

BARÁTH LAJOS–FERTŐ IMRE

Heterogenitás és technikai hatékonyság – a magyar specializált szántóföldi növénytermesztő üzemek esete

A cikkben paneladatokat segítségével a magyar gabonatermesztő üzemek 2001 és 2009 közötti technikai hatékonyságát vizsgáljuk. A technikai hatékonyság szintjének becslésére egy hagyományos sztochasztikus határok modell (SFA) mellett a látens csoportok modelljét (LCM) használjuk, amely figyelembe veszi a technológiai különbségeket is. Eredményeink arra utalnak, hogy a technológiai heterogenitás fontos lehet egy olyan ágazatban is, mint a szántóföldi növénytermesztés, ahol viszonylag homogén technológiát alkalmaznak. A hagyományos, azonos technológiát feltételező és a látens osztályok modelljeinek összehasonlítása azt mutatja, hogy a gabonatermesztő üzemek technikai hatékonyságát a hagyományos modellek alábecsülhetik.*

Journal of Economic Literature (JEL) kód: Q12.

Már régóta empirikus kutatások tárgya a technikai hatékonyság vállalati szintű vizsgálata. A becslésre két fő módszer terjedt el az empirikus irodalomban: a nem paraméteres, lineáris programozáson alapuló burkolófelület-elemzés (*Data Envelopment Analysis, DEA*) és a sztochasztikus határ ökonometriai módszeren alapuló, paraméteres meghatározása (*Stochastic Frontier Analysis, SFA*).¹ A technikai hatékonyság becslésekor több módszertani problémával szembesülhetünk, az egyik lényeges kérdés a technológiai heterogenitás kezelése. A termelési vagy költségfüggvények becslésekor az a kiinduló feltevés, hogy valamennyi üzem azonos technológiát alkalmaz, azaz az adatokra egy közös termelési határfüggvény illeszthető. Természetes, hogy egy ágazatban az egyes vállalatok eltérő technológiákat is alkalmazhatnak. A hagyományos modellek azonban nem veszik figyelembe a cégek közötti vagy a vállalatok termelési környezetéből adódó technológiai különbségeket, ami torzítja a

* Baráth Lajos köszönetet mond az OTKA 0038. számú programjának és a svájci *A biztosítás hatása a magyar növénytermesztő üzemek gazdasági teljesítményére* című programnak. A szerzők köszönetet mondanak az Agrárgazdasági Kutató Intézetnek a teszttüzemi adatok rendelkezésre bocsátásáért.

¹ Szokásos elméleti hivatkozás: Coelli és szerzőtársai [2005], Kumbhakar–Knox Lovell [2000], átfogó empirikus áttekintést nyújt például Bravo-Ureta és szerzőtársai [2007].

becslést. Ha a technológiai különbségek megléte valószínűsíthető, akkor közös termelési határfüggvény illesztése minden bizonnyal nem a „valós” technológiai szintet reprezentálja (*Orea–Kumbhakar* [2004]). A technológiai heterogenitás kezelése a mezőgazdasági elemzésekben különösen fontos (*Alvarez és szerzőtársai* [2012]). Feltehetően az átalakuló országok esetében mindez még inkább igaz, mivel ezekben az országokban nagyobbak lehetnek a technológiai különbségek az üzemek között a nyugat-európai gazdaságokhoz viszonyítva.

Az eltérő technológiák becslésére a módszerek két fő csoportját különböztethetjük meg. Az első csoport a leggyakrabban használt, úgynevezett kétlépcsős módszer. Az első lépésben a mintát valamilyen *a priori* információ alapján felosztjuk, és a második lépésben a különböző csoportokra különböző termelési határfüggvényt illesztünk. A második csoporthoz tartozó, fejlettebbnek tekintett módszerek ökonometriai eljárás segítségével veszik figyelembe a technológiai különbségeket, és úgy teszik lehetővé a technikai hatékonyság becslését, hogy egy lépésben határozzák meg a potenciális termelési szintet. Ez utóbbi módszerek fő képviselői: a véletlen paraméter (*random parameter models, RPM*) és a látens csoport (*latent class models, LCM*) modellek (lásd többek között *Greene* [2005], *Orea–Kumbhakar* [2004], *Alvarez és szerzőtársai* [2012], *Alvarez–Corral* [2010], *Sauer–Morrisson Paul* [2013]). A kétlépcsős módszerek hátránya, hogy egyetlen exogén *a priori* információ valószínűleg nem meríti ki valamennyi, az üzemek között fennálló technológiai különbséget. Ezzel szemben az egylépcsős módszerek az adatokban lévő valamennyi információt felhasználják (*Alvarez és szerzőtársai* [2012]).

A látenscsoport-modellek (LC) használatával, számos előnyös tulajdonságuk ellenére, a magyar mezőgazdaság technikai hatékonyságának vizsgálatáról még nem készült elemzés, és tudomásunk szerint az átalakuló országok mezőgazdaságának vizsgálatára sem használták eddig. Többnyire nyugat-európai országok mezőgazdaságát, azon belül is elsősorban a tejtermelő szektort vizsgálták ezzel a módszerrel. Elemzésünk tárgyául több okból is a magyar specializált növénytermesztő üzemeket választottuk. Egyrészt, a szántóföldi növénytermesztés hagyományosan fontos szerepet tölt be a magyar mezőgazdaságban. A hatékonysági tartalékok feltárásának ezért különösen nagy lehet a jelentősége. Másrészt, a szántóföldi növénytermesztést – szemben az állattenyésztés különböző ágazataival – általában homogén technológiával jellemzik. A specializált szántóföldi üzemek vizsgálata ezért módszertani szempontból is hozzájárulhat a látenscsoport-modellek mezőgazdasági empirikus elemzésével kapcsolatos irodalomhoz: rávilágíthat arra, hogy az alapvetően homogénebbnek tartott szántóföldi növénytermesztés esetében feltárhatók-e látens technológiai különbségek, és ha igen, ezeknek milyen hatása van a technikai hatékonyság nagyságára.

Elemzésünk célja, hogy megvizsgáljuk, milyen hatékonysági tartalékok találhatók a magyar szántóföldi növénytermesztésben – különös tekintettel a technológiai heterogenitásra. Először ismertetjük a növénytermesztésben az elmúlt évtizedben végbement legfontosabb változásokat. Ezt követően áttekintjük a magyar mezőgazdaság hatékonyságával kapcsolatban utóbbi években megjelent cikkek eredményeit. Majd bemutatjuk az adatokat és az elemzés módszereit, amit az eredmények ismertetése követ. Végezetül megfogalmazunk néhány következtetést.

A növénytermesztés strukturális változásai és jellemzői a 2000-es években

A szántóföldi növénytermesztés hagyományosan a magyar mezőgazdaság egyik kulcságazata. A növénytermesztő üzemek teszik ki az összes üzem mintegy 40 százalékát, ezek az üzemek használják a földterület 60 százalékát, és állítják elő a bruttó termelési érték több mint harmadát (*Pesti-Keszthelyi* [2010]). A mezőgazdaságon belül ez a szektor integrálódott legjobban a nemzetközi kereskedelemben, ezeknek a termékpályáknak a legjobb a szervezethez, és ezen üzemek által előállított termékek teszik ki az agrárexport legnagyobb részét (uo.). A szakirodalomban közkeletű az a nézet, hogy Magyarország a gabonafélék termesztésében versenyképes, míg az állattenyésztésben nem (*Jámbor* [2009]). A következőkben röviden áttekintjük, hogy az utóbbi évtizedben milyen változások mentek végbe e szektorban, pontosabban az üzemi struktúra, a kibocsátás, a felhasznált inputok és az átlaghozamok változásaival foglalkozunk.

Az üzemi struktúra változásait a gazdaságszerkezeti összeírások (gszö) adatai alapján vizsgáljuk.² Az 1. táblázat jól mutatja a magyar mezőgazdaság üzemi struktúrájának egyik fő jellegzetességét, a duális szerkezetét. Látható, hogy az üzemek számát tekintve közel 60 százaléka az üzemeknek 1 európai méretegység (eume)³ alatt gazdálkodik, a mezőgazdaságilag használt területnek viszont mindössze 4,4 százaléka kerül 1 eume alatti gazdaságban megművelésre. A legnagyobb méretkategóriákat nézve (100 eume felett) megállapítható, hogy az üzemek 0,6 százaléka található e méretkategóriában, és ezek művelik az összes mezőgazdasági terület közel 40 százalékát. Az időbeli változást nézve, a táblázat adataiból látható, hogy a 16 eume alatti nagyságkategóriákban művelt mezőgazdasági terület nagysága csökken, e fölött növekszik.

Az 1. ábra a gabona és ipari növények kibocsátási volumenének változását mutatja. A kibocsátás és az inputok változásának vizsgálatához a mezőgazdasági számlarendszer adatait használtuk.

