

Hatékonyabbak-e a családi gazdaságok?¹

Fertő Imre

MTA KRTK Közgazdaságtudományi Intézet

A hatékonyság és az üzem nagyság az agrárközgazdaságtan egyik legrégebb kutatási témája. Az empirikus vizsgálatok központi kérdése, hogy van-e bármilyen kapcsolat – pozitív vagy negatív – a farmok hatékonysága és az üzem nagyság között. Érdekes módon a hatékonyság és az üzemszervezetek közötti kapcsolatot csak elvétve vizsgálták eddig. A volt szocialista országok gazdasági átmenete azonban reflektorfénybe állította ezt a kérdést. Az átmenet kezdetén többen is úgy érveltek, hogy ezekben az országokban a nagy mezőgazdasági gazdasági szervezetek (korábbi állami gazdaságok és termelőszövetkezetek) családi farmokká alakulnak és a farmszerkezet a Nyugat-Európaihoz lesz hasonló (pl. Schmitt 1991, Hagedorn 1994). Ez az előrejelzés azon a feltevésen nyugodott, hogy a családi gazdaságok hatékonyabbak, mint a gazdasági társaságok. Két évtizeddel később azonban inkább egy duális mezőgazdasági szerkezet képe rajzolódik ki a Közép-Kelet-Európai országokban (Csáki és Forgács 2008). Más szavakkal, az előrejelzések ellenére a farmszerkezetben nem figyelhető meg konvergencia a régi és az új tagállamok között. Növekvő irodalma van, hogy miért nem alakultak át a mezőgazdasági társaságok családi gazdaságokká kiemelve a különböző társadalmi-gazdasági tényezőket, útfüggőséget (pl. Rizov és szerzőtársai 2001, Slangen és szerzőtársai 2004, Koester és Petrick 2010), vagy a technikai hatékonyságbeli különbségeket a családi és a társas gazdasági vállalkozások között. Gorton és Davidova (2004) régióról szóló vizsgálatokat áttekintve arra a következtetésre jutnak, hogy nincs egyértelmű eredmény, hogy vajon a családi gazdaságok vagy a társas vállalkozások hatékonyabbak-e.

A mezőgazdasági szervezetek elmélete hangsúlyozza a tranzakciós költségek szerepét a farm szerkezetek átalakulásában (Allen és Lueck 1998). Valentinov és Curtiss (2005) hangsúlyozza, hogy míg a tranzakciós költségek elmélete az intézményi környezetet lényegében egy statikus paraméternek tekinti, addig a szervezeti változásokat az átmeneti országok mezőgazdaságában drámaian befolyásolta az intézményi környezet radikális átalakulása. Ezek a folyamatok vezettek a tranzakciós költségek speciális változatainak (intézmény, környezet-függő) megjelenésére, amelyek kiegészítették a hagyományos, szervezeti formákhoz kapcsolódó tranzakciós költségek hatásait. Fertő és Fogarasi (2007) a szervezeti forma választását vizsgálták a poszt-szocialista mezőgazdaságban a tranzakciós költségek elméletét alkalmazva. Eredményeik általában nem támogatják a szervezeti forma választására vonatkozó elméleti előrejelzéseket. Ugyanakkor a számítások megerősítették a tőke szintjére és a mezőgazdasági területre vonatkozó hipotéziseket a különböző mezőgazdasági szervezetekben. A szerzők hangsúlyozzák, hogy az elmélet és az empiria közötti divergencia rávilágít az útfüggőség fontosságára a mezőgazdasági szervezeti formák magyarázatában. Ciaian és szerzőtársai (2009) rámutatnak, hogy a társas vállalkozások a tőke intenzív és az alacsony ellenőrzési költségekkel jellemezhető termékekre specializálódnak. A családi gazdaságok viszont a magas ellenőrzési költségeket igénylő termékekre specializálódnak. A szerzők érvelése szerint a farmszerkezet meghatározza, hogy egy ország milyen termékekből versenyképes a nemzetközi piacon. Ezért az átmeneti

¹ A felkérésnél a könyv szerkesztői szabad kezet adtak a szerzőknek a tanulmányok témáját illetően. Ennek ellenére úgy gondoltam, hogy Miklóst olyan cikkel köszöntöm, aminek legalább van valami köze a szervezetekhez, így jutottam el az agrárközgazdaságtan egyik klasszikus, bár negligált problémájához.

országokban, amelyek magas tranzakciós költségekkel jellemezhetők, a termékszerkezet megválasztása fontosabb, mint az üzemszervezeti forma megválasztása. Röviden, a farmszervezet továbbra is fontos kérdés, hogy megmagyarázzuk a farmok közötti különbségeket a Közép-Kelet-Európai országokban.

A cikk célja, hogy a szervezeti formák közvetlen szerepének vizsgálatával hozzájáruljon az agrárgazdaságtan régi kérdéséhez. Pontosabban, farmszintű adatok segítségével elemezzük az üzemszervezet hatását a farmok technikai hatékonyságára. A cikk szerkezete a következőképpen épül fel: Először áttekintjük a farmok tipológiájával kapcsolatos kérdéseket, rámutatva az egyes tipológiák használatából fakadó különbségekre. Ezt követően bemutatjuk a vizsgálat módszertanát. Eredményeinket két lépcsőben mutatjuk be. Először bemutatjuk a technikai hatékonyság alakulását üzemtípusonként, majd ezt követően külön kitérünk a farm szervezet technikai hatékonyságra gyakorolt lehetséges hatásaira. Végezetül összefoglaljuk legfontosabb eredményeinket.

