ECONSTOR
Make Your Publications Visible.

A Service of
ZBW Leibniz-Informationszentrum Wirtschaft
Leibniz Information Centre for Economics

Baráth, Lajos; Fertő, Imre

Working Paper

Heterogenitás és technikai hatékonyság: A magyar specializált szántóföldi növénytermesztő üzemek esete

IEHAS Discussion Papers, No. MT-DP - 2012/30

Provided in Cooperation with:
Institute of Economics, Centre for Economic and Regional Studies, Hungarian Academy of Sciences

Suggested Citation: Baráth, Lajos; Fertő, Imre (2012) : Heterogenitás és technikai hatékonyság: A magyar specializált szántóföldi növénytermesztő üzemek esete, IEHAS Discussion Papers, No. MT-DP - 2012/30, ISBN 978-615-5243-33-2, Hungarian Academy of Sciences, Institute of Economics, Centre for Economic and Regional Studies, Budapest

This Version is available at:
https://hdl.handle.net/10419/108268

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.

WWW.ECONSTOR.EU

Mitglied der Leibniz-Gemeinschaft

MAGYAR TUDOMÁNYOS AKADÉMIA
Közgazdaság- és Regionális Tudományi Kutatóközpont

MTA KRTK KTI

Research Centre for Economic and Regional Studies
HUNGARIAN ACADEMY OF SCIENCES

MŰHELYTANULMÁNYOK DISCUSSION PAPERS

MT-DP – 2012/30

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

BARÁTH LAJOS - FERTŐ IMRE

INSTITUTE OF ECONOMICS, RESEARCH CENTER FOR ECONOMIC AND REGIONAL STUDIES,
HUNGARIAN ACADEMY OF SCIENCES - BUDAPEST, 2012

Műhelytanulmányok
MT-DP – 2012/30

MTA Közgazdaság- és Regionális Tudományi Kutatóközpont
Közgazdaság-tudományi Intézet

Műhelytanulmányaink célja a kutatási eredmények gyors közlése és vitára bocsátása.
A sorozatban megjelent tanulmányok további publikációk anyagául szolgálhatnak.

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

Szerzők:

Fertő Imre
tudományos tanácsadó
Magyar Tudományos Akadémia Közgazdaság- és Regionális Tudományi Kutatóközpont
Közgazdaság-tudományi Intézet
E-mail: ferto.imre@krtk.mta.hu

Baráth Lajos
tudományos segédmunkatárs
Magyar Tudományos Akadémia Közgazdaság- és Regionális Tudományi Kutatóközpont
Közgazdaság-tudományi Intézet
E-mail: barath.lajos@krtk.mta.hu

2012. november

ISBN 978-615-5243-33-2
ISSN 1785-377X

Kiadó:
Magyar Tudományos Akadémia Közgazdaság- és Regionális Tudományi Kutatóközpont
Közgazdaság-tudományi Intézet

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

Baráth Lajos - Fertő Imre

Összefoglaló

A cikk paneladatok segítségével a magyar gabonatermesztő üzemek technikai hatékonyságát vizsgálja 2001 és 2009 között. A technikai hatékonyság szintjének becslésére a hagyományos sztochasztikus határok modellje (SFA) mellett a technológiai különbségeket is figyelembe vevő látens csoportok modelljét (LCM) használjuk. Eredményeink arra utalnak, hogy a technológiai heterogenitás egy olyan ágazatban is fontos lehet, mint a szántóföldi növénytermesztés, amelyben 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.

Tárgyszavak: heterogenitás, látens csoport modell, növénytermesztő gazdaságok

Journal of Economic Literature (JEL) kód: Q12

Köszönetnyilvánítás: 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 tesztüzemi adatok rendelkezésre bocsátásáért.

Heteregoneity and technical efficiency: The case of Hungarian crop farms

Lajos Baráth - Imre Fertő

Abstract

The aim of this article is to analyse the technical efficiency of Hungarian crop farms between 2001 and 2009 using panel data. We employ both standard stochastic frontier analysis and latent class model (LCM) to estimate technical efficiency. Our results suggest that technological heterogeneity plays important role in crop sector which traditionally is assumed by homogeneous technology. The comparison of standard SFA models assuming that the technology is common to all farms and LCM estimates highlights that the efficiency of crop farms may be underestimated using traditional SFA models.

Keywords: heterogeneity, latent class models, crop farms

Journal of Economic Literature (JEL): Q12

BEVEZETÉS

Az utóbbi években a mezőgazdasági árak jelentős emelkedésének lehetettünk tanúi. Az idei év rendkívül aszályos volt, világszerte szárazságrekordok dőltek meg. A megtermelt gabona mennyisége visszaesett, a kereslet a gabonatermékek iránt élénk a világpiacon. Ebben a környezetben a döntéshozók egyik fő kérdése, hogy milyen mértékben növelhető a világ élelmiszer termelése, milyen hatékonysági/termelékenységi potenciállal rendelkeznek az egyes régiók. Elemzésünk e kérdés vizsgálatához kíván hozzájárulni. A cikk arra a kérdésre keres választ, hogy milyen változások mentek végbe a magyar mezőgazdaság zászlóshajójának tekintett gabonatermesztésben az elmúlt évtizedben és milyen hatékonysági tartalékok találhatók az ágazatban. A termelésben fellelhető tartalékok nagysága jól vizsgálható a technikai hatékonyság elméleti és módszertani keretét felhasználva.

A technikai hatékonyság koncepciója az utóbbi évtizedekben a nemzetközi agrár-közgazdasági irodalom egyik fő kutatási témájává vált. Technikai értelemben az az üzem tekinthető hatékonynak, amelynek termelése eléri a termelési lehetőségek határát, azaz azt a termelési szintet, amelynél az adott időpontban elérhető technológia használatával nem lehetséges többet termelni. Ezt a szintet a technikai értelemben véve nem hatékony üzemek két különböző módon érhetik el: az input szintet változatlanul hagyva növelik kibocsátásukat, vagy az output szintet nem változtatva csökkentik a felhasznált inputok volumenét. A gyakorlatban a kutatók és politikai döntéshozók érdeklődésének fókuszában az üzemek hatékonysági szintjének egymáshoz viszonyított relatíve pozíciója áll. Ennek megfelelően a technikai hatékonyság meghatározható a megfigyelt és a potenciális kibocsátás hányadosaként. Az elérhető legjobb termelési szint meghatározására két fő módszer terjedt el az empirikus irodalomban a nem paraméteres, lineáris programozáson alapuló Data Envelopment Analysis (DEA) és az ökonometriai módszeren alapuló, paraméteres Stochastic Frontier Analysis (SFA) (szokásos elméleti hivatkozási alapok: Coelli és szerzőtársai [2005], Kumbhakar-Lovell [2000] átfogó empirikus áttekintést nyújt pl. Bravo-Ureta és szerzőtársai [2007])

A technikai hatékonyság becslésekor több módszertani problémával szembesülhetünk; az egyik lényeges kérdés a technológiai heterogenitás kezelése. A hagyományos modellek nem veszik figyelembe az üzemek között lévő, vagy az üzemek termelési környezetéből adódó technológiai különbségeket, ezáltal torzított becsléshez vezethetnek. Valamennyi üzem számára azonos technológiai szint elérését feltételezik; másként megfogalmazva az adatokra egy közös termelési határfüggvényt illesztenek. A technológiai heterogenitás kezelése a mezőgazdasági elemzésekben különösen fontos (Corral és szerzőtársai [2009]). Feltehetően

az átalakuló országok esetében mindez még fontosabb, mivel ezekben az országokban nagyobbak a technológiai különbségek az üzemek között a nyugat európai gazdaságokhoz viszonyítva. Amennyiben a technológiai különbségek megléte valószínűsíthető, abban az esetben egy közös termelési határ illesztése minden bizonnyal nem a „valós" technológiai szintet reprezentálja – állapítja meg Orea-Kumbhakar [2003].

