}	-0,011
α_{km}	0,010	α_{av}	-0,103***
α_{vm}	0,183***	α_{bk}	-0,017
α_{mm}	-0,933***	α_{bv}	-0,023*
		α_{kv}	-0,033**

Megjegyzés. *** 1 százalékos, ** 5 százalékos, * 10 százalékos szignifikanciaszint.

Forrás: Saját összeállítás AKI-adatok alapján.

A termelési függvény paramétereit a következő négy szempont alapján elemeztük: 1. a hatékonyság hiányának szerepe a véletlen hatással összevetve; 2. az egyes termelési tényezők outputra gyakorolt hatása; 3. a technológiai haladás; 4. a nem megfigyelhető véletlenszerű hatás inputra gyakorolt hatása.

A hatékonyság hiányának szerepét a véletlenszerű folyamatokhoz viszonyítva a λ paraméter segítségével vizsgálhatjuk. A λ a σ_u (0,45) és a σ_v (0,18) hányadosa-

⁸ Az output elaszticitás az output és az input százalékos változásának hányadosát mutatja meg (Samuelson–Nordhaus [2005]).

val egyenlő. Ha értéke 1-nél nagyobb, a technikai hatékonyság hiányának a véletlenszerű folyamatoknál nagyobb szerepe van. Esetünkben a λ értéke 2,5 (lásd a Függelék), így kijelenthetjük, hogy *a technikai hatékonyság hiánya jelentős szerepet játszik a magyar mezőgazdaság alakulásában.*

A termelési tényezők outputra gyakorolt hatását elemezve megállapíthatjuk, hogy a folyó termelőfelhasználások output-elaszticitása (α_v) a legmagasabb, mintegy 0,703-os értékkel. (A folyó termelőfelhasználások magas output-elaszticitása összhangban van a tesztüzemi rendszerben szereplő gazdaságok átlagos költségszerkezetével. Eszerint a folyó termelőfelhasználások a teljes költség mintegy 70 százalékát teszik ki (*Keszthelyi* [2007].)) A folyó termelőfelhasználásokat követően a munka ($\alpha_a = 0,116$) és a tőke ($\alpha_k = 0,119$) output-elaszticitása közel azonos értékű. A legkisebb output-elaszticitást a mezőgazdasági terület ($\alpha_b = 0,103$) esetében tapasztaltuk.

Az alkalmazott modell esetében a beépített „ t ” (idő)változó segítségével a technológiai változás mérésére is lehetőség nyílt. A technológiai változás ebben az esetben a termelési függvény elmozdulását fejezi ki. A vizsgált időszakban technológiai fejlődés figyelhető meg ($\alpha_t > 0$). A technológiai haladás modell által becsült értéke hatévi átlagban közel 2,2 százalék volt évente. A növekedési ráta ugyanakkor folyamatosan csökkent ($\alpha_{tt} < 0$). A technológiai haladás jellegét tekintve a munkaerő-megtakarítás ($\alpha_{ta} < 0$) és a folyó termelőfelhasználás ($\alpha_{tv} > 0$) hatása volt szignifikáns.

A nem megfigyelhető heterogenitást kifejező tényezőnek eltérő hatása volt az egyes inputok esetén: a munkánál (α_{am}) és a technológiai haladásnál (α_{tm}) negatív, míg a területnél (α_{bm}) és a folyó termelőfelhasználásoknál (α_{vm}) pozitív. A tőke vonatkozásában nem mutatkozott szignifikáns összefüggés. A nem megfigyelhető heterogenitásból adódó hatás konkrét természetét nem ismerjük, ezért e paraméterek részletesebb értelmezése nem lehetséges. Az erősen szignifikáns értékek ugyanakkor arra utalnak, hogy *e folyamatok figyelmen kívül hagyása a termelési függvény becslése során torzított eredményekhez vezethet.*