A mezőgazdasági szervezetek tipizálásának problémái

A posztszocialista országok mezőgazdaságáról szóló irodalom, és különösen az úgynevezett “családi gazdaság vita” általában elhanyagolja a családi farm definícióját és nem ad megfelelő tipológiát a mezőgazdasági üzemekre sem. Ennek azért van nagy jelentősége, mert a definíciós problémáknak komoly következményei vannak mind az empirikus vizsgálatok mind az agrárpolitikai ajánlások számára. Például a termelési hatékonyságról szóló empirikus irodalom általában a mezőgazdasági üzemek statisztikai tipológiáját alkalmazza, amelyik tipikusan két fajta üzemet különböztet meg: a magángazdaságokat, amelyeket automatikusan családi gazdaságnak tekint, illetve a gazdasági szervezeteket, amelyeket bérmunkás nagyüzemeknek azonosít. Ez a fajta implicit csoportosítás azonban nem feltétlenül igaz. Ezért ezeket a kategóriákat alkalmazva a különböző becslések félrevezető eredményekhez és téves agrárpolitikai ajánlásokhoz vezethetnek. A következőkben ezért röviden áttekintjük a mezőgazdasági szervezetek kétféle megközelítését és ismertetjük a családi gazdaság néhány alternatív definícióját.

Fogalmi problémák²

Az elméleti irodalomban a mezőgazdasági üzemszervezetekre vonatkozóan több csoportosítást is megkülönböztethetünk. Az első, Allen – Lueck (1998) tipológiája, amely a mezőgazdasági üzemeknek három típusát különbözteti meg. A tiszta családi gazdaság, ahol a farmer egyedül birtokolja az outputot és az inputok, valamint a farm vagyona fölötti ellenőrzést. A másik ideáltípus az iparszerű korporáció (ipari farm), amely sok ember tulajdona, és a munkaerőt nagyszámú, specializált bérmunkás biztosítja. Köztes formaként definiálják a mezőgazdasági társaságot, amelyben két-három tulajdonos osztozik az outputon és a tőkén, valamint mindegyik tulajdonos dolgozik is a farmon.

A második megközelítés a munka, a menedzsment és az ellenőrzési funkciók elkülönítésén alapul (Roumasset 1995, Roumasset és Uy 1987). Az egyes funkciók elkülönülése vagy specializációjának mértéke alapján a mezőgazdasági vállalatok olyan

² A fogalmi problémákról lásd bővebben Fertő (2002).

csoportosítását kapjuk, ahol a vállalatok a két szélső pólus között helyezkednek el. Az egyik oldalon azok a vállalatok állnak, ahol az egyes funkciók specializációja a legkisebb (tisza tulajdonos farm), azaz a munka- és a menedzsmentfunkciók a farmháztartásból származnak. A másik póluson (tisza menedzser farm) a leginkább specializált vállalatok helyezkednek el, amelyekben a három funkció tökéletesen elválik egymástól. A két szélső pont között azonban számos átmeneti üzemmforma létezik. A két tipológiában az a közös, hogy mindkettő a morális kockázat és termelési kockázat optimális kezelésén alapul.

Gasson és Errington (1993) szerint a családi gazdaságok a következő fontosabb jellemzőkkel írhatók le: a vállalkozás tulajdonjoga és irányítása a vállalkozás vezetőinek kezében van; a vezetők rokonsági kapcsolatban állnak egymással; a családtagok nyújtják a vállalkozáshoz szükséges tőkét; a családtagok mezőgazdasági munkát végeznek; a vállalkozás tulajdonjoga és az irányítás egyik generációról a másikra öröklődik; végezetül a család a gazdaságban lakik.

A mezőgazdasági szervezeti formák empirikus elemzésénél az a fő probléma, hogy a statisztikai tipológia és az elméleti megfontolások nem fedik egymást. Rendelkezésre állnak ugyan adatok a mezőgazdasági termelés szerkezetéről termékcsoportos bontásban, amelyek fontosak lehetnek a termelékenységi-hatékonysági vizsgálatokban, de nem adnak felvilágosítást a szervezeti formákról. A fenti fogalmi elhatárolásokat azonban csak nehezen lehet empirikusan megragadni. Az egyes üzemszervezeti formákat a nemzetközi irodalom a munkaerő felhasználás felől igyekszik meghatározni. Raup [1986] két statisztikai ismérvet határoz meg a családi gazdaság definiálására: évente megközelítőleg 1,6 ember munkáját köti le, illetve az éves munkaerő-használat nem haladja meg jelentősen a 3 ember/évet. Hozzáteszi még, hogy ez a definíció nem zárja ki jelentős mennyiségű bér munkaerő alkalmazását. Hill [1993], a farmokat annak alapján különböztette meg, hogy milyen viszony van a családi munkaerő és a bér munkaerő között a farmon felhasznált munkamennyiségben. A szerző ezek alapján három üzemtípust különített el: – családi farm, ahol $FWU/AWU > 0,95$, – közbenső farm, ahol $FWU/AWU = 0,5-0,95$, – nem családi farm vagy ipari farm, ahol $FWU/AWU < 0,5^3$.