Az 1. ábrán jól látható, hogy a gabona és az ipari növények kibocsátásának volumene nagymértékű hullámzást mutat a vizsgált időszakban. Egyértelmű tendencia nem figyelhető meg, a kiugró években a kibocsátási volumen jelentősen meghaladhatja az átlagos évek értékeit; 2004-ben például több mint 80 százalékkal volt magasabb a gabona és ipari növények kibocsátása, mint a 2000-es évek elején. A nagymértékű hullámzás gazdasági eredményre gyakorolt hatására hívja fel a figyelmet *Harangi-*

² A gazdaságszerkezeti összeírások 2009-ig a standard fedezeti hozzájárulás (sfh) alapú tipológiát használták az üzemméret és a tevékenységi irány meghatározására, 2010-től viszont már az új, a standard termelési érték (sté) alapút. Magyarország esetében 2007 az utolsó év, amikor a sfh alapú tipológia szerint rendelkezésre állnak adatok, így az üzemi struktúrára 2000 és 2007 között álltak rendelkezésünkre összehasonlítható adatok.

³ Európai méretegység (eume): a gazdaságok ökonómiai méret (üzemméret) szerinti osztályozásának egysége. 1 eume megfelel 1200 euró sfh-értéknek. A standard fedezeti hozzájárulás (sfh): az egyes jellemző mezőgazdasági tevékenységek esetében, adott régióban az átlagos helyzetnek megfelelő bruttó árértéke, amely a bruttó termelési érték és a közvetlen változó költségek különbsége (<http://www.ksh.hu/docs/hun/agraar/html/fogalomtar.html>).

1. táblázat

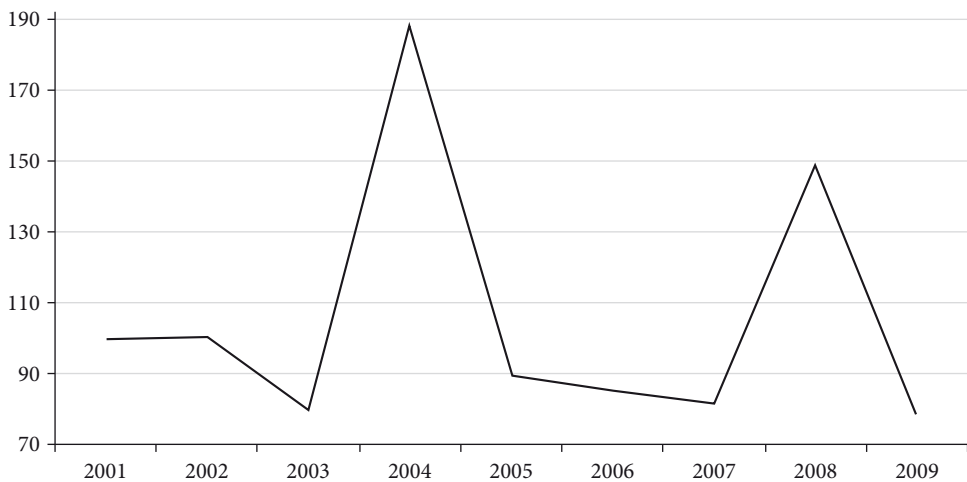
A specializált gabonaféléket, olajos magvakat és fehérjenövényeket termesztő üzemek számának és az üzemek által használt mezőgazdasági területnek a megoszlása (százalék)

Eume	Üzemek számának megoszlása				Használt mezőgazdasági terület megoszlása			
	2000	2003	2005	2007	2000	2003	2005	2007
< 1	58,1	46,7	49,3	47,1	4,4	2,9	2,2	1,8
1–1,9	14,3	17,2	14,8	14,7	4,8	3,8	2,8	2,3
2–3,9	12,5	14,7	12,8	12,8	8,6	6,6	5,0	4,2
4–7,9	7,8	9,7	9,6	9,3	10,5	8,9	7,8	6,2
8–15,9	4,1	5,8	6,0	6,5	10,9	11,2	10,1	8,9
16–39,9	1,8	3,7	4,7	5,8	10,9	16,2	17,4	17,6
40–99,9	0,8	1,7	2,0	2,8	12,2	17,4	18,6	21,0
100–249,9	0,4	0,4	0,5	0,7	16,0	11,4	12,2	13,4
250 <	0,2	0,3	0,3	0,4	21,8	21,6	23,8	24,4
Összesen	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Forrás: saját összeállítás az Eurostat adatai alapján.

1. ábra

A gabona és ipari növények kibocsátási volumenének változása (2001 = 100 százalék)



Forrás: KSH.

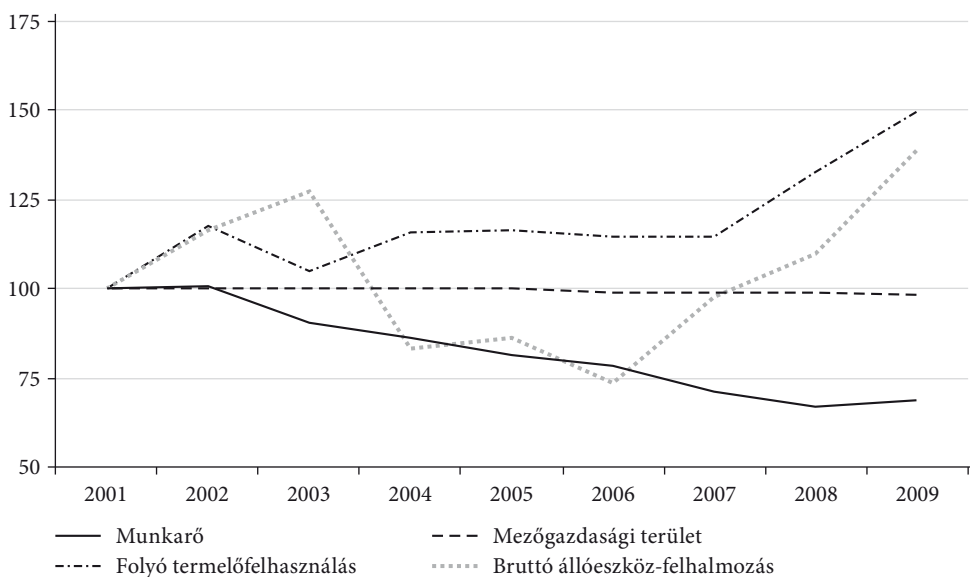
Rákos–Szabó [2010], a mezőgazdasági szervezetek gazdálkodásának eredményességét vizsgálva a 2002–2009 közötti időszakban. A szerzőpáros megállapította, hogy az adózás előtti eredmény alakulását döntően az időjárási viszonyok függvényében erősen hullámzó üzleti tevékenység határozza meg, de jelentős módosító tényezőként szerepel a pénzügyi műveletek tartós és tendenciájában egyre növekvő negatív egyenlege is.

A kibocsátás jelentős ingadozásával kapcsolatban Kapronczai István megjegyzi: „Ezek a meredek ingadozások a talaj tápanyag-ellátottságának hiányosságaira, valamint az alacsony technológiai színvonalra is ráirányítják a figyelmet.” (Kapronczai [2010] 77. o.). Ez utóbbi megállapítás megerősíti a különböző technológiák feltárásának és a technológiai színvonal (technikai hatékonyság) vizsgálatának fontosságát.

A kibocsátást követően a fő inputok változását (2. ábra) vizsgáltuk.⁴ A felhasznált inputok változásáról megállapítható: a mezőgazdasági terület esetében figyelhető meg a legkisebb változás; a mezőgazdasági munkaerő változása egyértelműen csökkenő trendet mutat.

2. ábra

Az inputok változása (2001 = 100 százalék)



Forrás: KSH.