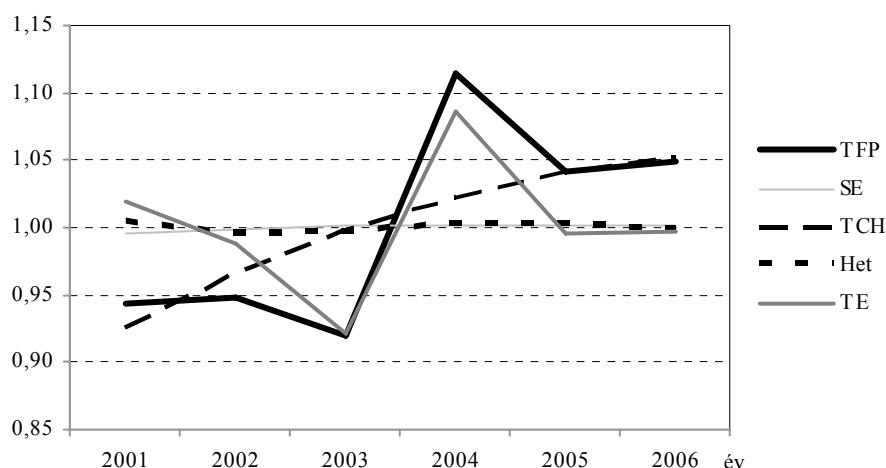
4.2. A TFP és komponenseinek alakulása

Az üzemek teljesítményének elemzésére a teljes tényezős termelékenység színvonalát (TFP_{it}) és időbeni változását (TFP_{it} / TFP_{it+k} ; $k = 1, \dots, K$) is felhasználhatjuk. Ahhoz, hogy adott időpontban az egyes üzemek vagy az egyes üzemek csoportjai egymással összehasonlíthatók legyenek, a tranzitivitás feltételének kell teljesülnie. Az általunk használt, Caves, Christensen és Diewert által javasolt EKS-típusú index eleget tesz a tranzitivitás követelményének, ezáltal a TFP időbeli változása mellett az egyéni és a társas vállalkozások teljesítményének összehasonlítására is lehetőségünk nyílt. Az alfejezet során elsőként a TFP szintjét és a TFP egyes meghatározóit ismer-

tetjük valamennyi gazdaságra, majd az egyéni gazdaságokra és a társas vállalkozásokra vonatkozóan, végül a TFP átlagos évi növekedési ütemét mutatjuk be.

Az 1. ábra valamennyi gazdaság teljes tényezős termelékenységének és összetevőinek alakulását mutatja. Az ábrán a TFP 2001–2006 közötti jelentős ingadozása figyelhető meg. Értéke 2003-ban volt a legkisebb, míg 2004-ben a legmagasabb. A két év közötti jelentős ingadozás alapvetően az időjárás hatásának tulajdonítható: míg a 2003-as év a mezőgazdasági termelés tekintetében rendkívül gyenge évnek számított, 2004-ben a legtöbb növény rekordtermést hozott.

1. ábra. A teljes tényezős termelékenység és összetevőinek alakulása, 2001–2006



Forrás: Saját számítás AKI-adatok alapján.

A kapott eredmény a magyar mezőgazdaság egy fontos jellemzőjére hívja fel a figyelmet, amit véleményünk szerint mind a hazai, mind az EU-szintű agrárpolitikai döntések során meg kell fontolni. Magyarország és a legtöbb kelet-közép-európai ország mezőgazdasága ugyanis érzékenyebben reagál az időjárás hatásaira, mint a 2004 előtt csatlakozott „rég” tagországoké, mely jelenségről már Szabó [2007b] is írt tanulmányában. Így az üzemek teljesítménye az időjárástól függően nagymértékű szóródást mutathat, ami kedvező időjárási viszonyok esetén könnyen egyes termékek túltermeléséhez vezet. Az időjárás hatása esetünkben a teljes tényezős termelékenységet a technikai hatékonyságon (TE-n) keresztül befolyásolja; azaz kedvezőbb időjárási feltételek között az egyébként gyengébb üzemek is közelebb kerülnek az adott technológiai színvonal mellett potenciálisan elérhető kibocsátáshoz. Kevésbé kedvező időjárás esetén viszont megnövekszik az üzemek technikai hatékonysága közötti

különbség, s ennek köszönhetően az átlagos TFP érték közel ± 10 százalékos eltérést is mutathat.