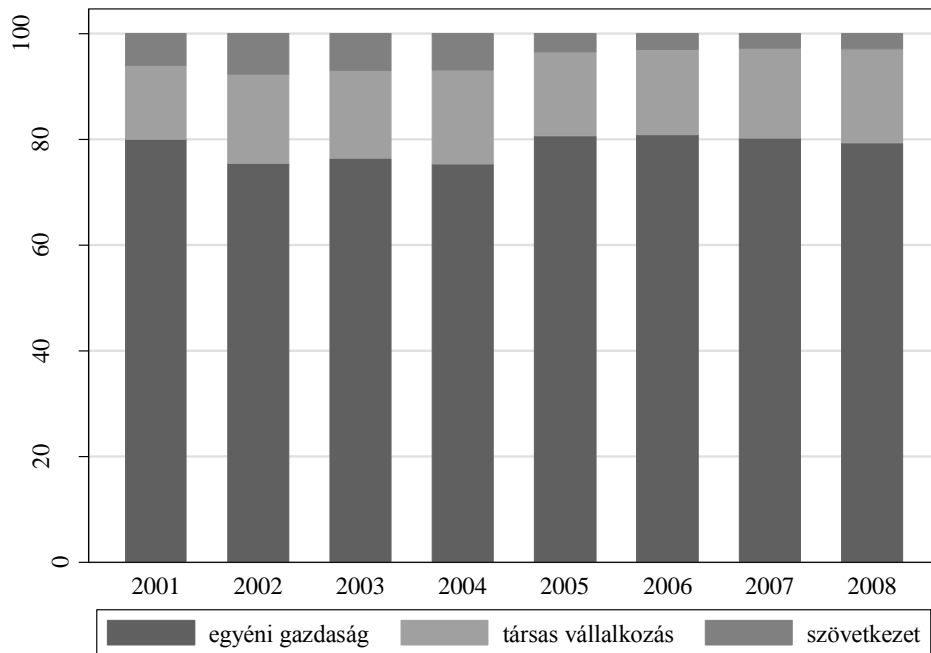
Empirikus illusztráció

Vizsgálatunkhoz a magyar tesztüzemi rendszer adatait használjuk a 2001 és 2008 közötti időszakra. Magyarországon a vizsgált gazdálkodók köre a két európai méretegységet meghaladó mezőgazdasági termelőkre, egyéni gazdaságokra és gazdasági szervezetekre terjed ki, földrajzi elhelyezkedésük, méretük és termelési profiljuk figyelembevételével. A gazdaságok kiválasztása a KSH által elvégzett mezőgazdasági szervezeti összeírásain alapszik. Az országos lefedettség elérése után évente mintegy 1900 mezőgazdasági vállalkozás adatait gyűjtik. A teljes minta nagysága 14006 farm.

Az összes üzem 75-80 százalékát egyéni gazdaságok, 14-18 százalékát a társas vállalkozások és 3-8 százalékát a szövetkezetek adják (1. ábra). A vizsgált időszakban a szövetkezet aránya csökkent a társas vállalkozások javára

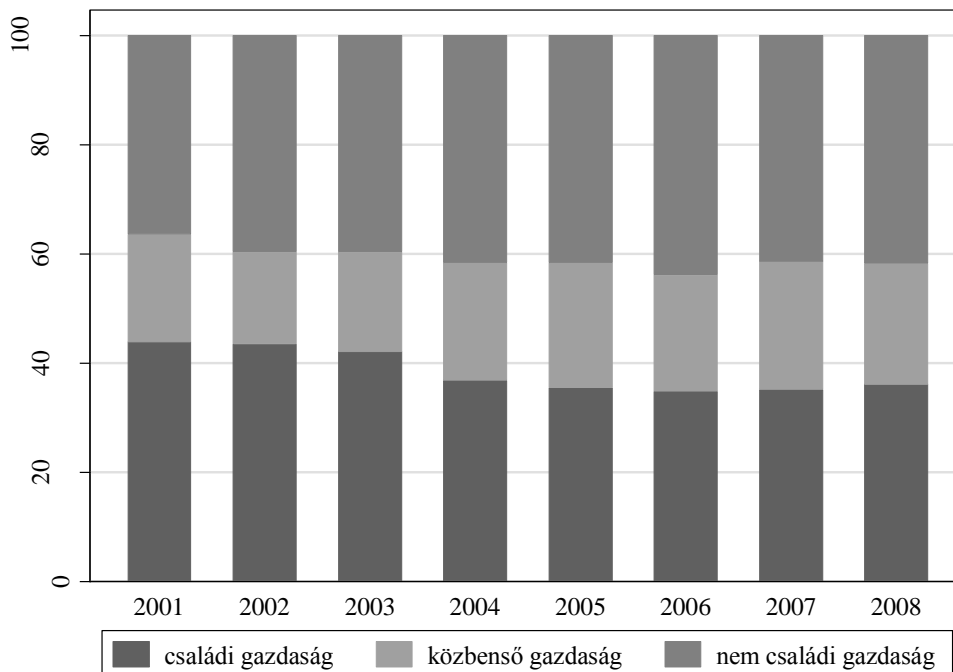
³ FWU (*Family Work Unit*): a családi munkaerő egysége: a tulajdonos és a családtagoknak a farmon felhasznált évi munkaerejének átszámítása egy teljes munkaidős dolgozó egyenértékére. AWU (*Annual Work Unit*): éves munkaerőegység, minden fajta munkaerőinput átszámítása egy teljes munkaidős dolgozó egyenértékére.

1. ábra
Az üzemformák aránya a jogi formák alapján



Forrás: Saját számítás a tesztüzemi rendszer adatai alapján

2. ábra
Az üzemformák aránya a Hill-féle tipológia alapján



Forrás: Saját számítás a tesztüzemi rendszer adatai alapján

A Hill-féle tipológia alapján azonban egy teljesen más kép bontakozik a magyar mezőgazdaság üzemszerkezetéről. A családi gazdaságok súlya 43 százalékról 36 százalékra süllyedt, a közbenső farmok aránya 19 százalékról 23 százalékra, a nem családi gazdaságok aránya pedig 36 százalékról 42 százalékra növekedett (2. ábra). A két ábra összevetése azt sugallja, nem tehetünk egyenlőségjelet az egyéni gazdaságok és a családi gazdaságok közé. A számítások szerint az egyéni gazdaságok csupán 62 százaléka tekinthető családi gazdaságnak, míg 34 százalékuk nem családi gazdaság. Röviden, ha közvetett módon azt feltételezzük, hogy az egyéni gazdaságok egyben családi farmok, ahogy ezt legtöbbször a hatékonyság vizsgálatok teszik, akkor eredményeink és a belőlük fakadó agrárpolitikai ajánlások félrevezetőek lehetnek.

Módszertan

Már régóta empirikus kutatások tárgya a technikai hatékonyság vállalati/farm szintű vizsgálata. A technikai hatékonyság becslésére 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*).⁴ 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 sem 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 magyar mezőgazdaság technikai hatékonyságának elemzésére inkább az SFA módszert szokták alkalmazni (pl. Bakucs és szerzőtársai 2010, 2012, és Baráth és Fertő 2013)⁵.

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

Az általuk javasolt modell, a következőképpen írható fel:

$$y_i = \beta x_i + v_i - u_i \quad (i=1 \dots n) \quad (1)$$

ahol y_i az üzemek kibocsátását jelenti, x a felhasznált inputok $k \times 1$ -es vektorát, β a technológiai együtthatók $k \times 1$ -es vektorát, v_i a statisztikai hibát és u_i a technikai hatékonyság hiányát jelöli. Szokásos feltételezések:

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

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

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 változóképtől.