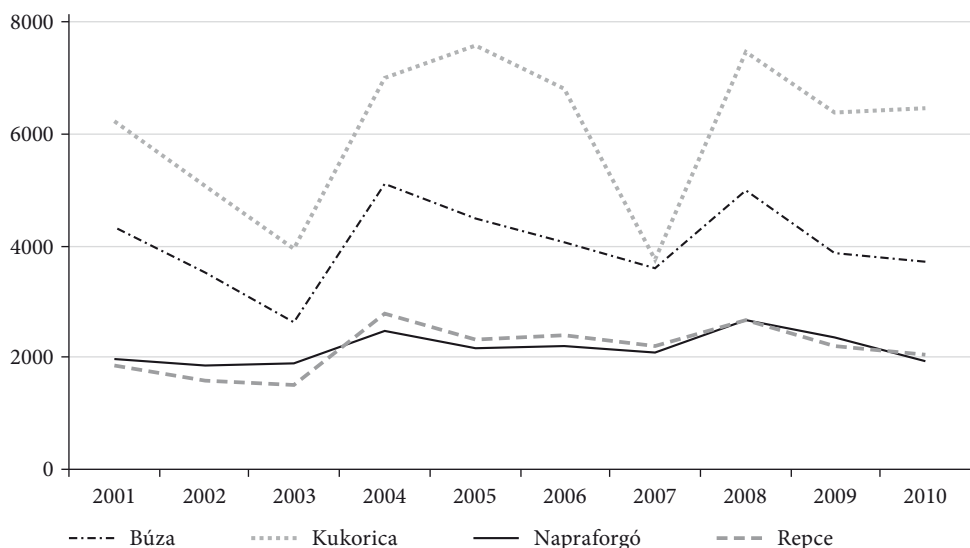
A bruttó állóeszköz-felhalmozás volumene mutatja a legnagyobb hullámmzást: a vizsgált időszak elején növekedett, majd visszaesett, az időszak végén pedig újra növekedésnek indult. A folyó termelőfelhasználás esetében a hullámmzások mellett alapvetően növekedési tendencia figyelhető meg.

A 3. ábra az átlaghozamok alakulását mutatja. Megállapítható, hogy az országos átlaghozamok nem növekedtek a vizsgált időszak alatt. A kibocsátáshoz hasonlóan jelentős hullámmzás figyelhető meg: a búza és kukorica esetében erőteljesebb az ingadozás, a napraforgó és repce átlaghozama egyenletesebb.

⁴ A mezőgazdasági számlarendszerben az inputok elkülönítve a gabona-, az olajos és a fehérjenövényeket termeszto gazdaságokra vonatkozóan nem állnak rendelkezésre, ezért az inputokat a teljes mezőgazdaságra vonatkoztatva mutatjuk be, a mezőgazdaságban végbement fő tendenciák illusztrációjaként.

3. ábra

Az átlaghozamok változása (kilogramm/hektár)



Forrás: KSH.

Összefoglalva, az üzemi struktúra vizsgálata rámutat arra, hogy a magyar gabonatermelés üzemméret szempontjából rendkívül heterogén, ezért valószínűsíthető, hogy az üzemek között statisztikailag szignifikáns technológiai különbségek figyelhetők meg. Az átlaghozamok nagymértékű szórása arra utal, hogy a termelők által nem befolyásolható véletlen tényezőknek igen nagy hatásuk van a termelési folyamatra, ezért determinisztikus modell helyett célszerű sztochasztikus modellt használni a technikai hatékonyság vizsgálatához.

A magyar mezőgazdasággal kapcsolatos technikai hatékonysági tanulmányok

Az utóbbi években a magyar mezőgazdaság technikai hatékonyságának elemzésével kapcsolatban mindkét fő módszerrel, a burkolófelület-elemzéssel (*Data Envelopment Analysis, DEA*) és a sztochasztikus határ ökonometriai módszeren alapuló, paraméteres meghatározásával (*Stochastic Frontier Analysis, SFA*) jelentek meg tanulmányok. *Latruffe és szerzőtársai* [2012] DEA módszert alkalmazva, a magyar és a francia specializált tejtermelő és specializált gabonaféléket, olajos magvakat és fehérjenövényt termesztő üzemek technikai hatékonyságának változását vizsgálta a 2001–2007 közötti időszakban. A tanulmány szerzői azzal a feltételezéssel éltek, hogy adott országban, adott termelési irányon belül azonos technológiai szint érhető el valamennyi üzem számára. Az országok közötti technológiai különbségeket termelési metahatárfüggvény (*metafrontier function*) segítségével vizsgálták. Az eredményeik azt mutatták, hogy a francia gabonaféléket, olajos magvakat és fehérjenövényt termesztő üzemek átlagban

hatékonyabbak voltak a saját technológiai szintjüket reprezentáló határfüggvényhez viszonyítva, a tejtermelő üzemek esetében viszont nem találtak különbséget. Eredményeik szerint a magyar üzemek által alkalmazott technológia termelékenyebb volt mind a gabonaféléket, olajos magvakat és fehérjenövényt termesztő, mind a tejtermelő üzemek esetében, a különbség azonban a gabonaféléket, olajos magvakat és fehérjenövényeket termesztő üzemeknél jóval markánsabb volt.

Bakucs és szerzőtársai [2010] a sztochasztikus határ módszerét alkalmazva vizsgálta a magyar mezőgazdaság technikai hatékonyságának az EU-csatlakozás előtti és utáni alakulását, valamint a technikai hatékonyság szintjére ható tényezőket. Eredményeik azt mutatták, hogy 1. a csatlakozást követően megfordult a technikai hatékonyság csatlakozás előtti csökkenése; 2. a csatlakozást követően kapott nagyobb összegű támogatások hatása negatív volt a technikai hatékonyság szintjének alakulására; 3. az üzemek látszólagos munkaerőhiánnyal szembesülnek, ami korlátozza a termelésüket és hatékonyságukat.

Bakucs és szerzőtársai [2012] a sztochasztikus határ módszerével elemezte a specializált tejtermelő üzemek 2001 és 2008 közötti technikai hatékonyságát. A vizsgálat szerint az egyéni gazdaság és a családi gazdaság közé nem szabad egyenlőségjelet tenni, ellentétben sok korábbi tanulmány feltételezésével. Az egyéni gazdaságok átlagos mérete jelentősen nagyobb, mint a családi gazdaságoké. A technikai hatékonyság becslése azt mutatta, hogy a használt módszerektől, termékcsoportoktól és vizsgált országoktól függetlenül az egyéni és családi gazdaságok technikai hatékonysága alacsonyabb, mint a társas vállalkozásoké (beleértve a gazdasági társaságokat, szövetkezeteket, köztes és nem családi gazdaságokat). Az átlag-összehasonlításra alapuló tesztek statisztikailag szignifikáns különbséget mutattak ki a különböző üzemi csoportok között. A paneladatokon végzett regressziós elemzések azonban csak részben igazolták ezeket az eredményeket.

Baráth és szerzőtársai [2009] a magyar mezőgazdaság teljes tényezőtermelékenysége (TFP) változását vizsgálta a 2001–2006 közötti időszakban sztochasztikus határok módszerével. Elemzésükhöz az *Alvarez és szerzőtársai* [2003], [2004] által javasolt véletlen együtthatós modell becsült paramétereit felhasználva a *Caves és szerzőtársai* [1982] által kidolgozott multilaterálisan konzisztens TFP-indexet számítottak és a TFP-változást összetevőikre (technológiai változás, technikai hatékonyság, mérethatékonyság) bontották. Eredményeik a teljes tényezőtermelékenység nagymértékű hullámzását mutatták. A változás két fő meghatározója a technikai hatékonyság és a technológiai változás volt. A technológiai változás a vizsgált időszakban pozitívan befolyásolta a teljes tényezőtermelékenység alakulását, míg a technikai hatékonyság változása – erős hullámzás mellett – kismértékben negatívan. A mérethatékonyság változásának hozzájárulása a teljes tényezőtermelékenység-változáshoz minimális volt.

Összefoglalva, a közelmúltban megjelent tanulmányok azonosítottak néhány, a magyar mezőgazdasági üzemek technikai hatékonyságát befolyásoló lehetséges tényezőt: üzemméret, jogi/szervezeti forma, alkalmazott agrárpolitikai eszközök. Az áttekintett tanulmányok döntő része azonban azonos technológia meglétét feltételezte valamennyi üzem számára, és tudomásunk szerint nem készült elemzés látenscsoport-modell használatával, amely lehetővé teszi a különböző látens technológiai különbségek feltárását és ezáltal a technikai hatékonyság pontosabb becslését.

Az elméleti modell

A burkolófelület-elemzésnek (DEA) és a sztochasztikus határok elemzésének (SFA) egyaránt vannak előnyei és hátrányai. A lineáris programozáson alapuló DEA fő hátránya, hogy érzékenyebb a kiugró értékekre és az adatokban lévő mérési hibákra. Előnye viszont, hogy rugalmasabbnak tekinthető, mivel a becslés során nem szükséges meghatározni az input-output kapcsolatot leíró speciális függvényformát, és semmiféle feltételezést nem kell tenni a nem hatékony üzemek eloszlására. Az ökonometriai módszeren alapuló SFA modellek előnye, hogy az üzemek irányításától független, véletlen folyamatokat figyelembe veszi a becslés során. A technológiai különbségek modellezése látenscsoport-modell segítségével csak ökonometriai módszer alkalmazásával lehetséges, ezért elemzésünkhöz az SFA módszert választottuk.

Az SFA módszert eredetileg egymástól függetlenül *Aigner és szerzőtársai* [1977], valamint *Meeusen–van den Broeck* [1977] vezette be.