A teljes tényezős termelékenység nagyságát az általunk használt modell esetében a technikai hatékonyságon kívül a technológiai haladás (TCH), a méretgazdaságosság (SE) és az üzemek közötti nem megfigyelhető heterogenitást kifejező tényező (Het) határozza meg. A technikai hatékonyság után a második legfontosabb TFP-t meghatározó tényező a technológiai változás. A modellszámítás eredményei alapján megállapítható, hogy a vizsgált időszak alatt folyamatosan javult a technológia.

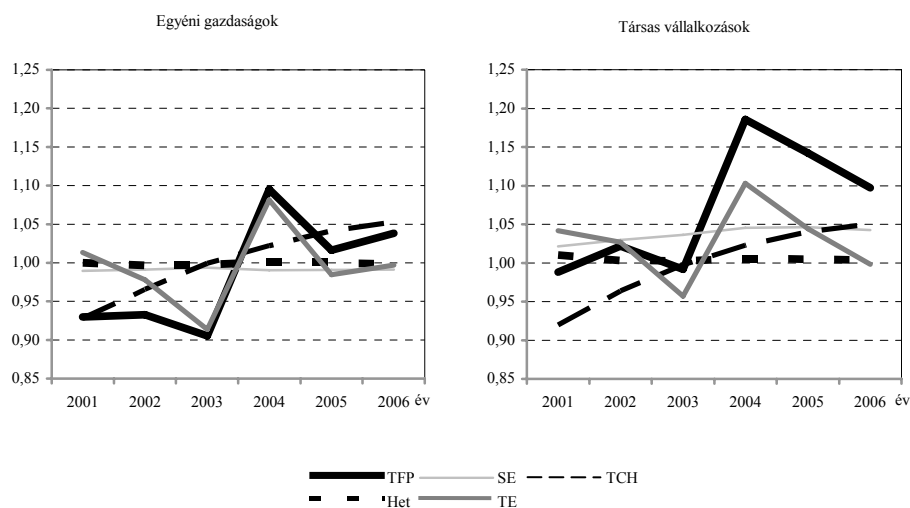
A TFP-t meghatározó fennmaradó két tényezőnek, a méretgazdaságosságnak és a heterogenitásnak az előzőkhöz képest csekélyebb hatása volt az eredmények alakulására. A heterogenitás gyakorlatilag állandó hatást gyakorolt és a méretgazdaságosság is csak minimális mértékben változott a vizsgált időszak alatt. Az utóbbinak 2001-ben és 2002-ben egy alatt volt az értéke, majd az ezt követő enyhe javulásnak köszönhetően egy körüli értéket mutatott. Ez arra utal, hogy minimálisan ugyan, de az üzemek közelebb kerültek az optimális méret eléréséhez. (Lásd az 1. ábrát.)

4.3. A TFP alakulása az egyéni gazdaságokban és a társas vállalkozásoknál

A tesztüzemi rendszer adatai alapján a vállalkozások többféleképpen, termelési irány, elhelyezkedés és jogi forma szerint csoportosíthatók. Mi az adatbázisban szereplő gazdaságokat jogi formájuk szerint osztályozva egyéni gazdaságokra és társas vállalkozásokra osztottuk. A társas vállalkozásokhoz – a szokásos csoportosításnak megfelelően – a korlátolt felelősségű társaságokat, a részvénytársaságokat és a szövetkezeteket soroltuk, míg az „egyéni gazdaságok” csoport az előző kategóriába nem tartozó gazdaságokat öleli fel.