Mivel az SFA paraméteres módszer, ezért szükséges meghatározni a az adatgeneráló folyamat függvényformáját. Számos lehetséges függvényforma áll a kutatók rendelkezésére. A leggyakrabban azonban vagy Cobb-Douglas (CD):

⁴ Szokásos elméleti hivatkozás: Coelli és szerzőtársai [2005], Kumbhakar–Knox Lovell [2000], átfogó empirikus áttekintést nyújt például Bravo-Ureta és szerzőtársai [2007].

⁵ A Kelet-Közép-Európai országok mezőgazdaságára vonatkozó vizsgálatok áttekintését lásd Baráth - Fertő (2014).

$$f(x_i) = e^{\beta_0} \prod_{k=1}^K x_{ik}^{\beta_k} \quad (4)$$

vagy TRANSZLOG (TL) specifikációt alkalmaznak:

$$\ln f(x_i) = \sum_{k=1}^K \beta_k \ln x_{ik} + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^K \sum_{j=1}^K \beta_{kj} \ln x_{ik} \ln x_{jk} \quad (5)$$

Mivel a két modell egymáshoz képest beágyazottak, ezért Likelihood arány (LR) teszttel ellenőrizhetjük a megfelelő függvényformát. A TL rugalmasabb függvényforma, mivel a CD függvényben a helyettesítési rugalmasságokat 1-re kell korlátozni.

Mivel panel adataink vannak, ezért a technikai hatékonyság (TE) időben változatlan lehet, vagy időben szisztematikusan változhat. Az időhatás figyelembevételére Battese és Coelli (1995) a nem-negatív hibatagot az idő exponenciális függvényeként definiálja:

$$u_{it} = \exp[(-\eta(t - T))u_i] \quad (6)$$

ahol t az aktuális periódus, T az utolsó időszak, és η egy becsült paraméter. TE vagy nő ($\eta > 0$), vagy csökken ($\eta < 0$) vagy időben konstans, azaz változatlan ($\eta = 0$).

Vizsgálatunk második lépcsőjében rátérünk fő kutatási kérdéseinkre: hatékonyabbak-e a családi gazdaságok? A standard elemzési keretben a második lépcsőben becsülünk egy regressziós egyenletet (pl. Bakucs és szerzőtársai 2012), amely dummy változóként tartalmazza a szervezeti formára vonatkozó információt, azaz a változó értéke egy, ha családi gazdaságról van szó, egyébként a változó értéke nulla. Másként fogalmazva, összehasonlítjuk a családi és nem családi gazdaságok hatékonyságát és ez alapján próbálunk következtetést megfogalmazni az üzemformának a technikai hatékonyságra gyakorolt hatásáról. Ez a megoldás azonban nem teljesen megfelelő, ezért torzított becsléshez, illetve eredményekhez vezethet. A családi és nem családi gazdaságok ugyanis számos jellemzőben különbözhetnek egymástól (pl. üzemenagyság vagy a kapott támogatások nagysága), amely befolyásolhatja hatékonyságukat. Az elemzés alapproblémája, hogy ugyanazt a farmot nem figyelhetjük meg egy időben két különböző szervezeti formában. Magyarán, szembe kell néznünk az oksági vizsgálatok klasszikus módszertani problémájával, nevezetesen hogyan definiáljunk tényellentétes állapotot az elemzésünk számára. A hatáselemzés irodalmának felismeréseit követve egy tényellentétes elemzési keretet állítunk fel, amelyet Rosenbaum és Rubin (1983) dolgozott ki. Pontosabban a farmokat kezelt és nem kezelt csoportra osztjuk, amelyeknek potenciális hatása van az eredményváltozókra (TE pontok), Y_0 , Y_1 mutatja a két állapotot (családi vagy nem családi gazdaság) $D=0,1$: egyrészt ahol az eredmény megfigyelhető ($E[Y_1|D=1]$, $E[Y_0|D=0]$) és ahol az eredmény nem figyelhető meg ($E[Y_1|D=0]$, $E[Y_0|D=1]$). A leggyakoribb közös értékelési paraméter az átlagos kezelés hatása a kezeltéken (ATT), amelyet az alábbi módon definiálhatunk

$$ATT = E(Y_1 - Y_0|D=1) = E[Y_1|D=1] - E[Y_0|D=1] \quad (7)$$

Hasonlóan származtathatunk más mutatókat is, az átlagos kezelési hatás a kontroll csoporton (ATC) és az általános átlagos kezelési hatás (ATE).

A párosítási eljárások segítségével megoldhatjuk a tényellentétes szituáció problémáját, amely során reprodukáljuk a kezelt és a nem kezelt csoportot, úgy hogy a kezelésben résztvevő csoport résztvevőit párosítjuk a nem kezelt csoportokban lévőkkel a megfigyelhető tulajdonságaikra kontrollálva. Az elemzés során ezért a becsült részvételi valószínűségeken (propensity score matching: PSM) alapuló párosítás módszerét