A különböző technológiák becslésére két fő módszercsoportot különböztethetünk meg. Az első, leggyakoribb az ún. kétlépcsős módszer. Az első lépcsőben a mintát valamilyen a priori információ alapján felosztjuk és a második lépésben a különböző csoportokra különböző termelési határokat (határfüggvényt?) illesztünk. A második, fejlettebbnek tekintett módszer: ökonometriai eljárás segítségével a technológiai különbségeket figyelembe véve, egy lépésben határozza meg a potenciális termelési szintet és teszi lehetővé a technikai hatékonyság becslését. Ez utóbbi módszerek fő képviselői: a véletlen paraméter (random parameter models, RPM) és a látens csoport modellek (latent class models, LCM) (ld. többek között, Greene [2005], Orea-Kumbhakar [2003] Corral és szerzőtársai [2009] Alvarez-Corral [2010]). A kétlépcsős módszerek hátránya, hogy egyetlen exogén a priori információ valószínűleg nem merít ki valamennyi technológiai különbséget, melyek az üzemek között fennállnak. Ezzel szemben az egy lépéses módszerek az adatokban lévő valamennyi információt felhasználják (Corral és szerzőtársai [2009]).

Az LC modellek használatával, számos előnyös tulajdonságuk ellenére, a magyar mezőgazdaság technikai hatékonyságának vizsgálatáról még nem készült elemzés, ezért cikkünkben e módszert választottuk. További motivációt jelentett, hogy tudomásunk szerint az LC modelleket átalakuló országok mezőgazdaságának vizsgálatára nem használták eddig, illetve specializált szántóföldi növénytermesztő üzemek elemzésére sem. A mezőgazdasági elemzésekre használt LC modellek többnyire nyugat-európai országok mezőgazdaságát, azon belül is elsősorban a tejtermelő szektort elemezték. A specializált szántóföldi üzemek vizsgálata, ezért módszertani szempontból is hozzájárulhat az LC modellek mezőgazdasági empirikus elemzésével kapcsolatos irodalomhoz: rávilágíthat arra, hogy az alapvetően homogénebbnek tartott szántóföldi növénytermesztés esetében feltárhatók-e látens technológiai különbségek és amennyiben igen, milyen hatása van ezeknek a technikai hatékonyság nagyságára.

A cikk a következőképpen épül fel. 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 kereskedelembe, ezeknek a termékpályáknak a legjobb a szervezettsége és ezen üzemek által előállított termékek képezik az agrárexport legnagyobb részét (Pesti-Keszthelyi 2010). A szakirodalomban közkeletű az a nézet, hogy Magyarország a gabonafélék termesztésben 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 változásait vizsgáljuk.

Az üzemi struktúra változásait a gazdaságszerkezeti összeírások (GSZÖ) adatai alapján vizsgáljuk1. 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) 2alatt 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 az összes mezőgazdasági terület közel 40 százalékát művelik. Az időbeli változást nézve, a táblázat adataiból kitűnik, hogy a 16 EUME alatti nagyságkategóriákban művelt mezőgazdasági terület nagysága csökken, e fölött növekszik.

---

[1] 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, amikorra az SFH alapú tipológia szerint rendelkezésre állnak adatok (a 2007-es GSZÖ adatai), így az üzemi struktúra vonatkozásában 2000 és 2007 között álltak rendelkezésünkre összehasonlítható adatok.

[2] 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 árrés értéke, amely a bruttó termelési érték és a közvetlen változó költségek különbsége (Internet 1).

1. sz. táblázat

A specializált gabonaféléket, olajos növényeket és fehérjenövényeket termesztő üzemek száma és az üzemek által használt mezőgazdasági terület megoszlása az EME alapján

EUME/Évek	Üzemek számának megoszlása (%)				Használt mezőgazdasági terület megoszlása (%)			
	2000	2003	2005	2007	2000	2003	2005	2007
< 1 EUME	58,1	46,7	49,3	47,1	4,4	2,9	2,2	1,8
1- 1.9 EUME	14,3	17,2	14,8	14,7	4,8	3,8	2,8	2,3
2 - 3.9 EUME	12,5	14,7	12,8	12,8	8,6	6,6	5,0	4,2
4 -7.9 EUME	7,8	9,7	9,6	9,3	10,5	8,9	7,8	6,2
8 - 15.9 EUME	4,1	5,8	6,0	6,5	10,9	11,2	10,1	8,9
16 - 39.9 EUME	1,8	3,7	4,7	5,8	10,9	16,2	17,4	17,6
40 - 99.9 EUME	0,8	1,7	2,0	2,8	12,2	17,4	18,6	21,0
100 - 249.9 EUME	0,4	0,4	0,5	0,7	16,0	11,4	12,2	13,4
>250 EUME	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

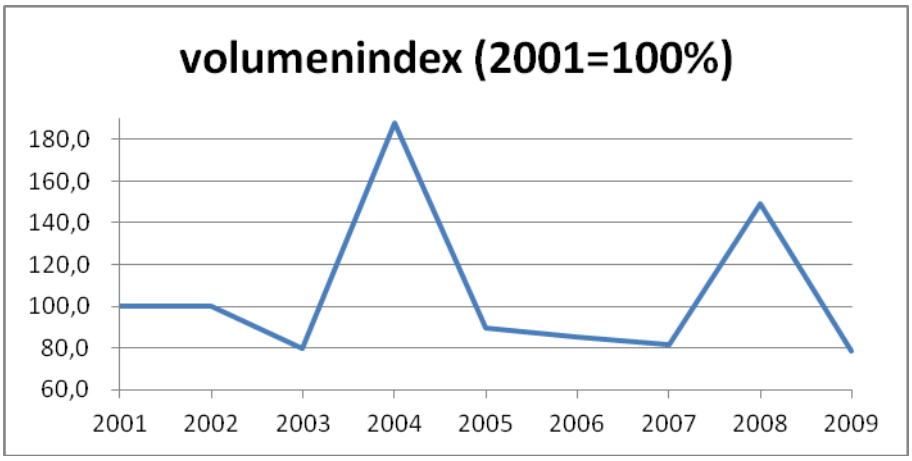
Forrás: Saját összeállítás az Eurostat adatai alapján