Az általuk javasolt modellt, a következőképpen írható fel:

$$\ln y_i = \alpha + \beta \mathbf{x}_i + v_i - u_i, \quad (1)$$

ahol y az üzemek kibocsátását jelenti, \mathbf{x} a felhasznált inputok vektorát, β a technológiai együtthatók vektorát, v_i a statisztikai hibát és u_i a technikai hatékonyság hiányát jelöli. Szokásos feltételezések:

$$v_{it} \sim iid N(0, \sigma_v^2), \quad (2)$$

$$u_{it} \sim iid N^+(0, \sigma_u^2). \quad (3)$$

A (2) feltétel alapján v_{it} független és ideális normál eloszlású véletlen változó 0 várható értékkel és σ_v^2 varianciával. A (3) feltétel alapján u_{it} a nulla várható értékű normál eloszlásból származtatott egyoldalú eloszlás. További feltételezés, hogy v_{it} és u_{it} eloszlása független egymástól és a magyarázó változókétól.

A látenscsoport-modellek (LC) a hatékonyságnak a technológiai és a heterogenitás okozta hiányára koncentrálnak (*Orea–Kumbahkar* [2004], *Greene* [2005]). Abból indulnak ki, hogy a vállalatok véges számú technológiát alkalmazhatnak, és a technológiához kapcsolódó hatékonyság a speciális eloszlásból (félnormál, csonkolt normál, exponenciális stb.) fakad, amelyben a paraméterek különböznek. Az alapgondolat, hogy valószínűségi alapon azonosítsuk, melyik vállalat milyen technológiát alkalmaz, majd utána megbecsüljük a hatékonyságot. *Alvarez–Corral* [2010] alapján az (1) egyenlet LC modell esetében a következőképpen módosul:

$$y_{it} = f(x_{it}) | j \times \exp(v_{it} | j - u_{it} | j), \quad (4)$$

ahol i az üzemeket jelenti, t az időt és j a különböző technológiai sajátosságokkal rendelkező csoportokat.

Az empirikus modell a maximum likelihood módszerrel becsülhető. A likelihood-függvény normál–félnormál LC modell esetében a t -edik időpontban, a j -edik csoportba tartozó i -edik üzemre vonatkozóan a következőképpen határozható meg (*Kumbahkar–Knox Lovell* [2000]):

$$LF_{ijt} = f(y_{it} | x_{it}, \beta_j, \sigma_j, \lambda_j) = \frac{\Phi(-\lambda_j \cdot \varepsilon_{itj} / \sigma_j)}{\Phi(0)} \times \frac{1}{\sigma_j} \times \phi\left(\frac{\varepsilon_{itj}}{\sigma_j}\right), \quad (5)$$

ahol $\varepsilon_{itj} = y_{it} - \beta_j' x_{it}$, $\sigma_j = (\sigma_{uj}^2 + \sigma_{vj}^2)^{\frac{1}{2}}$, $\lambda_j = \sigma_{uj} / \sigma_{vj}$, Φ a standard normális eloszlást, Φ a kumulatív eloszlásfüggvényt jelöli.

A j -edik csoportban lévő i -edik üzem likelihood-függvénye (LF) az egyes periódusokban kapott likelihood-függvények szorzata (Alvarez-Corral [2010]):

$$LF_{ij} = \prod_{t=1}^T LF_{ijt}. \quad (6)$$

Az egyes üzemek likelihood-függvénye, a j -edik csoportba tartozás előzetes valószínűségét súlyként felhasználva kapható meg (Alvarez-Corral [2010]):

$$LF_i = \sum_{j=1}^J P_{ij} LF_{ij}. \quad (7)$$

A P_{ij} többféleképpen is paraméterezhető (Greene [2005]); a leggyakoribb a multinominális logit becsléssel (Greene [2005], Alvarez-Corral [2010]):

$$P_{ij} = \frac{\exp(\delta_j q_i)}{\sum_{j=1}^J \exp(\delta_j q_i)}, \quad (8)$$

ahol q_i az üzemspecifikus, de időben változatlan csoportelkülönítő változók vektora, olyan üzemi jellemzők, amelyek erősíthetik a csoportba tartozás előzetes valószínűségét; δ_j a megbecsülni kívánt együttható.

A teljes likelihood-függvény egyenlete az egyéni $\log LF$ függvények összegeként határozható meg (Greene [2005], Alvarez-Corral [2010]):

$$\log LF = \sum_{i=1}^N \log LF_i. \quad (9)$$

A felhasznált adatok és az empirikus modell

Az elemzéshez a tesztüzemi rendszer adatait használtuk. A tesztüzemi rendszer évente mintegy 1900 adatszolgáltató gazdaság adatait tartalmazó, a legalább két európai méretegységet (eume) elérő gazdaságokra nézve reprezentatív minta (Keszthelyi [2007]). A gazdaságok kiválasztása a KSH általános és gazdaságszerkezeti összeírásainak felhasználásával, rétegzett mintavételi eljárással történik (Kapronczai [2007]). Az adatbázisban szereplő üzemek különbözőféleképpen csoportosíthatók: üzemméret, jogi forma, termelési irány stb.

Az empirikus becsléshez a specializált gabonaféléket, olajos magvakat és fehérjenövényeket termesztő üzemek 2001-től 2009-ig terjedő adatait használtuk.⁵ A tesztüzemi rendszerbe be- és kiléphetnek üzemek. A reprezentativitás megtartása érdeké-

⁵ Az Európai Unió által meghatározott üzemtipológia (85/377. bizottsági döntés) alapján a gazdaságok elkülöníthetők termelési irányok szerint. A termelési irányok 4 számjegyű bontásban kerülnek elkülönítésre, a cikkben a 13-as kódszámú: gabonaféléket, olajos magvakat, fehérjenövényeket termesztő üzemeket elemeztük (<http://www.ksh.hu/docs/hun/agrар/html/fogalomtar.html>).

ben a kilépő üzemeket hasonló sajátosságokkal rendelkező üzemekkel helyettesítik. Elsődleges célkitűzésünk az üzemek között lévő látens technológiai különbségek feltárására és a technológiai különbségek technikai hatékonyságra gyakorolt hatásának vizsgálata. Ez a kérdés jobban vizsgálható, ha ugyanazokat az üzemeket – nem pedig a hasonló sajátosságúakat – vesszük figyelembe, ezért kiegyensúlyozott paneladatokat használtunk; tehát csak azokat az üzemeket vontuk be a vizsgálatba, amelyek valamennyi vizsgált évben szerepeltek az adatbázisban.⁶ Az adatokat az Agrárgazdasági Kutató Intézet (AKI) bocsátotta rendelkezésünkre.

Mintánk évente 184, összesen 1656 megfigyelést tartalmaz. A modellszámításhoz egy outputváltozót (Y) (az üzemek teljes kibocsátását) és négy inputváltozót használtunk: éves munkaerőegységet⁷ (x_1), mezőgazdasági területet (x_2), befektetett eszközöket⁸ (x_3) és a növénytermesztés speciális költségeit (x_4).

A technológiai haladás becslésére a t trendváltozót használtuk, valamint a nem monoton technikai haladás hatásának figyelembevételére a t változó négyzetes tagját is (t^2) szerepeltettük. Továbbá a t változó egyes inputokkal való interakcióit is figyelembe vettük a nem semleges technikai haladás vizsgálatához. A folyó áras adatokat a megfelelő deflátorokkal 2005-re defláltuk. Pontosabban: az outputot a mezőgazdasági termelői árindexszel, a növénytermesztés speciális költségeit a mezőgazdasági vásárolt javak és szolgáltatások árindexével, a befektetett eszközöket a mezőgazdasági beruházások árindexével defláltuk.

A becsléshez transzlog-függvényt használtunk. Az empirikus modell a következőképpen írható fel:

$$\ln y_{it} = \beta_0 | _j + \sum_{k=1}^K \beta_k | _j \ln x_{kit} + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^K \sum_{l=1}^K \beta_{kl} | _j \ln x_{kit} \ln x_{lit} + \beta_t | _j \times t + \frac{1}{2} \beta_{tt} | _j t^2 + \beta_{kt} | _j \ln x_{kit} \times t + v_{it} | _j - u_{it} | _j . \quad (10)$$

A becsléseket a Limdep-programcsomag segítségével végeztük.

A mintát leíró néhány statisztikai jellemzőt a 2. táblázat tartalmazza. Szembetűnő az egyes változók nagy varianciája; a munkainput minimuma 0,01, míg a maximum 87, a mezőgazdasági terület 8,5 és 3837 között szóródik.

⁶ A kiegyensúlyozott paneladatok használata következtében a minta nem tekinthető reprezentatívnak, ezért a teljes szántóföldi növénytermesztő szektorra vonatkozóan csak korlátozottan vonhatók le következtetések.