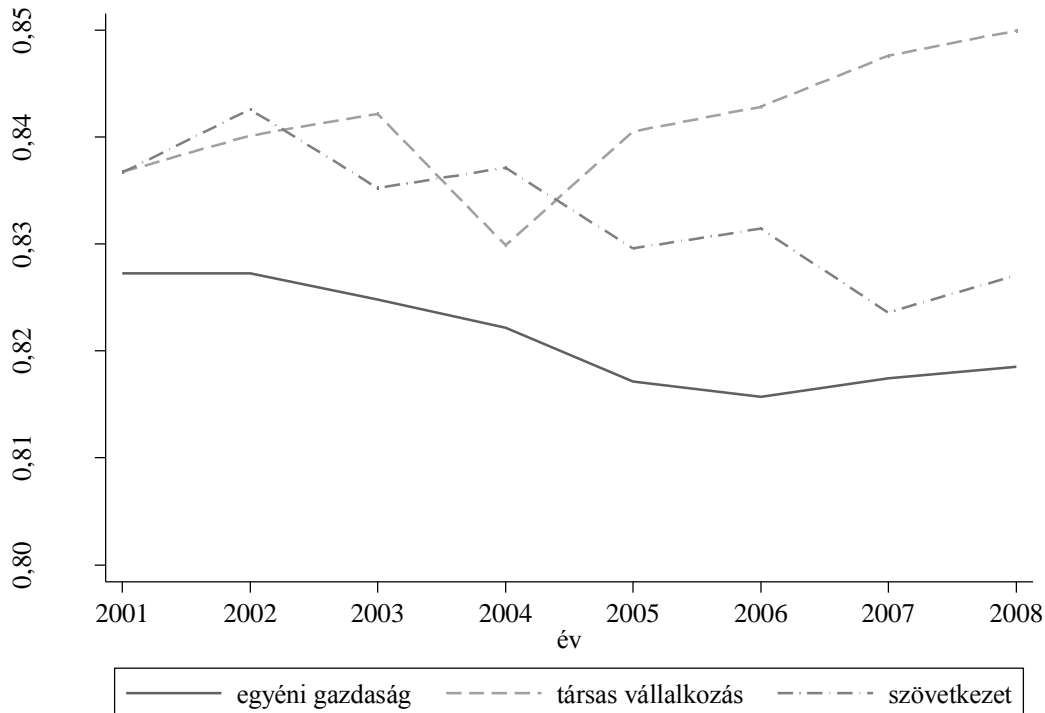
alkalmazzuk⁶. A módszerről lásd részletesebben Guo és Fraser (2010) könyvét, illetve magyarul Kézdi (2010) tanulmányát. A becslési valószínűség esetünkben nem más, mint a családi gazdaságként működés valószínűsége a kontrollváltozók függvényében, megbecsülve minden egyes megfigyelési egységre (esetünkben farmokra).

Eredmények

Az SFA becslések eredményei azt mutatják, hogy az egyéni gazdaságok átlagban kevésbé hatékonyak, mint a társas vállalkozások vagy a szövetkezetek (3. ábra). A Kruskal-Wallis teszt szerint a három kategória átlaga statisztikailag szignifikánsan különbözik egymástól. Hasonló eredményre juthatunk, ha egy csoportba vonjuk össze a társas vállalkozásokat és a szövetkezeteket.

3. ábra

Az SFA értékek 2001 és 2008 között átlaga jogi formák szerint

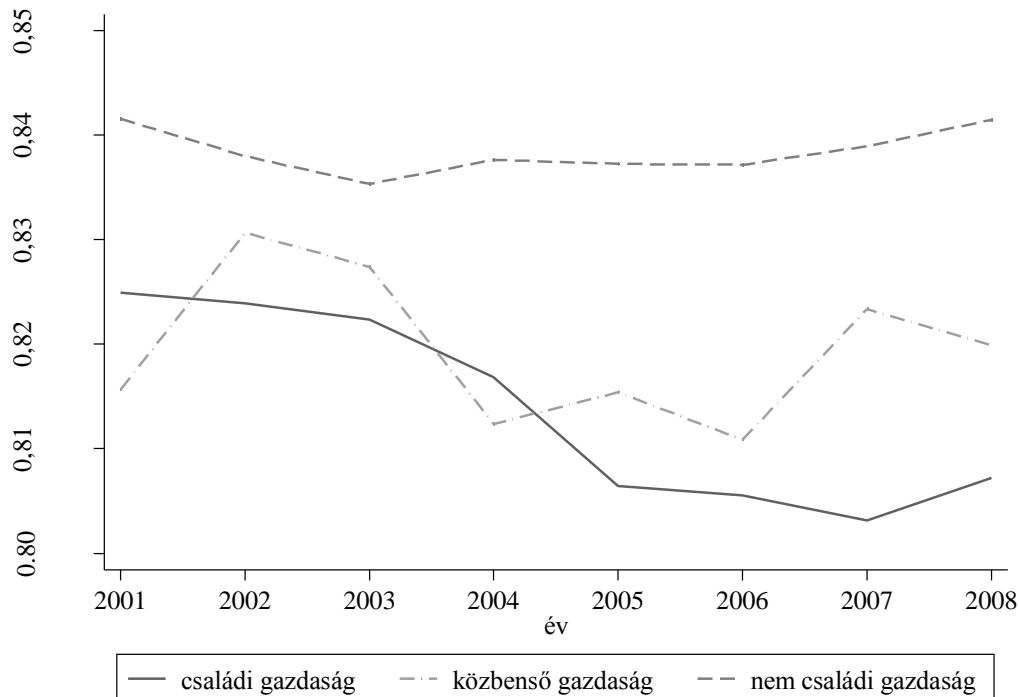


Forrás: Saját számítás a tesztüzemi rendszer adatai alapján

A Hill-féle tipológia alapján a családi gazdaság kevésbé hatékonyak a nem családi gazdaságoknál, illetve 2005 után a közbenső gazdaságoknál is. A Kruskal-Wallis teszt arra utal, hogy a három üzemszervezeti kategória átlaga statisztikailag szignifikánsan különbözik egymástól. Azonos eredményre juthatunk, ha egy csoportba vonjuk össze a nem családi gazdaságokat és a közbenső gazdaságokat.

⁶ A becslésekhez a STATA psmatch2 programját alkalmaztuk.

4. ábra
Az SFA értékek átlaga 2001 és 2008 a Hill-féle tipológia alapján



Forrás: Saját számítás a teszüzemi rendszer adatai alapján

Összefoglalva eddigi eredményeinket, bármelyik tipológiát használjuk az egyéni/családi gazdaságok kevésbé hatékonyak, mint más szervezeti formában működő versenytársaik. Ez összhangban van korábbi, a hazai tejtermelő üzemekre vonatkozó vizsgálataink eredményeivel, ahol mind egyszerű átlag összehasonlítást, mind pedig panel modelleket becsültünk (Bakucs és szerzőtársai, 2012). Azonban, ahogy korábban kifejtettük, a tényellentétes állapot hiánya az empirikus vizsgálat során torzított becslésekhez, ezen keresztül pedig téves eredményekhez illetve következtetésekhez vezethet.