Az 1. ábra a gabona és ipari növények kibocsátási volumenének változását mutatja. A kibocsátás és az inputok változásának vizsgálatához a mezőgazdasági számlarendszer (MSZR) adatait használtuk. Az 1. ábrán jól látható, hogy a gabona és az ipari növények kibocsátásának volumene nagymértékű hullámzást mutat a vizsgált időszak alatt. Egyértelmű tendencia nem figyelhető meg, a kiugró években a kibocsátási volumene jelentősen meghaladhatja az átlagos évek értékeit; 2004-ben pl. több mint 80 százalékkal volt magasabb a gabona és ipari növények kibocsátása a 2000-es évek elejéhez viszonyítva.. A nagymértékű hullámzás gazdasági eredményre gyakorolt hatására hívja fel a figyelmet Harangi-Rákos-Szabó [2010], akik a mezőgazdasági szervezetek gazdálkodásának eredményességét vizsgálták a 2002-2009 közötti időszakban. Eredményeik alapján: az adózás előtti eredmény alakulását döntően az időjárási viszonyok függvényében erősen hullámzó üzleti tevékenység eredménye határozza meg, de jelentős módosító tényezőként szerepel a pénzügyi műveletek tartós és tendenciájában növekvő negatív egyenlege is. A kibocsátás jelentős ingadozásával kapcsolatban Kapronczai 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.

1. sz. ábra

A gabona és ipari növények kibocsátási volumenének változása, 2001=100%

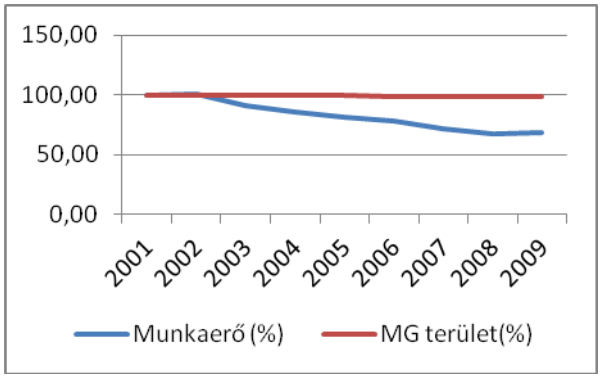


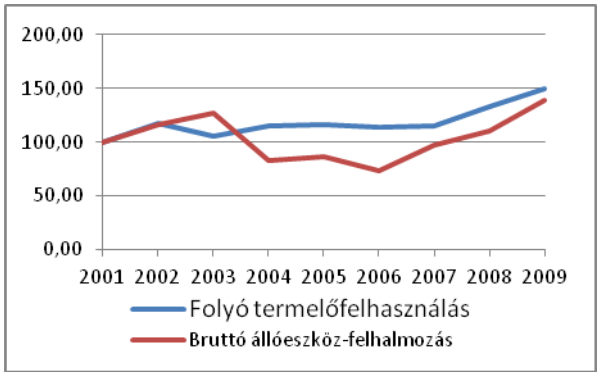
Forrás: KSH

A kibocsátást követően a fő inputok változását vizsgáltuk[3] (2. ábra). A felhasznált inputok változásáról megállapítható: a mezőgazdasági terület esetében figyelhető meg a legkisebb változás; a mezőgazdasági munkaerő változása egyértelműen csökkenő trendet mutat.

2. sz. ábra

Az inputok változása, 2001=100%





Forrás: KSH

A bruttó állóeszköz-felhalmozás volumene mutatja a legnagyobb hullámzást, a vizsgált időszak elején növekedett, majd visszaesett és az időszak végén újra növekedésnek indult. A

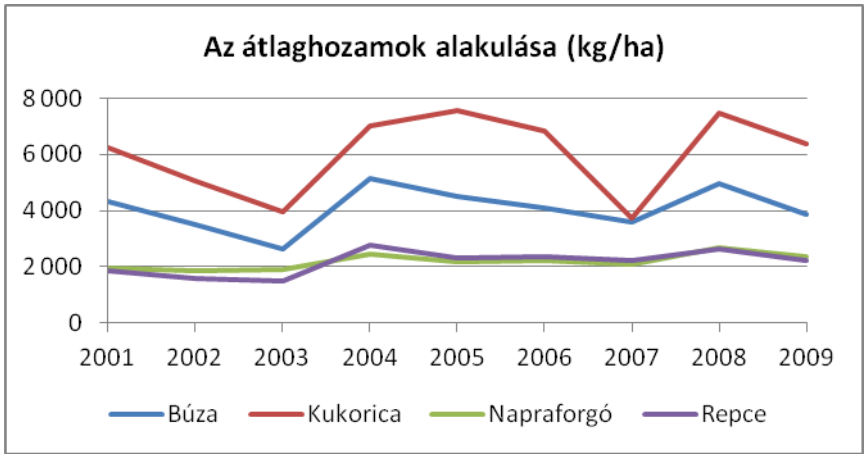
[3] A mezőgazdasági számlarendszerben az inputok elkülönítve a gabona, olajos és fehérjenövényeket termelő gazdaságokra vonatkozóan nem állnak rendelkezésre, ezért az inputokat a teljes mezőgazdaságra vonatkoztatva mutatjuk be, a mezőgazdaságban végbement fő tendenciák illusztrációjaként.

folyó termelő-felhasználás esetében hullámzások mellett, alapvetően növekvő tendencia figyelhető meg.

A 3. ábra az átlaghozamok alakulását mutatja. Megállapítható, hogy az átlaghozamok az országos átlagot tekintve nem növekedtek a vizsgált időszak alatt. Az átlaghozamok esetében a kibocsátáshoz hasonlóan jelentős hullámzás figyelhető meg, a búza és kukorica esetében a hullámzás nagyobb, a napraforgó és repce átlaghozama egyenletesebb.

3. sz. ábra

Az átlaghozamok változása



Forrás: KSH

Összefoglalva, az üzemi struktúra vizsgálata rámutat, 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 hatása 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 módszer (DEA és SFA) használatával jelentek meg tanulmányok. Latruffe és szerzőtársai [2012] DEA módszert alkalmazva, a magyar valamint a francia specializált tejtermelő és specializált gabona, olajos és fehérjenövényt (GOF) termelő üzemek technikai hatékonyságának változását vizsgálta a 2001-2007-ig terjedő időszakban. Azzal a feltételezéssel éltek, hogy adott országban, adott termelési irányon belül azonos technológiai szint érhető el valamennyi üzem számára. Az országok közötti technológiai különbségeket

meta termelési határfüggvény (metafrontier) segítségével vizsgálták. Az eredményeik azt mutatták, hogy a francia GOF növényeket termelő üzemek átlagban hatékonyabbak voltak a saját technológiai szintjüket reprezentáló határ(függvényhez?)hoz viszonyítva, a tejtermelő üzemek esetében viszont nem találtak különbséget. Eredményeik szerint a magyar üzemek által alkalmazott technológia termelékenyebb volt mind a GOF növényeket termelő, mind a tejtermelő üzemek esetében, a különbség azonban a GOF növényeknél jóval markánsabb volt.