⁷ *Éves munkaerőegység (éme)*: egy éme egyetlen olyan személy munkaidő-ráfordításának felel meg, aki egy egész éven át teljes munkaidőben végez mezőgazdasági tevékenységet egy mezőgazdasági egységben (1 éme = 1800 munkaóra = 225 munkanap, <http://www.ksh.hu/docs/hun/agraar/html/fogalomtar.html>).

⁸ A hatékonysági és termelékenységi becslések során a tőke mint erőforrás figyelembevétele több kérdést is felvet, hisz a legtöbbször nem állnak rendelkezésre pontos adatok a produktív tőkeállomány értékére vonatkozóan. Számos tanulmány esetében ezért a tőkeállományt valamilyen elérhető adattal helyettesítik (sokszor a befektetett eszközök könyv szerinti értékével). A cikkben a tesztüzemi rendszerben meghatározott befektetett eszközök (SE441) változót használtuk, amely magában foglalja az ingatlanok, a gépek, járművek és a tenyészállatok értékét. A befektetett eszközök nyilvántartása nettó értéken történik, ami torzízza a tőkeállomány valós értékét. A reál-tőkeállomány pontosabb felépítésére gyakran alkalmazott eljárás: a folyamatos újraelértékelési módszere (*Perpetual Inventory Method, PIM*). Itt szeretnénk megjegyezni, hogy a tőkeállomány különböző módon történő figyelembevételéből adódó esetleges torzításokat nem tárgyaljuk.

2. táblázat

A minta jellemzői és a modellben használt változók jelölése

	Átlag	Szórás	Minimum	Maximum
Teljes kibocsátás (Y , ezer forint)	34 879,1	76 877,7	321,009	916 979
Munkaerő (x_1 , éme)	3,69657	8,79723	0,01	86,79
Mezőgazdasági terület (x_2 , hektár)	245,133	476,009	8,5	3836,9
Befektetett eszközök (x_3 , ezer forint)	46 037,3	62 969,3	240,001	555 270
Speciális költségek ^a (x_4 , ezer forint)	12 454,6	28 089,2	56,1101	273 696

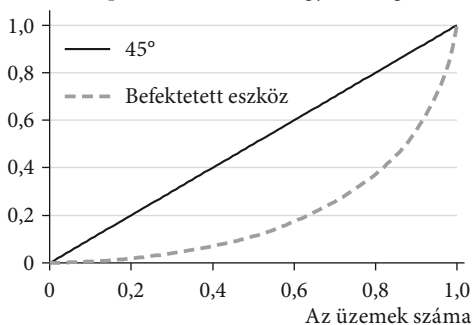
^a A tesztüzemi rendszerben szerepel a növénytermesztés speciális költségei (SE275) kategória, amely magában foglalja a vetőmag és szaporítóanyag, a műtrágya a növényvédelmi termékek és a növénytermesztéshez kapcsolódó egyéb speciális költségeket.

Az egyes inputok szórásának nagy értéke az üzemi struktúra egyenlőtlenségeire utal. Az egyenlőtlen üzemi struktúrát jól szemlélteti az 4. ábra, amely az egyes inputok Lorenz-görbéit mutatja. A Lorenz-görbék valamennyi input esetében jelentős egyenlőtlenséget mutatnak.

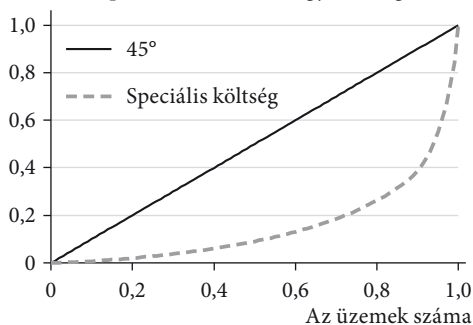
4. ábra

Az inputok Lorenz-görbéi

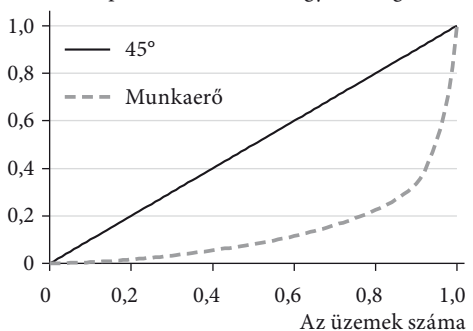
Az adott input relatív kumulatív gyakorisága



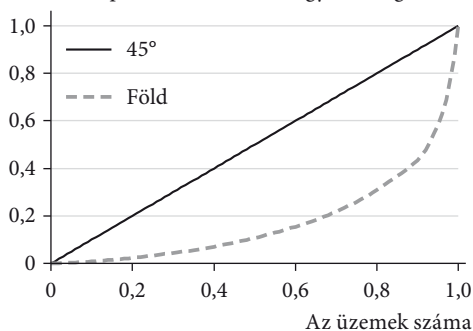
Az adott input relatív kumulatív gyakorisága



Az adott input relatív kumulatív gyakorisága



Az adott input relatív kumulatív gyakorisága



Forrás: saját számítás a magyar tesztüzemi adatbázisból.

A mintát jellemző leíró statisztika és a Lorenz-görbék arra utalnak, hogy az üzemek közötti technológiai különbségekben az üzemméret minden bizonnyal szerepet játszik. A modell empirikus illesztése során ezért a mezőgazdasági terület nagyságát mint elkülönítő változót használtuk, amely erősítheti az adott csoportba tartozás valószínűségét.

Eredmények

Az eredmények ismertetését az illesztett függvény becsült paramétereinek bemutatásával kezdjük. Az inputváltozókat a geometriai átlagukkal normalizáltuk, így a kapott paraméterek az üzemek átlagára vonatkozóan outputrugalmasságként értelmezhetők. A látens csoport (LC) modelljének eredményei mellett a hagyományos sztochasztikus határok modelljének (SFA) eredményeit is ismertetjük, így az eredmények összehasonlíthatók.

A becsült paraméterek értékeit az SFA modellre és az LC modell által meghatározott két látens csoportra (C_1 és C_2) a 3. táblázat tartalmazza. Mindkét modell (SFA és LC) és mindkét csoport (C_1 és C_2) esetében a munka, a mezőgazdasági terület, a tőke és a speciális költségek rugalmasságának előjele megfelel a várakozásoknak: valamennyi pozitív. A λ paraméter értéke mindegyik modell esetében szignifikáns, ami azt jelzi, hogy a technikai hatékonyság hiánya statisztikailag szignifikánsan kimutatható a vizsgált minta esetében. A modellek pozitív technológiai haladást jeleznek a vizsgált időszak alatt ($\beta_t > 0$), de a technológiai haladás üteme csökkenő ($\beta_{tt} < 0$). A technológia haladás munkaerő-csökkentő ($\beta_{lt} < 0$) és speciálisköltség-növelő ($\beta_{4t} > 0$) volt a modell eredményei alapján.

Az egyes modellek technológiai paraméterei között lényeges eltérések vannak. A kapott eredmények két szempontból is összehasonlíthatók: a közös SFA eredményei az LC modell által kapott csoportokkal, valamint az LC modell által kapott két csoport közötti különbségek. A technológia paraméterek mindkét összehasonlítás tekintetében különböznek. A modellek közötti választáshoz a likelihood-értékek logaritmusát hasonlítottuk össze, valamint az Akaike-féle információs kritérium (AIC) értékeit használtuk. A mintára az a modell illeszkedik jobban, amelyiknek nagyobb a likelihood-érték logaritmusa, és az AIC értéke kisebb. Az LC modell likelihood-értékének logaritmusa $-465,9$, az AIC értéke $0,7$; míg az azonos technológiát feltételező modell esetében ezek az értékek rendre: $-555,9$ és $0,62$. Mindez arra utal, hogy az LC modell jobban illeszkedik az adatokra.

Szeperáló változóként az egyes üzemek mezőgazdasági területének éves átlagadatait használtuk. A változó értéke szignifikáns, ami igazolja azt a feltevésünket, hogy az üzemméret szerepet játszik a két csoport létrejöttében; a mezőgazdasági terület növekedése csökkenti az üzemek első csoportba kerülésének valószínűségét.

Második lépésben azt vizsgáltuk, hogy a modell által kapott két csoport technológiája valóban eltér-e? A csoportok határtermékértékei és mérethozadéka közötti különbséget hasonlítottuk össze. Az inputok közül a mezőgazdasági terület és a speciális költségek határtermékeit elemeztük, mivel a becslés által kapott paraméterek a két csoport között e két input tekintetében mutatták a legnagyobb különbséget.