Az üzemszervezet hatása a technikai hatékonyságra

Az üzemszervezet hatásának megfelelő becslése megkívánja a tényellentétes állapot rekonstruálását, amelyet többet között különböző párosítási algoritmusok segítségével állíthatunk elő. A legtöbbet alkalmazott párosítási algoritmusok a következők: a legközelebbi szomszéd, a rádiusz párosítás, a stratifikációs párosítás és a kernel párosítás (Abadie és szerzőtársai 2004, Leuven és Sianesi, 2009). Míg aszimptotikusan minden párosítási eljárásnak azonos eredményre kell vezetni, a párosítási eljárás kiválasztása különbséget okozhat a kis mintákban. A megfelelő párosítási eljárás kiválasztásában a következő kritériumokat alkalmaztuk: a) standardizált torzítás, b) t-teszt és c) közös szignifikancia és pszeudo R^2 . A párosítási eljárások becslése során két klasszikus változót vontunk be a vizsgálatba, amelyekről okkal feltételezhetjük, hogy befolyásolják a mezőgazdasági üzemek technikai hatékonyságát: az egyik a farmok

méretének európai egységértékben⁷ kifejezve, a másik pedig az üzemek által kapott összes támogatás forintban. Skálázási okokból mindkét változó logaritmusát használtuk a becslés során. Mivel a kezelési hatás elemzése egy bináris változót igényel, ezért az üzemeket két csoportba vontuk össze: családi/egyéni gazdaság illetve a többi üzem.

A különböző párosítási eljárások nagyon hasonló eredményt adnak, amelyek arra utalnak, hogy eredményeink elég robusztusak az választott módszertől függetlenül (1. táblázat).

1. táblázat

A párosítási eljárások összehasonlítása

	Párosítási paraméter	Minta	Pseudo R ²	p chi ²	Átlagos torzítás
<i>Hill-féle tipológia</i>					
rádiusz caliper	0.1	Nyers	0,21	0,00	93,40
		Párosított	0,00	0,38	1,30
rádiusz caliper	0.01	Nyers	0,21	0,00	93,40
		Párosított	0,00	0,38	1,30
kernel (Gauss)		Nyers	0,21	0,00	93,40
		Párosított	0,00	0,38	1,30
legközelebbi szomszéd	N(1)	Nyers	0,21	0,00	93,40
		Párosított	0,00	0,38	1,30
legközelebbi szomszéd	N(2)	Nyers	0,21	0,00	93,40
		Párosított	0,00	0,12	1,90
legközelebbi szomszéd	N(3)	Nyers	0,21	0,00	93,40
		Párosított	0,00	0,17	1,70
<i>KSH tipológia</i>					
rádiusz caliper	0.1	Nyers	0,28	0,00	130,60
		Párosított	0,00	0,00	3,10
rádiusz caliper	0.01	Nyers	0,28	0,00	130,60
		Párosított	0,00	0,00	3,10
kernel (Gauss)		Nyers	0,28	0,00	130,60
		Párosított	0,00	0,00	3,10
legközelebbi szomszéd	N(1)	Nyers	0,28	0,00	130,60
		Párosított	0,00	0,00	3,10
legközelebbi	N(2)	Nyers	0,28	0,00	130,60

⁷ 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 árás értéke, amely a bruttó termelési érték és a közvetlen változó költségek különbsége (<http://www.ksh.hu/docs/hun/agraar/html/fogalomtar.html>).

szomszéd					
		Párosított	0,00	0,00	2,10
legközelebbi szomszéd	N(3)	Nyers	0,28		
		Párosított	0,00	0,00	130,60

Forrás: Saját számítás a teszüzemi rendszer adatai alapján

A párosítási eljárások kiegyensúlyozottság tesztjeit mutatják a 2. táblázat. A tesztek mindkét tipológia esetében megerősítik a párosítási eljárások helyességét. Ahol a párosítás előtt az egyes változók átlagai szignifikánsan különböztek, ott a párosítás után már nem találtunk szignifikáns különbségeket. Ez alól a támogatások képeznek kivételt a KSH tipológia esetében, bár itt is jelentősen sikerült csökkenteni a két csoport átlaga közötti különbséget. A Pszeudo R^2 tesztek szintén megerősítik a párosítási eljárások megfelelését.

2. táblázat

A változók kiegyensúlyozottsági tesztje (közös értelmezési tartomány legközelebbi szomszéd párosítási eljárás N(1))