Bakucs és szerzőtársai [2010] SFA módszert alkalmazva vizsgálták a magyar mezőgazdaság technikai hatékonyságának az európai uniós (EU) csatlakozás előtti és utáni alakulását, valamint a technikai hatékonyság szintjére ható tényezőket. Eredményeik azt mutatták: (1) a csatlakozást követően megfordult a csatlakozás előtt tapasztalható technikai hatékonyság csökkenés; (2) a csatlakozást követően kapott nagyobb összegű támogatások hatása negatív volt a technikai hatékonyság szintjének alakulására; (3) az üzemek látszólagos munkaerőhiánnyal szembesülnek, mely korlátozza a termelésüket és hatékonyságukat.

Bakucs és szerzőtársai [2012] SFA módszerrel a specializált tejtermelő üzemek technikai hatékonyságát elemezték 2001 és 2008 között. Eredményeik 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 becslésének eredménye azt mutatta, hogy a használt módszerektől, termék csoportoktól 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 összehasonlításon alapuló tesztek statisztikailag szignifikáns különbséget mutattak ki a különböző üzemi csoportok között. A panel regressziós elemzések azonban csak részben igazolták ezeket az eredményeket.

Baráth és szerzőtársai [2009] a magyar mezőgazdaság teljes tényezős termelékenységének (TFP) változását vizsgálták a 2001-2006 közötti időszakban SFA módszerrel. Elemzésükhöz az Alvarez és szerzőtársai (2003, 2004) által javasolt random paraméter modell becsült paramétereit felhasználva a Caves-Christiensen-Diewert [1982] által kidolgozott multilaterálisan konzisztens TFP indexet számítottak és a TFP változást összetevőikre (technológiai változás, technikai hatékonyság, mérethatékonyság) bontották. Eredményeik a TFP értékének nagymértékű hullámzását mutatták. A TFP változás két fő meghatározója a technikai hatékonyság és a technológiai változás volt. A technológiai változás a vizsgált időszakban pozitívan befolyásolta a TFP értékének alakulását, míg a technikai hatékonyság változása – erős hullámzás mellett – kis mértékben negatív irányba. A mérethatékonyság változásának hozzájárulása a TFP változáshoz minimális volt.

Összefoglalva, a közelmúltban megjelent tanulmányok azonosítottak néhány, a magyar mezőgazdasági üzemek technikai hatékonyságát befolyásoló potenciális 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 LC modell használatával, amely lehetővé teszi a különböző látens technológiai különbségek feltárását és ez által a technikai hatékonyság pontosabb becslését.

Az elméleti modell

A DEA és az SFA módszereknek egyaránt vannak előnyei és hátrányai. A kettő közül a DEA módszer rugalmasabbnak tekinthető, mivel – ellentétben az SFA módszerrel – nem szükséges meghatározni az input-ouptut kapcsolatot leíró speciális függvényformát és a nem hatékony üzemek eloszlására vonatkozóan sem kell feltételezéssel élni. A DEA módszer hátránya viszont, hogy érzékenyebb a kiugró értékekre és az adatokban lévő mérési hibákra. A magyar mezőgazdaság esetében gyakran találkozhatunk kiugró értékekkel, ezért elemzésünkhöz az SFA módszert választottuk.

Az SFA módszert eredetileg egymástól függetlenül Aigner és szerzőtársai [1977] valamint Meeusen - van den Broeck f1977] vezette be.

Az általuk javasolt modell, a következőképpen írható fel:

$\ln y_i = \alpha + \beta' X_i + v_i - u_i$, (1)

ahol y az üzemek kibocsátását jelenti, 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:

- $v_{it} \sim iid\ N(0, \sigma_v^2)$; (2)
- $u_{it} \sim iid\ N^+(0, \sigma_u^2)$. (3)

A 2-es feltétel alapján v_{it} független és ideális normál eloszlású random változó 0 várható értékkel és σ_v^2 varianciával. A 3-as feltétel alapján u_{it} független és ideális eloszlású fél-normál eloszlású random változó 0 várható értékkel és σ_u^2 varianciával. További feltételezés, hogy u_{it} és v_{it} eloszlása független egymástól és a regresszoroktól.

Alvarez-Corral [2010] alapján a fenti egyenlet LC modell esetében a következőképpen módosul:

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

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-fél-normál LC model esetében t időpontban, a j-edik csoportba tartozó i-edik üzemre vonatkozóan a következőképpen határozható meg (Kumbhakar - Lovell [2000]):

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

ahol $\varepsilon_{it|j} = y_{it} - \beta_j' x_{it}$, $\sigma_j = \left[\sigma_{uj}^2 + \sigma_{vj}^2\right]^{1/2}$, $\lambda_j = \sigma_{uj}/\sigma_{vj}$, ϕ a standard normális eloszlást Φ a kumulatív eloszlási függvényt jelöli.

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

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

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

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

$\mathrm{P_{ij}}$ többféleképpen is paraméterezhető (Greene [2005]); a leggyakoribb a multinominal logit (Greene [2005], Alvarez - Corral [2010]):

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

ahol q_i az üzemspecifikus, de időben változatlan csoport elkülönítő változók vektora, melyek 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-ek összegeként határozható meg (Greene [2005], Alvarez - Corral [2010]):

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

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 2 európai méretegységet (EUME) elérő gazdaságokra nézve reprezentatív minta (Keszthelyi [2010]). 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.

A cikkben az empirikus becsléshez a specializált gabonaféléket, olajos magvakat és fehérjenövényeket termesztő üzemek 2001-től 2009-ig terjedő adatait használtuk[4]. A tesztüzemi rendszerbe be és kiléphetnek üzemek. A reprezentativitás megtartása érdekében a kilépő üzemek hasonló sajátosságokkal rendelkező üzemekkel kerülnek helyettesítésre. A cikk elsődleges célkitűzése az üzemek között lévő látens technológiai különbségek feltárására és a technológiai különbségek technikai hatékonyságra gyakorolt hatásának vizsgálata. Ez a kérdés jobban vizsgálható, ha ugyanazokat, nem pedig hasonló sajátosságokkal rendelkező üzemeket veszünk figyelembe, ezért kiegyensúlyozott panel adatokat használtuk; tehát csak azokat az üzemeket vettük figyelembe, amelyek valamennyi vizsgált évben szerepeltek az adatbázisban. Az adatokat az Agrárgazdasági Kutatóintézet (AKI) bocsátotta rendelkezésünkre.