A teljes tényezős termelékenység valamennyi vizsgált évben némileg magasabb volt a társas vállalkozások esetében az egyéni gazdaságokhoz képest, ami döntően a nagyobb technikai hatékonyságra vezethető vissza. A TFP egyes összetevőit elemezve megállapítható, hogy 2001 és 2006 között a technológiai haladás tekintetében nem mutatkozott különbség az egyéni és a társas vállalkozási szektor között. A méretgazdaságosság a várakozásoknak megfelelően a társas vállalkozások esetében volt magasabb. E különbség azonban nem tekinthető nagynak, ezért a két szektor teljesítménye közötti különbség kialakulásában nem játszott lényeges szerepet. A heterogenitás hatását tekintve szintén nem mutatkozott érdemi különbség. Bár értéke az egyéni gazdaságokban nagyobb volt, mint a társas vállalkozásoknál, a különbség mindössze századokban mérhető. (Lásd a 2. ábrát és a Függelékét.)

2. ábra. A teljes tényező termelékenység
és összetevőinek alakulása gazdálkodási formák szerint, 2001–2006



Forrás: Saját számítás AKI-adatok alapján.

4.4. A TFP (átlagos) évi növekedési üteme

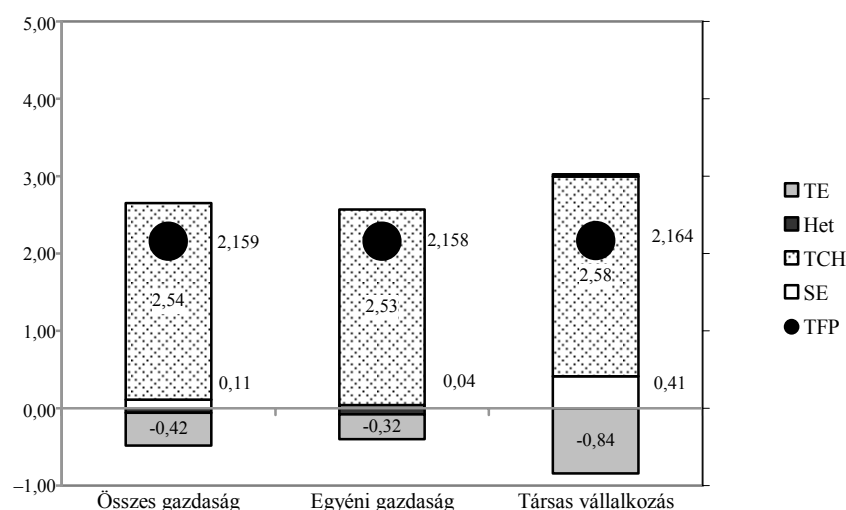
A 3. ábra alapján megállapítható, hogy a vizsgált időszak alatt a gazdaságok teljes tényező termelékenysége évente átlagosan 2,16 százalékkal növekedett. E növekedés gyakorlatilag teljes egészében a nagyobb technológiai fejlődésnek volt köszönhető, ami évi 2,54 százalékos növekedést mutatott átlagban. A technológiai fejlődés mellett a méretgazdaságosság minimális javulása járult a növekedéshez, évi 0,11 százalékkal. A vizsgált időszakban csökkent a technikai hatékonyság (évi –0,42 százalékkal), ami mérsékelte a technológiai haladás alapján elérhető növekedést. A nem megfigyelhető heterogenitást kifejező tényezőnek minimális hatása volt az értékek alakulására.

A teljes tényező termelékenység növekedése tekintetében az egyéni gazdaságok és a társas vállalkozások között gyakorlatilag nem figyelhető meg érdemi különbség. Az egyéni gazdaságok esetében a növekedés átlagosan évi 2,158 százalék, míg a társas vállalkozásoknál 2,164 százalék volt.