3. táblázat
A becslés eredményei

	Közös SFA		LCM – C ₁		LCM – C ₂	
	β	<i>t</i> -próba	β	<i>t</i> -próba	β	<i>t</i> -próba
Konstans	0,33036***	13,2	0,25257***	8,5	0,48207***	17,7
<i>t</i>	0,01786***	4,5	0,02449***	5,0	0,01642***	3,8
<i>t</i> ²	-0,00957***	-2,9	-0,01573***	-3,8	-0,00750**	-2,0
<i>x</i> ₁	0,12997***	6,5	0,06414***	3,3	0,14136***	5,5
<i>x</i> ₂	0,50988***	14,6	0,39412***	8,8	0,47801***	12,4
<i>x</i> ₃	0,07639***	4,7	0,06123***	2,9	0,10907***	7,2
<i>x</i> ₄	0,32139***	10,6	0,48804***	13,2	0,27105***	9,0
<i>x</i> ₁ × <i>x</i> ₂	0,05449	1,1	0,02436	0,5	-0,02318	-0,3
<i>x</i> ₁ × <i>x</i> ₃	0,01453	0,5	0,00571	0,3	0,06742**	2,2
<i>x</i> ₁ × <i>x</i> ₄	-0,06309	-1,4	-0,0162	-0,5	-0,18168**	-2,6
<i>x</i> ₂ × <i>x</i> ₃	0,07417*	1,8	0,12288**	2,2	0,0359	0,8
<i>x</i> ₂ × <i>x</i> ₄	0,11118	1,6	0,12801	1,2	0,24532**	2,6
<i>x</i> ₃ × <i>x</i> ₄	-0,07254**	-2,1	-0,07564*	-1,7	-0,10647***	-3,4
<i>x</i> ₁ × <i>x</i> ₁	0,08643**	2,3	0,06473**	2,1	0,25410***	5,0
<i>x</i> ₂ × <i>x</i> ₂	-0,37953***	-3,7	-0,48070***	-2,9	-0,39787***	-2,8
<i>x</i> ₃ × <i>x</i> ₃	0,00249	0,1	-0,04576**	-2,1	0,01957	0,8
<i>x</i> ₄ × <i>x</i> ₄	0,06284	0,8	0,08465	1,0	0,04418	0,4
<i>t</i> × <i>x</i> ₁	-0,02011***	-2,8	-0,02482***	-3,8	-0,02351***	-3,0
<i>t</i> × <i>x</i> ₂	0,0067	0,6	-0,00796	-0,6	0,00888	0,8
<i>t</i> × <i>x</i> ₃	0,00209	0,4	0,01267*	1,9	-0,00303	-0,6
<i>t</i> × <i>x</i> ₄	0,01173	1,0	0,02083*	1,8	0,01864*	1,7
λ	1,24390***	8,4	0,50658***	28,1	0,40047***	21,5
$\sigma(u)$	0,38386***	9,8	2,49515***	9,4	2,04168***	7,6
Log LF		-555,88			-465,67	
AIC		0,699			0,622	
Valószínűség						
Konstans	-	-	0,53491**	2,2	-	-
Mezőgazdasági terület	-	-	-0,00202**	-2,3	-	-

Megjegyzés: $\lambda = \sigma_u / \sigma_v$.

*** 1 százalékos, ** 5 százalékos, * 10 százalékos szinten szignifikáns.

A határtermék számításához az egyes üzemek rugalmasságának értékeit szoroztuk az átlagtermék értékével, majd a kapott értékek egyszerű számtani átlagát vettük a vizsgált időszakra vonatkozóan (4. táblázat).

4. táblázat

Egyes inputok határtermékei

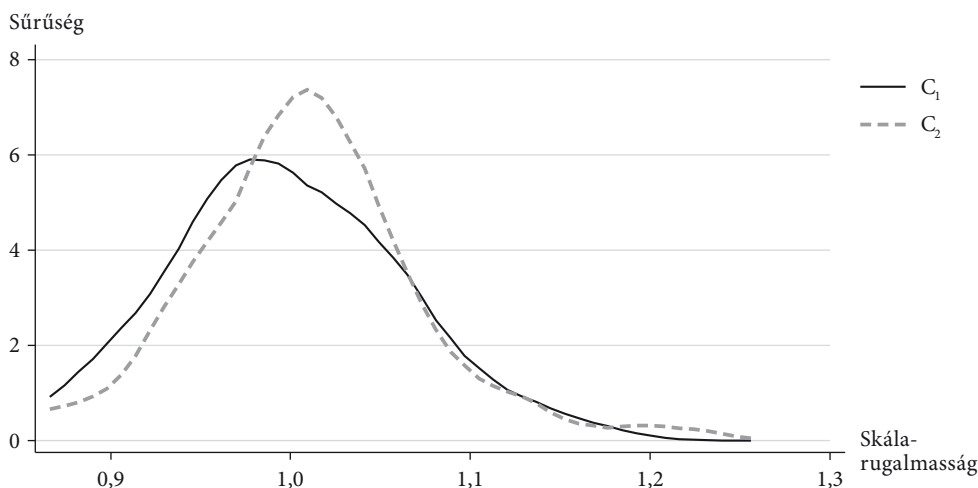
	LCM		Közös SFA	
	C_1	C_2	C_1	C_2
Mezőgazdasági terület	35,4	70,4	53,5	40,6
Speciális költségek	3139,9	5805,1	1959,4	8656,7

A különbségek jobb szemléltetése érdekében a közös határfüggvény (SFA) esetében is kiszámoltuk a határtermékértékeket az LC modell által azonosított csoportokra. Mivel ugyanazokat az üzemeket hasonlítottuk össze, az eltérés csak a becsült paraméterek különbségéből adódik. A táblázat adatai egyértelműen alátámasztják, hogy jelentős technológiai különbségek vannak a két csoport között.

A skálarugalmasságot az inputok rugalmasságának összegeként becsültük meg üzemi szinten. A skálarugalmasság esetében, bár a különbségek kisebbek, de szintén láthatók a két csoport közötti eltérések (5. ábra, 5. táblázat). A csoportok közötti különbség vizsgálatára statisztikai próbákat használtunk. A két minta közötti különbséget Mann–Whitney-próbával vizsgáltuk. Az eredményt a két csoport skálarugalmassága közötti szignifikáns különbség mutatja (5. táblázat). (Hasonlóképpen a Kolmogorov–Szmirnov-próba is alátámasztotta a két csoport közötti különbséget.) Az eredmények alapján mindkét próba esetében a nullhipotézist elvetettük, a két csoport nem homogén, és nem egyezik meg az eloszlásuk.

5. ábra

A skálarugalmasság eloszlása a két látens csoportban



5. táblázat

A skálarugalmasságok átlagértékei és különbségeinek próbái

LCM		Mann-Whitney-próba		Közös SFA		Mann-Whitney-próba	
C ₁	C ₂	z-érték	p-érték	C ₁	C ₂	z-érték	p-érték
0,994 (0,069)	1,007 (0,065)	-4,784	0,0000	1,037 (0,054)	1,038 (0,057)	-9,799	0,0000

Megjegyzés: az adott átlagérték alatt zárójelben a szórás értékeit tüntettük fel.

A csoportok közötti különbségek részletesebb vizsgálatához a 6. táblázatban a csoportok egyes jellemzőit hasonlítottuk össze. A csoportok közötti különbséget a következők alapján elemeztük: 1. méret, 2. üzemszervezet, 3. az igénybe vett külső erőforrások nagysága, 4. öntözött terület aránya, 5. földminőség, 6. folyó inputok intenzitása. A méretbeli különbségeket a kibocsátás, a használt mezőgazdasági terület, illetve az európai méretegység nagyságának segítségével vizsgáltuk. Családi gazdaságról Hill [1993] nyomán akkor beszélünk, ha a családi munkaerő aránya az összes munkaerő-felhasználásban meghaladja a 95 százalékot. A külső erőforrások vizsgálatához a teszüzemi adatbázisban megtalálható külső erőforrások költsége változót használtuk, amely a bérmunka költségét, a fizetett kamatokat és a bérleti díjakat tartalmazza. Az intenzitás vizsgálatához az egy hektárra jutó vetőmag, növényvédő szer és műtrágya költségét elemeztük. A 6. táblázat adataiból kitűnik, hogy a két csoport között jelentős különbségek vannak. A különbségek, az öntözött terület arányát kivéve, minden esetben statisztikailag szignifikánsak a Mann-Whitney-próba alapján.