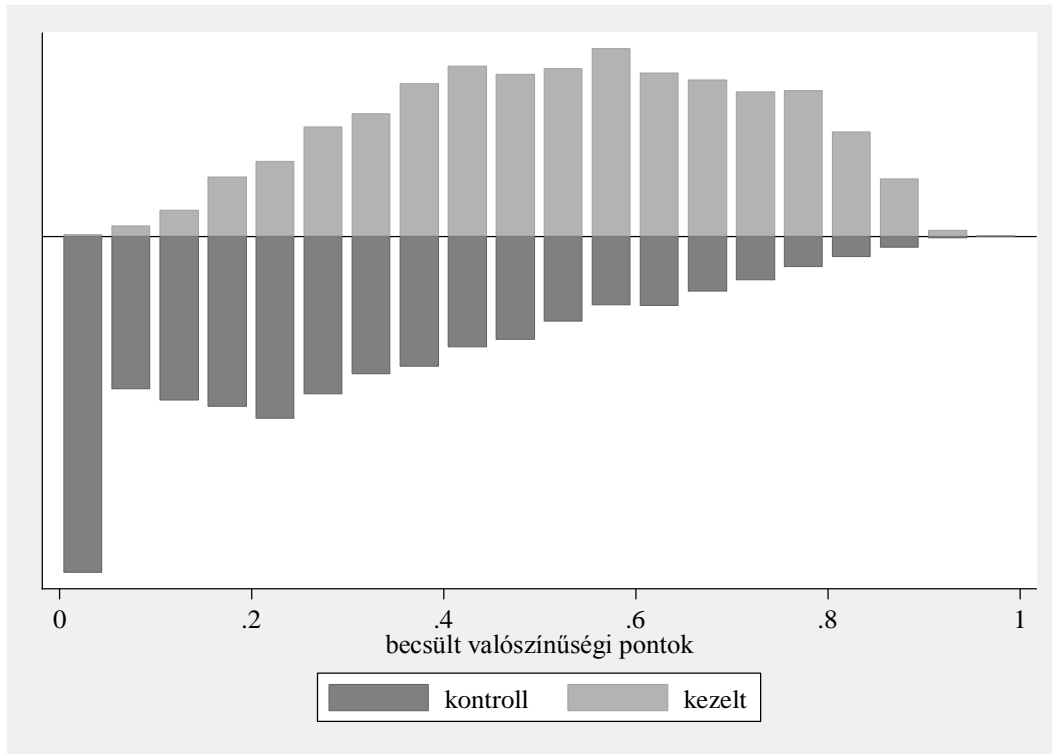
Változó	Minta	átlag		% csökkenés		t-teszt	
		kezelt	kontroll	% torzítás	torzítás	t	p>t
Hill-féle tipológia							
Inméret	párosítatlan	2,4687	3,7337	-112,1		-61,67	0,000
	párosított	2,4687	2,462	0,6	99,5	0,41	0,683
Intámogatás	párosítatlan	14,297	15,421	-74,7		-41,50	0,000
	párosított	14,297	14,267	2,0	97,4	1,17	0,241
KSH tipológia							
Inméret	párosítatlan	2,868	4,621	-140,7		-76,41	0,000
	párosított	2,879	2,873	0,4	99,7	0,40	0,688
Intámogatás	párosítatlan	14,587	16,444	-120,4		-61,77	0,000
	párosított	14,601	14,658	-3,7	96,9	-3,01	0,003

Forrás: Saját számítás a teszüzemi rendszer adatai alapján

A becsült részvételi valószínűségeken alapuló becslések érvényességén fontos másik sarokpontja a közös értelmezési tartomány (common support) vagy átfedés (overlap) feltételének ellenőrzése (Caliendo és Kopeining, 2005). A teszt lényege a becsült valószínűségi pontok eloszlásának összehasonlítása a közös támogatás mintájában a mind a kezelt (esetünkben családi gazdaságok), mind a kontrollcsoportban, amely történhet például grafikus (kernel sűrűségfüggvények vagy hisztogramok), vagy paraméteres és nem paraméteres statisztikai tesztek segítségével. Az 5. és 6. ábra mutatja a valószínűségi pontok hisztogramjait mindkét tipológia alapján. Láthatjuk, hogy a közös értelmezési tartomány feltevése teljesül, az üzemek minimális százaléka esik ki a becsült mintából a KSH tipológia alapján történt számítások esetében. Ez részben várható is, mivel a minta sokkal heterogénebb a KSH tipológia alapján, hiszen nagyon különböző gazdasági természetű üzemek tartoznak az egyéni gazdaságok csoportjába.

5. ábra

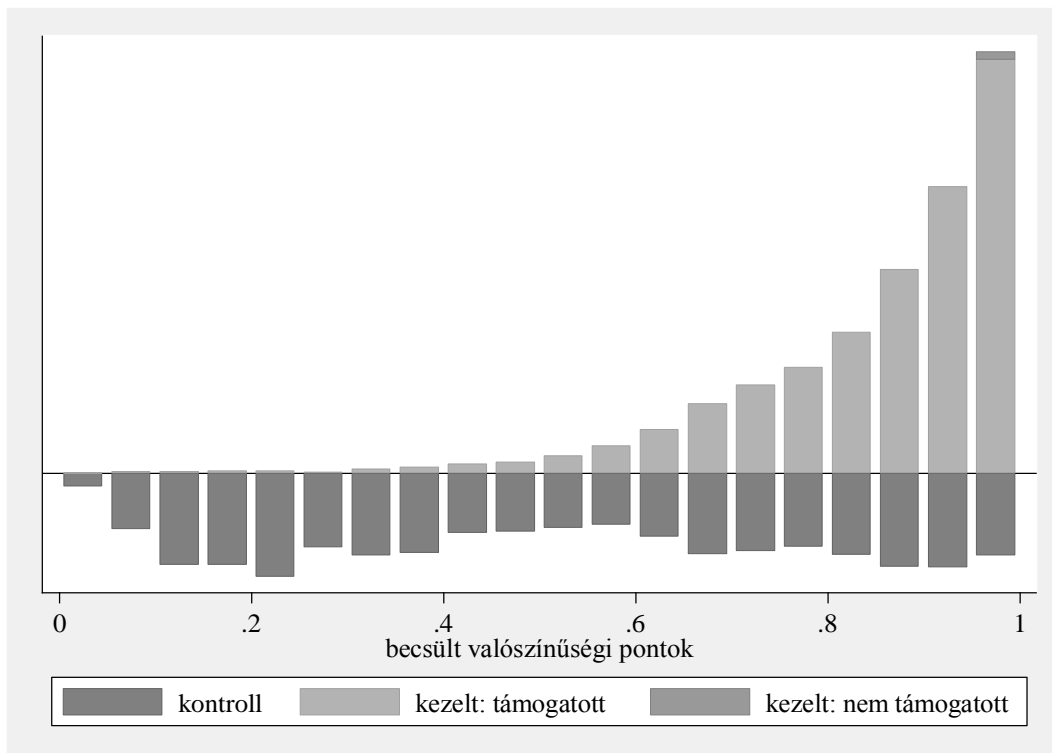
A becült valószínűségi pontok hisztogramja a Hill-féle tipológia alapján



Forrás: Saját számítás a teszüzemi rendszer adatai alapján

6. ábra

A becült valószínűségi pontok hisztogramja a KSH tipológia alapján



Forrás: Saját számítás a teszüzemi rendszer adatai alapján

Az üzemszervezet átlagos hatását a kezelt csoporton a farmok technikai hatékonyságára (ATT) kétféle módon is megbecsültük. Egyrészt, nem paraméteres Kernel alapú párosítás segítségével, amelyet bootstrap technikával becsültünk meg. Ugyanakkor a bootstrap módszerek nem mindig adnak a párosítás variancia becslésére megfelelő eredményt (Abadie és szerzőtársai, 2004). Ezért olyan legközelebbi szomszéd párosítási eljárást alkalmaztunk, amely lehetővé teszi a torzítás korrigálását (bias adjustment), illetve a heteroszkedasztikus robosztus variancia becslését⁸.