A növekedés forrásai ugyanakkor a két csoportban némileg eltérnek egymástól. A legnagyobb eltérés a méretgazdaságosság és a technikai hatékonyság értékének alakulásában mutatkozott. Míg az egyéni gazdaságok esetében a méretgazdaságosság-

ból származó növekedés gyakorlatilag nem játszott szerepet a TFP értékének alakulásában, a társas vállalkozások esetében érzékelhető hatása volt. Mindkét szektorban csökkent a technikai hatékonyság, de eltérő mértékben; az egyéni gazdaságok esetében évi 0,32, míg a társas vállalkozásoknál 0,8 százalékkal. A kapott eredmények alapján a két csoport eltérő stratégiájára következtethetünk: az egyéni gazdaságok a méretgazdaságosság helyett elsősorban a technikai hatékonyságuk társas vállalkozásokhoz mért hiányának csökkentésével próbálnak hozzájárulni a teljes tényezőss termelékenység növekedéséhez. A TFP további meghatározóiban nem mutatkozott lényeges különbség, hiszen mind a technológiai fejlődés, mind a heterogenitást kifejező véletlenszerű hatás tekintetében csupán századokban mérhető a két csoport közötti eltérés.

3. ábra. A teljes tényezőss termelékenység átlagos évi növekedési üteme és a növekedés forrásai, 2001–2006



Forrás: Saját számítás AKI-adatok alapján.

*

A tanulmányban egy heterogenitás kezelésére alkalmas SFA-modell adatai alapján a Caves, Christensen és Diewert által javasolt multilaterálisan konzisztens TFP-index segítségével végeztünk elemzést.

Az eredmények alapján a következő megállapítások tehetők.

Az illesztett modell főbb paraméterei erősen szignifikánsak voltak, mely alapján arra következtethetünk, hogy a választott modell alkalmas a magyar mezőgazdaság ter-

melési folyamatának jellemzésére. Szignifikáns értéket mutattak a nem megfigyelhető heterogenitás figyelembevételére alkalmazott változók is (a tőke kivételével), következésképpen ezek kihagyása az eredmények bizonyos fokú torzításához vezethet.

A vizsgált időszak alatt nőtt a modell eredményei alapján számított teljes tényező termelékenység. Ennek forrásait feltárva megállapítottuk, hogy az emelkedés szinte kizárólag a nagyobb technológiai haladásnak köszönhető.

A TFP alakulására a technikai hatékonyság változásának volt a második legnagyobb, de negatív irányú hatása. A TE értéke nagymértékű ingadozást mutatott az elemzett időszak során, ami egyértelműen az időjárás hatásának tulajdonítható. A vizsgált évek adatai véleményünk szerint a magyar mezőgazdaság azon fontos jellemzőjére hívják fel a figyelmet, hogy teljesítménye az időjárás hatásától függően akár ± 10 százalékos eltérést is mutathat. A technikai hatékonyság növelésére irányuló agrárpolitikai döntések tehát nemcsak a teljesítményt, hanem a termelés stabilizálását is elősegíthetik.

Egy másik fontos jelenség, hogy 2001 és 2006 között romlott a technikai hatékonyság. Mindez arra enged következtetni, hogy a magyar mezőgazdaságnak a technikai hatékonyság növelése terén jelentős tartaléka van, hiszen ha az elmaradó üzemek közelebb tudnának kerülni az élen járó gazdaságok technológiai színvonalához, növelhető lenne a kibocsátás. A hatékonyságromlást meghatározó tényezők napjainkban is tudományos viták alapját képezik. Bár ezek vizsgálata túlmutat a jelen dolgozat keretein, a kapott eredmények a téma kutatásának jelentőségére hívják fel a figyelmet.

A teljes tényező termelékenység alakulására a méretgazdaságosságnak és a nem megfigyelhető heterogenitásnak a technológiai fejlődéshez és a technikai hatékonysághoz képest szerény hatása volt.

Az egyéni gazdaságok és a társas vállalkozások teljesítményét összehasonlítva hasonlóságokat és különbségeket egyaránt tapasztaltunk. Míg a vizsgált időszakban a TFP átlagos évi növekedése és a technológiai fejlődés is hasonlóan alakult, a méretgazdaságosság és a technikai hatékonyság változásában a két csoport között egyértelmű eltérés mutatkozott. A társas vállalkozások méretgazdaságosságának javulása ugyanis nagyobb volt az egyéni gazdaságokénál. A technikai hatékonyság mindkét szektort jellemző romlása pedig az egyéni vállalkozásoknál csak kisebb mértékben jelentkezett. Az egyéni gazdaságok ez utóbbival tudták kompenzálni a társas vállalkozásokhoz viszonyítva elszenvedett hátrányukat a méretgazdaságosság növekedésének tekintetében.