Évente, így 184, összesen 1656 megfigyelést tartalmaz a vizsgált mintánk. A modellszámításhoz egy outputot (Y) (az üzemek teljes kibocsátását) és 4 inputot (Éves munkaerőegység[5] (x1), mezőgazdasági terület (x2), befektetett eszközök (x3) és a növénytermesztés speciális költségeit (x4) használtunk. A technológiai haladás becslésére dummy változóként a (t) paramétert, valamint a t változó négyzetes tagját is (tt) szerepeltettük a modellben a nem monoton technikai haladás hatásának figyelembe vételére. Továbbá, a (t) változó egyes inputokkal való interakcióit is figyelembe vettük a nem semleges technikai haladás vizsgálatához. A folyó áras adatokat a megfelelő deflátorokkal a 2005-ös évre defláltuk. Pontosabban, az outputot a mezőgazdasági termelői árindexszel, a növénytermesztés speciális költségeit a mezőgazdasági vásárolt javak és szolgáltatások

[4] 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 (Internet 1).

[5] 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) (Internet 1).

árindexével a befektetett eszközöket a mezőgazdasági beruházások árindexével defláltuk. A becsléshez transzlog függvényformát használtunk.

Az empirikus modell a következőképpen írható fel:

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

A becsléseket a Limdep programcsomag segítségével végeztük.

A mintát leíró néhány statisztikai jellemzőt a 2. táblázat tartalmazza. Szembetűnő az egyes változók nagy varianciája; a munka input minimuma 0.01, míg a maximum 87, a mezőgazdasági terület 8,5 és 3837 között szóródik.

2. sz. táblázat

A minta jellemzői és a modellben használt változók jelölése

	Jelölés	Átlag	Szórás	Minimum	Maximum
Teljes kibocsátás (1000 Ft)	Y	34879,1	76877,7	321,009	916979
Munkaerő (ÉME)	x_1	3,69657	8,79723	0,01	86,79
Mezőgazdasági terület (ha)	x2	245,133	476,009	8,5	3836,9
Befektetett eszközök (1000 Ft)	x3	46037,3	62969,3	240,001	555270
Speciális költségek6 (1000 Ft)	x4	12454,6	28089,2	56,1101	273696

Forrás: Saját számítás a magyar tesztüzemi adatbázisból

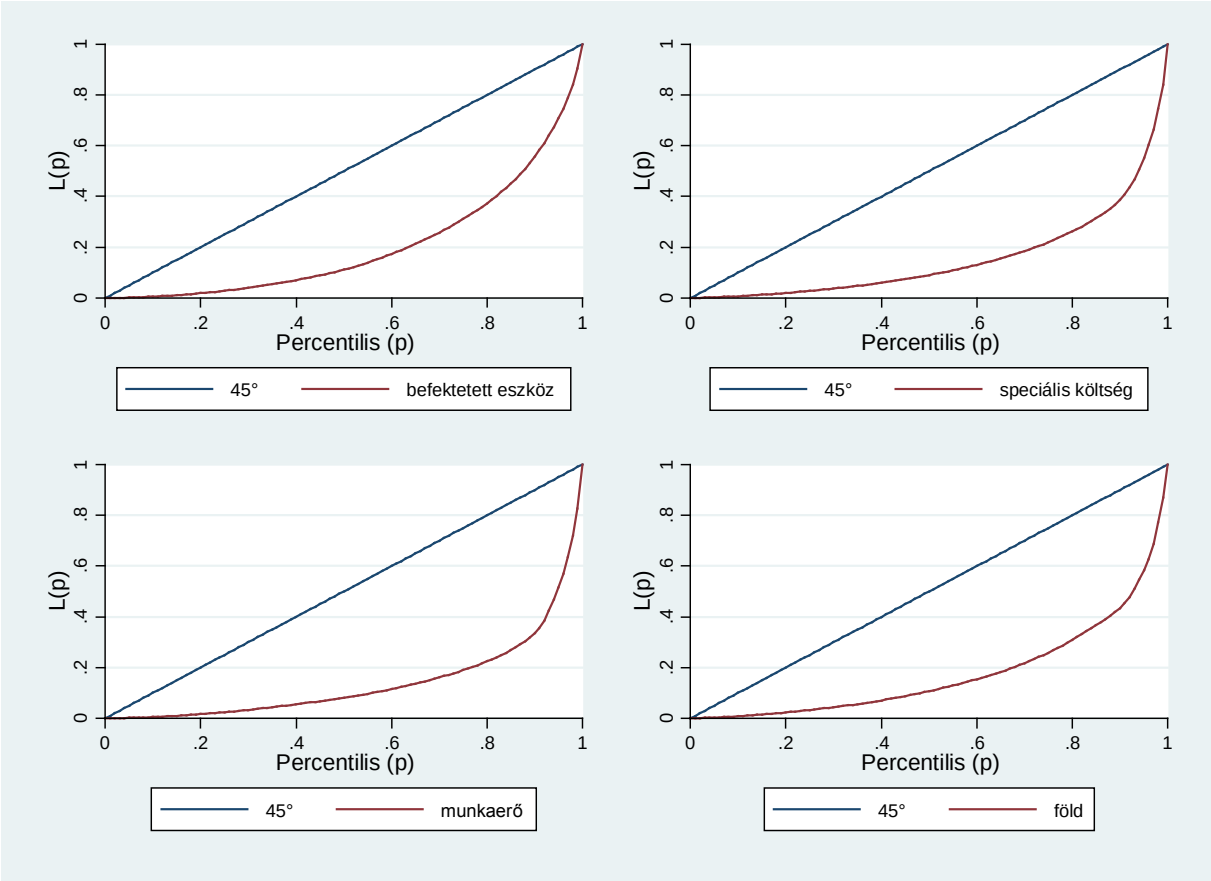
Az egyes inputok szórásának nagy értéke az üzemi struktúra egyenlőtlenségeire utal. Az egyenlőtlen üzemi struktúrát jól szemlélteti az 4. ábra, amely az egyes inputok Lorenz görbéit mutatja. A Lorenz görbék valamennyi input esetében jelentős egyenlőtlenséget mutatnak.

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, mely erősítheti az adott csoportba tartozás valószínűségét.

[6] A tesztüzemi rendszerben definiált: a növénytermesztés speciális költségei (SE275), amely magában foglalja a vetőmag és szaporítóanyag, a műtrágya a növényvédelmi termékek és az egyéb növénytermesztéshez kapcsolódó speciális költségeket.

4. sz. ábra

Az inputok Lorenz görbéi



Forrás: Saját számítás a magyar tesztüzemi adatbázisból

Eredmények

Az eredmények ismertetését az illesztett függvény becsült paramétereinek bemutatásával kezdjük. Az inputváltozók a geometriai átlagukkal normalizálva voltak, így a kapott paraméterek az üzemek átlagára vonatkozóan output elaszticitásként értelmezhetők. Az LC modell eredményei mellett a hagyományos SFA modell eredményeit is ismertetjük, így az eredmények összehasonlíthatók.