6. táblázat

Az LC modell által azonosított csoportok jellemzői

	C ₁	C ₂	Mann-Whitney-próba	
			z-érték	p-érték
Kibocsátás (ezer forint)	13 686,4	57 500,4	-14,0	0,000
Mezőgazdasági terület (hektár)	130,2	367,8	-6,5	0,000
Európai méretegység (eume)	28,1	91,4	-9,3	0,000
Családi gazdaság aránya (százalék)	83,0	66,0	-8,2	0,000
Öntözött terület aránya (százalék)	0,10	0,61	-1,3	0,193
Földminőség (aranykorona)	19,1	22,6	-12,3	0,000
Külső erőforrások költsége (ezer forint/ha)	11,3	24,0	-8,3	0,000
műtrágya/ha (ezer forint/hektár)	14,9	17,3	-6,5	0,000
vetőmag/ha (ezer forint/hektár)	12,6	15,6	-9,5	0,000
növényvédő szer/ha (ezer forint/hektár)	10,6	13,9	-10,6	0,000

A táblázat adatai alapján megállapítható, hogy a két csoport közötti egyik fő különbség az eltérő üzemméret. A vizsgált csoportok közötti különbség azonban nem csak az

üzemméretből adódik, s a létrejött két csoport nem különíthető el a klasszikus kis-üzem/nagyüzem vagy családi/nem családi gazdaságok csoportosítás szerint.

Az üzemméret mellett megállapítható, hogy a C₂ csoport jobb minőségű földterületen gazdálkodik. Az öntözött terület arányának átlaga szintén nagyobb e csoport esetében, azonban a különbség ez esetben statisztikailag nem szignifikáns.

Jelentős különbség figyelhető meg továbbá az igénybe vett külső erőforrások nagyságában. A kettes csoport nagyobb mértékben használ külső erőforrásokat: nagyobb a bérelt terület aránya, a bér munka nagysága és az eszközök finanszírozása nagyobb mértékben történik hitel igénybevételeivel.

Az üzemek a termelési intenzitásában is különböznek. A C₂ csoport egységnyi területre jutó műtrágya-, növényvédőszer- és vetőmagköltsége is magasabb, ami azt mutatja, hogy az e csoportba tartozó üzemek intenzívebb gazdálkodást folytatnak.

Ebből következik, hogy egy közös határfüggvény illesztése valószínűleg nem a valós technológiai szintet mutatja, és ezért a technikai hatékonyság torzított becsléséhez juthatunk. A mezőgazdaság kibocsátási képességének nagyságát felülbecsüli, ami hibás mezőgazdaság-fejlesztést elősegítő agrárpolitikai javaslatokhoz vezethet.

A technikai hatékonyság nagyságának modellenkénti különbségeit a 7. táblázat foglalja össze. A várakozásoknak megfelelően mindkét csoport technikai hatékonysága nagyobb az LC modell esetében az azonos technológiát feltételező modellhez képest, és a különbség a Mann–Whitney-próba alapján szignifikáns. A C₂ csoport mind a két esetben nagyobb technikai hatékonysági szintet mutatott, az LC modell esetében viszont a különbség a két csoport között kisebb. Az LC modell előnye itt jól látható. A hagyományos SFA modell (közös határfüggvény illesztése) által kapott eredmény azt sugallja, hogy a C₁ csoport közel 40 százalékkal tudná növelni a kibocsátását az inputszintet változtatlanul hagyva, míg az LC modell eredményei ezzel szemben 15 százalékot mutatnak. A technikai hatékonyság átlagos értékeit nézve szintén jelentős különbséget kapunk: az LC modell által kapott technikai hatékonyság értéke közel 10 százalékkal magasabb.

7. táblázat

Technikai hatékonyság

LCM			Mann–Whitney-próba		Közös SFA			Mann–Whitney-próba	
C ₁	C ₂	átlag	z-érték	p-érték	C ₁	C ₂	átlag	z-érték	p-érték
0,810 (0,105)	0,857 (0,077)	0,83 (0,096)	-10,691	0,0000	0,637 (0,089)	0,847 (0,077)	0,74 (0,134)	-33,647	0,0000

Megjegyzés: zárójelben a szórás értékeit tüntettük fel.

Elemzésünk utolsó lépéseként a csoportok közötti termelékenységbeli különbséget vizsgáltuk. Először az illesztett határfüggvények becsült outputértékeit hasonlítottuk össze, majd az üzemek által termelt fő termékek átlaghozamait.

Alvarez–Corral [2010], valamint Kumbhakar és szerzőtársai [2009] alapján, ha a termelési határ(függvény) által becsült output A technológia esetében nagyobb, mint

a *B* technológia esetében, akkor adott inputszintet feltételezve, az *A* technológia valamennyi becsült outputértékének a *B* technológia becsült értéke fölött kell elhelyezkednie. A 8. táblázat a becsült outputértékeinek átlagait, szórását, minimum- és maximumértékét mutatja a vizsgált években.

9. táblázat

A becsült output értékeinek összehasonlítása

Év	Kibocsátás	Átlag	Szórás	Minimum	Maximum
2001	Y_2	40 730,7	85 700,5	2148,62	667 335
	Y_1	32 448,1	87 148,2	1428,31	956 473
	Y_2/Y_1	1,42	0,29	0,70	3,11
2002	Y_2	42 641,6	88 934,0	2389,78	676 116
	Y_1	36 157,7	93 983,3	1846,76	931 922
	Y_2/Y_1	1,37	0,23	0,73	2,82
2003	Y_2	46 753,5	95 399,5	2468,54	731 301
	Y_1	39 332,9	97 817,1	1904,27	959 923
	Y_2/Y_1	1,37	0,18	0,76	2,15
2004	Y_2	49 965,7	102 915,0	2469,86	902 294
	Y_1	42 619,6	105 684,0	1675,22	1,06E+06
	Y_2/Y_1	1,34	0,19	0,85	2,25
2005	Y_2	50 550,9	99 217,5	2638,01	877 362
	Y_1	42 077,5	102 784,0	2066,59	1,12E+06
	Y_2/Y_1	1,33	0,20	0,79	2,57
2006	Y_2	51 805,4	101 623,0	2065,03	882 330
	Y_1	43 040,3	98 028,3	1570,82	975 014
	Y_2/Y_1	1,31	0,17	0,90	2,17
2007	Y_2	52 831,8	102 970,0	1879,92	851 156
	Y_1	44 874,4	102 177,0	1170,69	950 415
	Y_2/Y_1	1,32	0,16	0,90	2,06
2008	Y_2	53 080,9	101 768,0	1045,59	774 926
	Y_1	45 380,6	103 720,0	1121,42	888 778
	Y_2/Y_1	1,33	0,20	0,85	2,60
2009	Y_2	53 047,3	99 786,0	1718,43	747 711
	Y_1	44 431,0	95 102,4	1098,59	751 232
	Y_2/Y_1	1,34	0,18	0,89	2,07

A 8. táblázat adatai alapján a C_2 csoport technológiája mutatkozik termelékenyebbnek, e csoport becsült outputértéke az átlagadatok alapján valamennyi évben fölötté volt a másik csoporténak; a különbség több mint 30 százalék a két csoport között. Az egyes üzemek összehasonlítása azt mutatta, hogy a C_2 csoport becsült outputértéke

az esetek 98 százalékában a C_1 csoport outputértéke fölött helyezkedett el. Bár a fentiekben ismertetett kritérium nem teljesül 100 százalékban, nagy valószínűséggel kijelenthető, hogy a C_2 csoport termelékenysége nagyobb, különösen figyelembe véve azt a ténytet, hogy a C_2 csoport technikai hatékonysága is magasabb.

A termésátlagok összehasonlítása megerősíti a becsült y értékek alapján levont következtetést, hogy a C_2 csoport üzemei nagyobb termelékenységűek. A C_2 csoport átlaghozamai valamennyi termék esetében magasabbak voltak, a legkisebb különbség az őszi árpa, a legnagyobb a kukorica átlaghozama között volt megfigyelhető (9. táblázat).

9. táblázat

A termésátlagok összehasonlítása

	C_1	C_2	C_2/C_1
Őszi búza	3,24	3,97	1,23
Őszi árpa	0,91	1,07	1,18
Kukorica	3,98	6,29	1,58
Repce	0,49	0,59	1,20
Napraforgó	1,24	1,66	1,34

Következtetések

A magyar szántóföldi növénytermesztő üzemek esetében vizsgáltuk a hatékonysági tartékok nagyságát. Arra a kérdésre kerestük a választ, hogy a technológiai különbségek modellezése hogyan befolyásolja a technikai hatékonyság nagyságának becsült értékét.