Összességében megállapítható, hogy a teljes tényező termelékenység és forrása-
inak feltárásával hasznos következtetések levonására nyílt lehetőség, amelyek – meg-
ítélésünk szerint további kutatásokkal kiegészülve – hozzájárulhatnak a magyar me-
zőgazdaság teljesítményének javulásához, valamint a vidéki életszínvonal és a mun-
kalehetőségek növeléséhez.

Függelék

Variancia- és aszimmetriaparaméterek

Paraméter	Együttható	Paraméter	Együttható
σ_u	0,45	σ	0,486***
σ_v	0,18	λ	2,48***

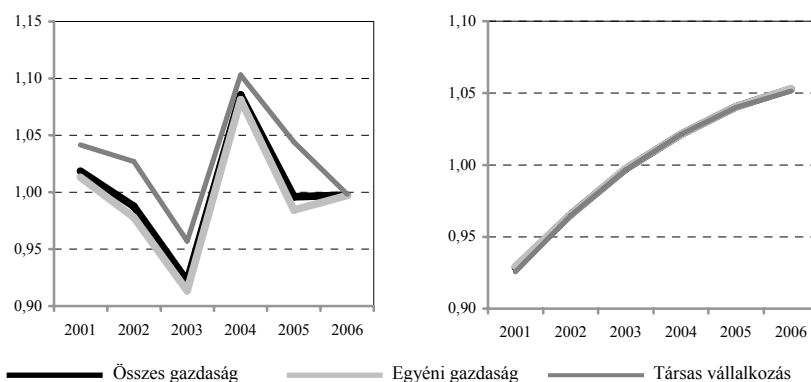
Megjegyzés. *** 1 százalékos szignifikanciaszint.

Forrás: Saját összeállítás AKI-adatok alapján.

A teljes tényezőss termelékenység összetevőinek alakulása az egyéni gazdaságok és a társas vállalkozások esetében, 2001–2006

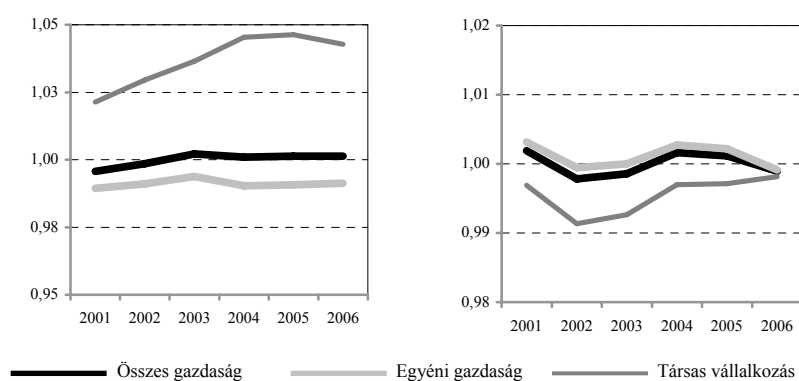
A technikai hatékonyság (TE)

A technológiai változás (TCH)



Méretgazdaságosság (SE)

A heterogenitásból adódó hatás (HET)



Forrás: Saját számítás AKI-adatok alapján.