A becsült paraméterek értékeit a 3. táblázat tartalmazza. Mindkét modell és mindkét csoport esetében a munka, a mezőgazdasági terület, a tőke és a speciális költségek elaszticitásának előjele megfelel a várakozásoknak, valamennyi pozitív. A lambda 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 (t>0), de a technológiai haladás üteme csökkenő (TT<0). A technológia haladás munkaerő csökkentő (T*X1<0) és speciális költség növelő (T*X4>0) volt a modell eredményei alapján.

3. sz.táblázat

A minta jellemzői

	Közös frontier		LCM-C1		LCM-C2	
	együttható	t-érték	együtthatók	t érték	együtthatók	t-érték
Konstans	0,33036***	13,2	0,25257***	8,5	0,48207***	17.7
T	0,01786***	4,5	0,02449***	5,0	0,01642***	3.8
TT	-0,00957***	-2,9	-0,01573***	-3,8	-0,00750**	-2.0
X1	0,12997***	6,5	0,06414***	3,3	0,14136***	5.5
X2	0,50988***	14,6	0,39412***	8,8	0,47801***	12.4
X3	0,07639***	4,7	0,06123***	2,9	0,10907***	7.2
X4	0,32139***	10,6	0,48804***	13,2	0,27105***	9.0
X1*X2	0,05449	1,1	0,02436	0,5	-0,02318	-0.3
X1*X3	0,01453	0,5	0,00571	0,3	0,06742**	2.2
X1*X4	-0,06309	-1,4	-0,0162	-0,5	-0,18168**	-2.6
X2*X3	,07417*	1,8	0,12288**	2,2	0,0359	0.8
X2*X4	0,11118	1,6	0,12801	1,2	0,24532**	2.6
X3*X4	-0,07254**	-2,1	-0,07564*	-1,7	-0,10647***	-3.4
X1*X1	0,08643**	2,3	0,06473**	2,1	0,25410***	5.0
X2*X2	-0,37953***	-3,7	-0,48070***	-2,9	-0,39787***	-2.8
X3*X3	0,00249	0,1	-0,04576**	-2,1	0,01957	0.8
X4*X4	0,06284	0,8	0,08465	1,0	0,04418	0.4
T*X1	-0,02011***	-2,8	-0,02482***	-3,8	-0,02351***	-3.0
T*X2	0,0067	0,6	-0,00796	-0,6	0,00888	0.8
T*X3	0,00209	0,4	0,01267*	1,9	-0,00303	-0.6
T*X4	0,01173	1,0	0,02083*	1,8	0,01864*	1.7
Lambda	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	-	-
Mg-i terület	-	-	-0,00202**	-2,3	-	-

Forrás: Saját számítás
Megjegyzés: *** 1%-os ** 5%-os * 10%-os szignifikanciaszintet jelöl.

Az egyes modellek technológiai paraméterei között lényeges eltérések vannak. A kapott eredmények két szempontból is összehasonlíthatók: a közös frontier eredményei az LC modell által kapott csoportokkal és az LC modell által kapott két csoport közötti különbségek. A technológia paraméterek mindkét összehasonlítás tekintetében különbözőek. A modellek közötti választáshoz a log likelihood értékeket hasonlítottuk össze, valamint az AIC (Akaike Információs Kritérium) értékeket használtuk. A mintára az a modell illeszkedik jobban, amelyiknek a log-likelihood értéke nagyobb, az AIC értéke kisebb. Az LC modell log-likelihood értéke -465.9 , az AIC értéke 0,7; míg az azonos technológiát feltételező modell esetében -555.9 a log-likelihood és 0,62 az AIC értéke. Mindez arra utal, hogy az LC modell jobban illeszkedik az adatokra.

Szeparáló változóként az egyes üzemek mezőgazdasági területének éves átlagadatait használtuk. A változó értéke szignifikáns, ami igazolja azon feltevésünket, hogy az üzemméret szerepet játszik a két csoport létrejöttében; a mezőgazdasági terület növekedése csökkenti az üzemek 1-es csoportba kerülésének valószínűségét.

Második lépésben azt vizsgáltuk, hogy a modell által kapott két csoport technológiája valóban eltérő-e? A csoportok határtermék értékei és mérethozadékai 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. A határtermék számításához az egyes üzemek elaszticitásának értékeit szoroztuk az átlagtermék értékével, majd a kapott értékek egyszerű számtani átlagát vettük a vizsgált időszakra vonatkozóan (4. táblázat).

4. sz. táblázat

Egyes inputok határtermékei

	LCM		Közös	
			határfüggvény ?	
	C1	**C2**	**C1**	**C2**
Mezőgazdasági terület	35,4	70,4	53,5	40,6
Speciális költségek	3139,9	5805,1	1959,4	8656,7

Forrás: Saját számítás

A különbségek jobb szemléltetése érdekében, a közös határ(függvény?) esetében is kiszámoltuk a határtermék értékeket az LC modell által azonosított csoportokra. Így mivel ugyanazok az üzemek kerülnek összehasonlításra, az eltérés csak a becsült paraméterek különbségéből adódik. A táblázat adatai egyértelműen alátámasztják, hogy jelentős technológiai különbségek vannak az egyes csoportok között.

A mérethozadék esetében, bár a különbségek kisebbek, de szintén láthatók az azonosított csoportok közötti eltérések (5. táblázat, 5. ábra).

5. sz. táblázat

Skála rugalmasság

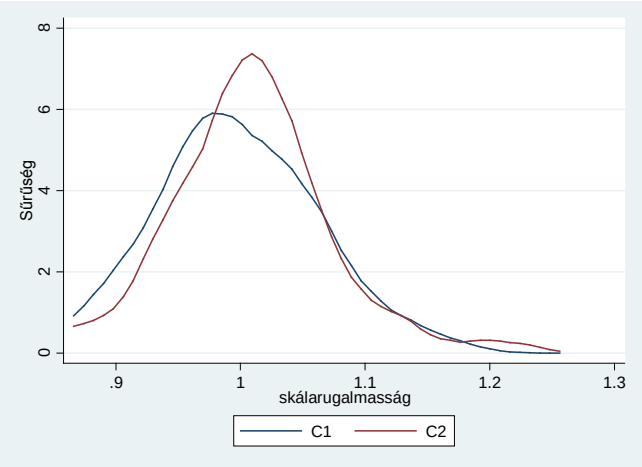
LCM		Közös	
		határfüggvény ?	
C1	C2	C1	C2
0,994	1,007	1,037	1,038

Forrás: saját számítás

A csoportok közötti különbség vizsgálatára statisztikai teszteket használtunk. A két minta átlaga közötti különbséget Mann-Whitney próbával vizsgáltuk, az eredmény a két csoport átlaga közötti szignifikáns különbséget mutatta. Hasonlóképpen nem paraméteres Kolgomorow-Smirnov és Kruskall-Wallis próbákat is használtunk annak vizsgálatára, hogy a két csoport eloszlása azonos-e és hogy a két csoport homogénnek tekinthető-e? Az eredmények alapján mindkét próba esetében a null hipotézist elvetettük, a két csoport nem homogén és nem egyezik meg az eloszlásuk.