A technológiai heterogenitás figyelembevételére különböző ökonometriai módszerek állnak rendelkezésre. A cikkben egy LC modellt használtunk, és eredményeit egy hagyományos, azonos technológiai szintet feltételező modellel hasonlítottuk össze. Korábbi, LC modellt használó agrárgazdasági tanulmányok döntően nyugat-európai országokban, azon belül is elsősorban a tejtermelő szektorban elemezték a technológiai különbségek technikai hatékonyság nagyságára gyakorolt hatását. Elemzésünk mind empirikus, mind módszertani szempontból hasznos megállapítások levonását tette lehetővé. Igazolta azt a feltevésünket, hogy a technológiai különbségek figyelembevétele *a)* az átalakuló országok esetében különösen fontos, és *b)* az alapvetően homogénebbnek tartott szántóföldi növénytermesztés esetében is lényeges. Az alkalmazott LC modell két csoport azonosítását tette lehetővé a vizsgált minta esetében. Több tényező szerint is – átlagterület, külső erőforrások használata, földminőség, intenzitás – statisztikailag szignifikánsan különült el a két csoport. A különbségek vizsgálata során megállapítható volt, hogy a C_2 csoport nagyobb és jobb minőségű területen gazdálkodik, nagyobb mértékben használ külső erőforrásokat (bérmunka, bérelt terület, külső tőke), és intenzívebb gazdálkodást folytat. A C_2 csoport technikai hatékonysága és termelékenysége is nagyobb volt. Mindez arra utal, hogy az

egyes csoportban szereplő üzemek, ha a környezeti tényezők engedik, a C_2 csoport technológiájához közelítve növelhetik teljesítményüket.

Eredményeink – összhangban a nemzetközi szakirodalomban megjelent tanulmányokkal (Alvarez–Corral [2010], Alvarez és szerzőtársai [2012]) – azt mutatták, hogy a hagyományos és a technológiai különbségeket figyelembe vevő LC modell által becsült technikai hatékonyság értéke közötti különbség jelentős volt: az átlagadatokat nézve 10 százalék, a modell által feltárt C_1 csoport esetében több mint 20 százalék. Mindez arra hívja fel a figyelmet, hogy a technikai hatékonyság becslésekor a technológiai különbségek figyelembevétele egy alapvetően homogénebbnek tartott ágazat esetében is fontos, és erre az LC modellek egy lehetséges alternatívát nyújtanak. A kapott eredmények azt is sugallják, hogy kisebbek a technikai hatékonysági tartalékok az ágazatban a korábbi tanulmányok eredményeihez viszonyítva; amiből arra következtethetünk, hogy mind kutatási, mind agrárpolitikai szempontból felértékelődhet a növekedést befolyásoló egyéb tényezők (technológiai haladás, input–output együttesek) allokációs hatékonyságának relatív szerepe a korábbi feltételezésekhez viszonyítva.

Hivatkozások

- AIGNER, D.–LOVELL, C.–SCHIMDT, P. [1977]: Formulation and estimation of stochastic production function models. *Journal of Econometrics*, Vol. 6. No. 3. 21–37. o.
- ALVAREZ, A.–ARIAS, A.–GREENE, W. [2003]: Fixed management and time invariant technical efficiency in a random coefficient model. Working Paper. Department of Economics, Stern School of Business, New York University.
- ALVAREZ, A.–ARIAS, C.–GREENE, W. [2004]: Accounting for unobservables in production models: management and inefficiency. Working Paper. Fundación Centro de Estudios Andaluces. *Serie Economía*, E2004/72. 1–18. o.
- ALVAREZ, A.–CORRAL, DEL J. [2010]: Identifying different technologies using a latent class model: extensive versus intensive dairy farms. *European Review of Agricultural Economics*, Vol. 37. No. 2. 231–250. o.
- ALVAREZ, A.–CORRAL, DEL J.–TAUER, L. W. [2012]: Modeling unobserved heterogeneity in New York dairy farms: One-stage versus two-stage models. *Agricultural and Resource Economics Review*, Vol. 41. No. 3. 275–285. o.
- BAKUCS LAJOS ZOLTÁN–FERTŐ IMRE–FOGARASI JÓZSEF–TÓTH JÓZSEF [2012]: Farm organization and efficiency in Hungarian dairy farms. *Milk Science International*, Vol. 67. No. 2. 147–150. o.
- BAKUCS LAJOS ZOLTÁN–LATRUFFE, L.–FERTŐ IMRE–FOGARASI JÓZSEF [2010]: The impact of EU accession on farms' technical efficiency in Hungary. *Post-Communist Economies*, Vol. 22. No. 2. 165–175. o.
- BARÁTH LAJOS–HOCKMANN, H.–KESZTHELYI SZILÁRD–SZABÓ GÁBOR [2009]: A teljes tényezősz termelékenység változásának forrásai a magyar mezőgazdaságban (2001–2006). *Statisztikai Szemle*, 87. évf. 5. sz. 471–492. o.
- BRAVO-URETA, B. E.–SOLÍS, D.–LÓPEZ, C. V. H. M.–MARIPANI, J. F.–THIAM, A.–RIVAS, T. [2007]: Technical efficiency in farming: a meta-regression analysis. *Journal of Productivity Analysis*, 27. 57–72. o.

- CAVES, D. W.–CHRISTENSEN, L. R.–DIEWERT, W. E. [1982]: Multilateral comparisons of output, input and productivity using superlative index numbers. *Economic Journal*, Vol. 92. No. 365. 73–86. o.
- COELLI, T. J.–RAO, D. S. P.–O'DONNELL, C. J.–BATTESE, G. E. [2005]: An introduction to Efficiency and productivity analysis. 2. kiadás, Springer, New York, XVII + 350 o.
- FOGARASI, J.–LATRUFFE, L. [2009]: Technical efficiency in dairy farming: A comparison of France and Hungary in 2001–2006. *Studies in Agriculture Economics*, No. 110. 75–84. o.
- GREENE, W. [2005]: Reconsidering heterogeneity in panel data estimators of the stochastic frontier model. *Journal of Econometrics*, 126. 269–303. o.
- HARANGI-RÁKOS MÓNICA–SZABÓ GÁBOR [2011]: A mezőgazdasági szervezetek gazdálkodásának vizsgálata a 2002–2009 közötti időszakban. *Gazdálkodás*, 55. évf. 4. sz. 358–366. o.
- HILL, B. [1993]: The “Myth” of the Family Farm: Defining the Family Farm and Assessing its Importance in the European Community. *Journal of Rural Studies*, Vol. 9. No. 4. 359–370. o.
- JÁMBOR ATTILA [2009]: A magyar gabonafélék és feldolgozott termékeinek komparatív előnyei és versenyképessége az EU–15 országok piacain. *Közgazdasági Szemle*, 56. évf. 5. sz. 443–463. o.
- KAPRONCZAI ISTVÁN [2010]: A magyar agrárgazdaság az adatok tükrében az EU-csatlakozás tükrében. *Agrárgazdasági Információk*, 12. sz. AKI, Budapest.
- KAPRONCZAI ISTVÁN (szerk.) [2007]: A mezőgazdasági jövedeleminformációs rendszerek összefüggései. *Agrárgazdasági Információk*, 1. sz. AKI, Budapest.
- KESZTHELYI SZILÁRD [2007]: A tesztüzemi információs rendszer 2006. évi eredményei. *Agrárgazdasági Információk*, 5. sz. AKI, Budapest, 1–39. o.
- KESZTHELYI SZILÁRD–PESTI CSABA [2009]: A tesztüzemi információs rendszer 2008. évi eredményei. *Agrárgazdasági Információk*, 3. sz. AKI, Budapest.
- KUMBHAKAR, S.–TSIONAS, E.–SIPILÄINEN, T. [2009]: Joint estimation of technology choice and technical efficiency: an application to organic and conventional dairy farming. *Journal of Productivity Analysis*, 31. 151–161. o.
- KUMBHAKAR, S. C.–KNOX LOVELL, C. A. [2000]: *Stochastic Frontier Analysis*. Cambridge University Press, Cambridge, New York–Melbourne.
- LATRUFFE, L.–FOGARASI J.–DESJEUX, Y. [2012]: Efficiency, productivity and technology comparison for farms in Central and Western Europe: The case of field crop and dairy farming in Hungary and France. *Economic Systems*, 36. 264–278. o.
- MEEUSEN, W.–VAN DEN BROECK, J. [1977]: Efficiency estimation from Cobb–Douglas production functions with composed error. *International Economic Review*, 18. 435–444. o.
- OREA, L.–KUMBHAKAR, S. [2004]: Efficiency Measurement Using a Latent Class Stochastic Frontier Model. *Empirical Economics*, Vol. 29. No. 1. 169–183. o.
- PESTI CSABA–KESZTHELYI SZILÁRD [2010]: A különböző típusú üzemek jövedelmét befolyásoló tényezők vizsgálata és nemzetközi összehasonlítása. *Agrárgazdasági Információk*, 2. sz. AKI, Budapest.
- SAUER, J.–MORRISON PAUL, C. J. [2013]: The empirical identification of heterogenous technologies and technical change. *Applied Economics*, Vol. 45. No. 11. 1461–1479. o.