Irodalom

- ABDULAI, A. – TIETJE, H. [2007]: Estimating Technical Efficiency Under Unobserved Heterogeneity with Stochastic Frontier Models: Application to Northern German Dairy Firms. *European Review of Agricultural Economics*. 34. évf. 3. sz. 393–416. old.
- AIGNER, D. J. – LOVELL, C. A. K. – SCHMIDT, P. [1977]: Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models. *Journal of Econometrics*. 5. évf. 1. sz. 21–37. old.
- ÁLVAREZ, A. – ARIAS, A. – GREENE, W. [2003]: *Fixed Management and Time Invariant Technical Efficiency in a Random Coefficient Model*. Department of Economics, Stern School of Business, New York University. Munkaanyag.
- ÁLVAREZ, A. – ARIAS, C. – GREENE, W. [2004]: *Accounting for Unobservables in Production Models: Management and Inefficiency*. Fundación Centro de Estudios Andaluces. Serie Economía. E2004/72. <http://public.centrodeestudiosandaluces.es/pdfs/E200472.pdf>
- BAKUCS L. Z. ET AL. [2006]: *Technical Efficiency of Hungarian Farms Before and After Accession*. Transition in Agriculture – Agricultural Economics in Transition III Conference. November 10–11. Budapest.
- BOKUSHEVA, R. – HOCKMAN, H. [2006]: Production Risk and Technical Inefficiency in Russian Agriculture. *European Review of Agricultural Economics*. 33. évf. 1. sz. 93–118. old.
- BRÜMMER, B. – GLAUBEN, T. – THIJSSEN, G. [2002]: Decomposition of Productivity and Growth Using Distance Functions: The Case of Dairy Farms in Three European Countries. *American Journal of Agricultural Economics*. 84. évf. 3. sz. 628–644. old.
- CAVES, D. W. – CHRISTENSEN, L. R. – DIEWERT, W. E. [1982]: Multilateral Comparisons of Output, Input, and Productivity Using Superlative Index Numbers. *The Economic Journal*. 92. évf. 365. sz. 73–86. old.
- COELLI, T. J. ET AL. [2005]: *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis. Second edition*. Springer Science. New York.
- DIEWERT, W. E. [1976]: Exact and Superlative Index Numbers. *Journal of Econometrics*. 4. évf. 2. sz. 115–145 old.
- ÉLTETŐ Ö. – KÖVES P. [1964]: Egy nemzetközi összehasonlításoknál fellépő indexszámítási problémáról. *Statistikai Szemle*. 42. évf. 5. sz. 508–518. old.
- FOGARASI, J. [2008]: *Farm Size and Determinants of Productive Efficiency in Hungarian Crop Production*. 2nd Halle Workshop on Efficiency and Productivity Analysis. Május 26–27. Halle.
- FRIED, H. O. – LOVELL, A. C. K. – SCHMIDT, S. S. [2008]: *Efficiency and Productivity*. Oxford University Press. Oxford.
- HOCKMANN, H. – PIENIADZ, A. [2007]: *Farm Heterogeneity and Efficiency in Polish Agriculture: A Stochastic Frontier Analysis*. 104th (Joint) EAAE-IAAE Seminar Agricultural Economics and Transition: “What was expected, what was observed, the lessons learned” Corvinus University of Budapest. Szeptember 6–8. Budapest.
- HOCKMANN, H. – PIENIADZ, A. [2008]: Betriebliche Heterogenität und Effizienz polnischer Familienbetriebe. IAMO 2008. 37–43. old. http://www.food-monitor.de/docs/medien/iamo/iamo2008_de.pdf
- JONDROW, J. C. – LOVELL, A. C. K. – MATEROV, I. [1982]: On the Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Function Model. *Journal of Econometrics*. 19. évf. 2–3. sz. 233–238. old.