5. sz.ábra

Skála rugalmasság



Forrás: Saját számítás

A csoportok közötti különbségek részletesebb vizsgálatához a 6. táblázatban a csoportok egyes jellemzőit hasonlítottuk össze. A 6. táblázat adataiból kitűnik, hogy a két csoport között jelentős különbségek vannak. A különbség minden esetben statisztikailag szignifikáns a Mann-Whitney teszt alapján. Az 1-es csoport valamennyi vizsgált értéke szignifikánsan kisebb a kettes csoporténál, a z statisztika értéke minden esetben negatív. A magyar mezőgazdaság, mint az előző részben láthattuk, az üzemméret szempontjából rendkívül heterogén. A kapott eredmények – összhangban a szeparáló változókén használt mezőgazdasági területre kapott paraméter becslés értékével – igazolják a leíró statisztikából adódó feltételezést, hogy az üzemméret ilyen nagymértékű heterogenitása esetén az alkalmazott technológiában is eltérések vannak, és a technológia megválasztásában az üzemméret szerepet játszik. A vizsgált csoportok közötti különbség azonban nem csak az üzemméretből adódik, s a létrejött két csoport nem különíthető el a klasszikus kisüzem/nagyüzem csoportosítás mentén. A méret mellett, az üzemek a termelési intenzitásában is különböznek. A 2-es csoport egységnyi területre jutó műtrágya, növényvédőszer és vetőmag költsége is magasabb, ami azt mutatja, hogy az ebbe a csoportba kerülő üzemek intenzívebb gazdálkodást folytatnak. A fentiekből következőleg, egy közös frontier illesztése valószínűleg nem a valós technológiai szintet mutatja, és ezért a technikai hatékonyság torzított becslését eredményezheti. A mezőgazdaság kibocsátási potenciáljának nagyságát felülbecsüli, ami hibás mezőgazdasági fejlesztést elősegítő agrárpolitikai javaslatokhoz vezethet.

6. sz. táblázat

Az LC modell által azonosított csoportok jellemzői

	C1	C2	Mann Whitney teszt	
			z-stat.	p-érték
Kibocsátás (1000 Ft)	13,686,4	57,500,4	-14,0	0,000
Munkaerő felhasználás (ÉME)	1,7	5,9	-7,7	0,000
Mezőgazdasági terület (ha)	130,2	367,8	-6,5	0,000
Befektetett eszközök (1000 Ft)	32,341,0	60,657,0	-7,3	0,000
Speciális költségek (1000 Ft)	5,705,8	19,658,5	-10,1	0,000
Európai Méret Egység (EUME)	28,1	91,4	-9,3	0,000
Családi gazdaság részaránya	83	66	-8,2	0,000
műtrágya/ha (1000 Ft/ha)	14,9	17,3	-6,5	0,000
vetőmag/ha (1000 Ft/ha)	12,6	15,6	-9,5	0,000
növényvédőszer/ha (1000 Ft/ha)	10,6	13,9	-10,6	0,000

Forrás: Saját számítás

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. A 2. 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 közös frontier illesztése által kapott eredmény azt sugallja, hogy az 1. csoport közel 40 százalékkal tudná növelni a kibocsátását az input szintet változatlanul 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. sz. táblázat

Technikai hatékonyság

LCM			Közös határfüggvény ?		
C1	C2	Átlag	C1	C2	Átlag
0.810	0.857	0,83	0.637	0.847	0,74

Forrás: saját számítás

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

Alvarez-Corral [2010], valamint Kumbakhar és szerzőtársai [2009] alapján, ha a termelési határ(függvény) által becsült output „a" technológia esetében nagyobb, mint a „b" technológia esetében, akkor adott input szintet feltételezve az „a" technológia valamennyi becsült output értéknek a „b" technológia becsült értéke fölött kell, elhelyezkedjen. A 8. táblázat a becsült output értékeinek átlagait, szórását, minimum és maximum értékét mutatja a vizsgált években. A táblázat adatai alapján a 2. csoport technológiája mutatkozik termelékenyebbnek, e csoport becsült output értéke az átlagadatok alapján valamennyi évben fölötte volt a másik csoportnak; a különbség több mint 30 százalék két csoport között. Az egyes üzemek összehasonlítása azt mutatta, hogy a 2. csoport becsült output értéke az esetek 98 százalékában az 1. csoport output értéke fölött helyezkedett el. Bár a fentiekben ismertetett kritérium nem teljesül 100 százalékban, nagy valószínűséggel kijelenthető, hogy a 2-es csoport termelékenysége nagyobb, különösen figyelembe véve azt a tényt, hogy a 2-es csoport technikai hatékonysága is magasabb.

8. sz. táblázat

A becsült output értékeinek összehasonlítása

		Átlag	Szórás.	Minimum	Maximum
2001	Y2	40730,7	85700,5	2148,62	667335
	Y1	32448,1	87148,2	1428,31	956473
	Y2/Y1	1,42	0,29	0,70	3,11
2002	Y2	42641,6	88934	2389,78	676116
	Y1	36157,7	93983,3	1846,76	931922
	Y2/Y1	1,37	0,23	0,73	2,82
2003	Y2	46753,5	95399,5	2468,54	731301

	Y1	39332,9	97817,1	1904,27	959923
	Y2/Y1	1,37	0,18	0,76	2,15
2004	Y2	49965,7	102915	2469,86	902294
	Y1	42619,6	105684	1675,22	1,06E+06
	Y2/Y1	1,34	0,19	0,85	2,25
2005	Y2	50550,9	99217,5	2638,01	877362
	Y1	42077,5	102784	2066,59	1,12E+06
	Y2/Y1	1,33	0,20	0,79	2,57
2006	Y2	51805,4	101623	2065,03	882330
	Y1	43040,3	98028,3	1570,82	975014
	Y2/Y1	1,31	0,17	0,90	2,17
2007	Y2	52831,8	102970	1879,92	851156
	Y1	44874,4	102177	1170,69	950415
	Y2/Y1	1,32	0,16	0,90	2,06
2008	Y2	53080,9	101768	1045,59	774926
	Y1	45380,6	103720	1121,42	888778
	Y2/Y1	1,33	0,20	0,85	2,60
2009	Y2	53047,3	99786	1718,43	747711
	Y1	44431	95102,4	1098,59	751232
	Y2/Y1	1,34	0,18	0,89	2,07

Forrás: saját számítás

A termésátlagok összehasonlítása megerősíti a becsült y értékek alapján levont következtetést, hogy a 2. csoport üzemeinek termelékenysége nagyobb. A 2. csoport átlaghozamai valamennyi termék esetében magasabbak voltak, a legkisebb különbség az őszi árpa, míg a legnagyobb a kukorica átlaghozama között volt megfigyelhető.