- KAPRONCZAI I. [2000]: Az agrárinformációs rendszer elemei az EU-harmonizáció tükrében. *Statisztikai Szemle*. 78. évf. 4. sz. 212–224. old.
- KAPRONCZAI I. [2007a]: A mezőgazdaság gazdaságstruktúrája és jövedeleminformációs rendszerei. *Statisztikai Szemle*. 85. évf. 1. sz. 36–56. old.
- KAPRONCZAI I. [2007b]: *Információs rendszerek a közös agrárpolitika szolgálatában*. Szaktudás Kiadó Ház. Budapest.
- KESZTHELYI SZ. [2007]: A Tesztüzemi Információs Rendszer 2006. évi eredményei. *Agrárgazdasági Információk*. 5. sz. 1–39. old.
- KOVÁCS G. [2006]: A KAP-reform várható hatásai a mezőgazdasági üzemek termelésére és a földhasználati viszonyokra. *Agrárgazdasági Tanulmányok*. 4. sz. Budapest.
- KUMBHAKAR, S. C. – LOVELL, A. C. K. [2003]: *Stochastic Frontier Analysis*. Cambridge University Press. Cambridge.
- LACZKA É. [2007]: A magyar mezőgazdaság az EU-csatlakozás körüli években, 2000–2005. *Statisztikai Szemle*. 85. évf. 1. sz. 5–20. old.
- LATRUFFE, L. ET AL. [2004]: Determinants of Technical Efficiency of Crop and Livestock Farms in Poland. *Applied Economics*. 36. évf. 12. sz. 1255–1263. old.
- LATRUFFE, L. ET AL. [2005]: Technical and Scale Efficiency of Crop and Livestock Farms in Poland: Does Specialization Matter? *Agricultural Economics*. 32. évf. 3. sz. 281–296. old.
- MEEUSEN, W. – VAN DEN BROECK, J. [1977]: Efficiency Estimation from Cobb–Douglas Production Function with Composed Error. *International Economic Review*. 18. évf. 1. sz. 435–444. old.
- MÉSZÁROS S. [1990]: *A gazdasági hatékonyság értelmezése, mérése, nemzetközi összehasonlítása és növelésének tényezői a magyar élelmiszer-termelés főbb vertikumaiban*. OTKA tanulmány. AKI. Budapest.
- MÉSZÁROS S. [1991]: A hatékonyság alakulása az EK és Magyarország mezőgazdaságában. *Gazdálkodás*. 35. évf. 9. sz. 1–13. old.
- SAMUELSON, P. A. – NORDHAUS, W. D. [2005]: *Közgazdaságtan*. Akadémiai kiadó. Budapest.
- SZABÓ, G. [2007a]: *Changes in the Structure of Agricultural Production, Farm Structure and Income in Hungary in the Period of 2004–2006*. 104th (Joint) EAAE-IAAE Seminar, Corvinus University of Budapest. Szeptember 6–8. Budapest.
- SZABÓ P. [2003]: Mezőgazdasági termelékenységi mutatók. *Gazdaság és Statisztika*. 54. évf. 4. sz. 56–63. old.
- SZABÓ P. [2007b]: Az EU-csatlakozás hatása a mezőgazdasági jövedelemre. *Statisztikai Szemle*. 85. évf. 1. sz. 21–35. old.
- SZULC, B. J. [1964]: Indices for Multi-regional Comparisons. *Przeegląd Statystyczny (Statistical Review)*. 3. évf. 3. sz. 239–254. old.
- UDOVECZ G. – POPP J. – POTORI N. [2007]: Alkalmazkodási kényszerben a magyar mezőgazdaság. Folytatódó lemaradás vagy felzárkózás? *Agrárgazdasági Tanulmányok*. 7. sz. Budapest.

Summary

After EU accession the Hungarian agriculture has been analysed by many authors from a variety of aspects. Total Factor Productivity (TFP), however, has not been investigated, to the best of

our knowledge. TFP can be measured by index number techniques or with the help of production technology modelling. The advantage of the latter alternative is that it allows to separate TFP growth into different components. The production technology is usually modelled by two alternative methods: Data Envelopment Analysis (DEA) and Stochastic Frontier Analysis (SFA). The conventional DEA and SFA models, though, may lead to the overestimation of the Total Factor Productivity change, since they assume homogenous technology for all producers. For this reason, in our paper we used an SFA model, which is suited to deal with heterogeneity, to provide the basis for an analysis with a multilateral consistent index as suggested by *Caves–Christensen–Diewert* [1982]. This allowed us to draw comparisons of TFP between family farms and companies. The data were provided by the Farm Accountancy Data Network of the Research Institute of Agricultural Economics.