9. sz. táblázat

A termésátlagok összehasonlítása

	C1	C2	C2/C1
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

Forrás: saját számítás

Következtetések

A cikk a következő kérdésekre keresett választ: (1) milyen változások mentek végbe az elmúlt évtizedben a magyar specializált gabona, olajos és fehérjenövényeket termesztő üzemek esetében; (2) milyen technikai hatékonysági tartalékok találhatók az ágazatban; (3) feltárhatók-e különböző technológiák LC modell segítségével; (4) amennyiben feltárhatók, a különböző technológiák azonosítása hogyan befolyásolja a technikai hatékonyság becsült értékét és (5) ennek milyen következményei lehetnek a mezőgazdaság fejlesztését célzó agrárpolitikai javaslatok szemszögéből. Az eredmények az alábbiak szerint foglalhatók össze.

Az üzemszerkezetet illetően továbbra is a duális struktúra maradt meghatározó. A kibocsátás tekintetében egyértelmű tendencia nem rajzolódott ki, jelentős hullámzások tarkították a vizsgált időszakot. A felhasznált input volument nézve a mezőgazdaságilag művelt terület nagysága mindössze kismértékben változott, a felhasznált mezőgazdasági munkaerő egyértelmű csökkenő tendenciát mutatott, a bruttó állóeszköz-felhalmozás volumene a vizsgált időszak elején növekedett, majd visszaesett és az időszak végén újra növekedésnek indult. A folyó termelő-felhasználás esetében hullámzások mellett, alapvetően növekvő tendencia mutatkozott.

A hatékonysági tartalékok vizsgálatára és a látens technológiai különbségek feltárására LC modellt használtunk, valamint az eredményeket egy hagyományos, azonos technológiai szintet feltételező modellel hasonlítottuk össze. Korábbi, LC modellt használó tanulmányok döntően nyugat-európai országok esetében elemezték, azon belül is elsősorban a tejtermelő szektorban, a technológiai különbségek technikai hatékonyság nagyságára gyakorolt hatását. Elemzésünk, mind empirikus, mind módszertani szempontból hasznos megállapítások

levonását tette lehetővé. Először, igazolta azt a feltevésünket, hogy a technológiai különbségek figyelembevétele átalakuló országok esetében különösen fontos. A hagyományos és az LC modell által becsült technikai hatékonyság értéke közötti különbség jelentős volt; az átlagadatokat nézve 10 százalék, a modell által feltárt 1-es csoport esetében több mint 20 százalék. Másodszor, bemutatta, hogy – a tejtermeléshez viszonyítva – alapvetően homogénebbnek tartott szántóföldi növénytermesztés esetében is feltárhatók látens technológiai különbségek. Harmadszor, a feltárt csoportok eltérő sajátosságait figyelembe véve célzottabb agrárpolitikai intézkedések hozhatók. Negyedszer, az eredmények további vizsgálatok alapjául szolgálhatnak, ugyanis a feltárt csoportok technikai hatékonysága és termelékenysége is eltérő volt; a csoportok részletesebb vizsgálata ezért választ adhat több fejlesztési intézkedések szempontjából fontos kérdésre. Többek között, a tényezők azonosítása, amelyek a csoportok közötti fő eltéréseket okozzák mind mikro, mind makro szempontból felhasználható gyakorlati eredményekre vezethetnek. Mikro szempontból elsősorban szaktanácsadás keretén belül, makro szempontból fejlesztési tervek kidolgozásakor. Végezetül, elemzésünk adatai azt mutatják, hogy kisebbek a technikai hatékonysági tartalékok az ágazatban a korábbi tanulmányok eredményeihez viszonyítva. Ez utóbbi megállapítás arra hívja fel a figyelmet, hogy a növekedést befolyásoló egyéb tényezők (technológiai haladás, input-output mix allokációs hatékonyság relatív szerepe felértékelődhet a korábbi feltételezésekhez viszonyítva mind kutatási, mind agrárpolitikai szempontból.

IRODALOMJEGYZÉK

Aigner, D. – Lovell, C. – Schimdt, P. [1977]: Formulation and estimation of stochastic production function models. Journal of Econometrics, 6., 21–37. o.

Álvarez, 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.

Álvarez, 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. – del Corral, J. [2010]: Identifying different technologies using a latent class model: extensive versus intensive dairy farms. European Review of Agricultural Economics, Vol. 37. [2] 231-250

Bakucs Lajos Zoltán – Fertő Imre – Fogarasi József – Tóth József [2012]: Farm organisation and efficiency in Hungarian dairy farms. Milk Science International, Vol. 67. 2.sz. 147-150. o.

Bakucs L. Z. – Latruffe, L. – Fertő, I. – Fogarasi, J. [2010]: The impact of EU accession on farms' technical efficiency in Hungary. Post-Communist Economies, Vol. 22. 2. sz. 165-175. o.

Baráth, L. – Hockmann, H. – Keszthelyi, Sz. – Szabó, G. [2009]: A teljes tényezős 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. sz. 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." Springer, USA

del Corral, J. Alvarez, A. – Tauer, L. [2009]: Detecting technological heterogeneity in New York farms. Working paper Department of Applied Economics and Management. Cornell University, Ithaca, New York 14853-7801 USA. WP 2009-16, April 2009

Fogarasi, J. – Latrufe, 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 [2005] 269-303. o.

Harangi-Rákos Mónika – Szabó Gábor [2011]: A mezőgazdasági szervezetek gazdálkodásának vizsgálata a 2002–2009 közötti időszakban. Gazdálkodás 55. évf. 4. sz. 358-366.o.

Internet 1: www.ksh.hu

Jámbor Attila [2009]: A magyar gabonafélék és feldolgozott termékeinek komparatív előnyei és versenyképessége az EU–15 országok piacain. Közgazdasági Szemle, LVI. évf. 5. sz. 443-463. o.

Kapronczai István [2010]: A magyar agrárgazdaság az adatok tükrében ez EU csatlakozás tükrében. Agrárgazdasági Információk 2010. 12. sz. AKI, Budapest.

Kapronczai István [szerk.: 2007a]: A mezőgazdasági jövedelem információs rendszerek összefüggései. Agrárgazdasági Információk. 2007/1. Budapest.

Keszthelyi Szilárd – Pesti Csaba [2009]: A Tesztüzemi Információs rendszer 2008. évi eredményei. Agrárgazdasági Információk. 2009. 3. sz. AKI, Budapest

Keszthelyi Szilárd [2010]: A Tesztüzemi Információs Rendszer 2006. évi eredményei.[Results of Hungarian FADN farms] Agrárgazdasági Információk, 2007. 5. szám. 1-39. o.

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.

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. [1977g Efficiency estimation from Cobb–Douglas production functions with composed error. International Economic Review, 18, 435–444.

Orea, L. – Kumbhakar, S. C. [2003]: Efficiency measurement using a latent class stochastic frontier model. Working Paper. http://bingweb.binghamton.edu/~kkar/ee_0251.pdf

Pesti Csaba – Keszthelyi Szilárd [2010]: A különböző típusú üzemek jövedelmét befolyásoló tényezők vizsgálata és nemzetközi összehasonlítása. Agrárgazdasági Információk. 2010. 2. sz. AKI, Budapest