3. táblázat

A kezelési hatások eredményei

	együttható	standard hiba	z	P érték
Hill-féle tipológia				
ATT	0,009	0,003	2,980	0,003
ATE	0,019	0,002	8,250	0,000
KSH-féle tipológia				
ATT	0,003	0,005	0,590	0,555
ATE	0,005	0,004	1,120	0,263

Forrás: Saját számítás a tesztüzemi rendszer adatai alapján

A 3. táblázat mutatja a különböző politikai értékelési paraméterekre vonatkozó eredményeinket (ATT és ATE). Az átlagos kezelési hatás a kezeltéken (ATT) pozitív és szignifikáns együtthatója arra utal, hogy a Hill-féle tipológia alapján családi gazdaságok hatékonyabbak, mint a más üzemformában működő társaik. Érdekes módon bármely farm technikai hatékonyságát véletlenszerűen kiválasztva a két csoport teljes mintájából pozitíven befolyásol a családi gazdaság, mint üzemforma. A KSH tipológiára vonatkozó számításaink nem vezettek szignifikáns eredményre, azaz az üzemszervezet nem befolyásolja a farmok technikai hatékonyságát. Ez szintén összefügghet a korábban már hangsúlyozott ténnyel, hogy az egyéni gazdaságok kategória egy meglehetősen heterogén üzemeket takar.

Összegzés

A tanulmány címében megfogalmazott kérdésre röviden válaszolva igennel felelhetünk. Azonban nem lennénk igazi kutatók, ha rögtön nem tennénk hozzá, hogy DE.... A cikkben rámutattunk néhány olyan korlátra, amit az ilyen típusú vizsgálatoknál mindenképp figyelembe kell venni. Egyrészt, döntő fontosságú, hogyan definiáljuk az egyes (mezőgazdasági) szervezeti formákat. Másrészt, hasonlóan jelentős probléma miként konstruálunk tényellentétes szituációkat oksági elemzésnél. Végezetül, egy itt közvetlenül nem érintett probléma, miként kezeljük a nem megfigyelhető heterogenitást az empirikus vizsgálatokban. Úgy vélem ezek a kérdések legalább olyan fontosak az agrárközgazdászok, mint a szervezettudós kollégák számára.

Irodalomjegyzék

⁸ A számításokat a STATA nmatch programjával végeztük el.

- Abadie, A., Drukker, D., Herr, J.L. and Imbens, G.W. (2004). Implementing Matching Estimators for Average Treatment Effects in Stata. *The Stata Journal* 4(3): 290-311.
- Aigner, D. - Lovell, C. - Schmidt, P. (1977) Formulation and estimation of stochastic production function models, *Journal of Econometrics*, 6, 21–37.
- Allen, D.W. - Lueck, (1998). The Nature of the Farm. *Journal of Law and Economics*, (41): 343-386.
- Bakucs L.Z. – Latruffe L. – Fertő I. – Fogarasi J. (2010): The impact of EU-accession on farms' technical efficiency in Hungary. *Post-Communist Economies*, 22 (2): 165-175.
- Bakucs L.Z. – Fertő I. – Fogarasi J. – Tóth J. (2012): Farm organisation and efficiency in Hungarian dairy farms. *Milk Science International*, 67(2): 147–150.
- Balmann, A. (2010): The Restructuring Processes in Eastern German Agriculture. A Success Story? Megjelent: Fertő I. – Forgács Cs. - Jámbor A. (szerk.) *Changing Landscape of European Agriculture*. Agroinform, Budapest,
- Baráth L. – Fertő I. (2013). Heterogenitás és technikai hatékonyság - a magyar specializált szántóföldi növénytermesztő üzemek esete. *Közgazdasági Szemle*. 40 (6) : 650-669
- Battese, G. - Corra, G. (1977). Estimation of a production frontier model with the application of the pastoral zone of Eastern Australia. *Australian Journal of Agricultural Economics*, 21(3): 167–179.
- Battese, G.E. - Coelli, T.J., (1992). Frontier production functions, technical efficiency and panel data: with application to paddy farmers in India. *Journal of Productivity Analysis*, 3 (1): 153–169.
- Caudill, B.S. - Ford, J.M. - Gropper, D.M., (1995). Frontier estimation and firm-specific inefficiency measures in the presence of heteroscedasticity. *Journal of business and economic statistics*, 13 (1): 105–111.
- Caliendo, M. - Kopeinig, S. (2008). Some practical guidance for the implementation of propensity score matching. *Journal of Economic Surveys* 22(1): 31-72
- Ciaian, P. - Pokrivcak, J. - Drabik, D. (2009). Transaction costs, product specialisation and farm structure in Central and Eastern Europe. *Post-Communist Economies*, 21 (2) 191-201.
- Csáki C. - Forgács C. (2008). Observations on Regional Level. In: Csáki C, Forgács C, Milczarek-Andrejewska D, Wilkin J. szerk. *Restructuring Market Relations in Food and Agriculture in Central and Eastern Europe: Impacts upon Small Farmers*. Budapest, Hungary: Agroinform, , p. 207-250.
- Fertő I. (2002). A mezőgazdasági termelés szerkezetének változásai a fejlett országokban, I. Miért a családi gazdaság a meghatározó üzemmforma a fejlett országok mezőgazdaságában? *Közgazdasági Szemle*, 49(7-8): 574-596.
- Fertő I. – Baráth L. (2014) Hatékonyság és külkereskedelmi versenyképességi vizsgálatok a Kelet és Közép Európai országokban: egy irodalmi áttekintés. *Gazdálkodás*, 58(3): 279-290.
- Fertő I. - Fogarasi J. (2007) Családi gazdaság versus ipari farm? *Szociológiai Szemle* (3-4) 41-59.
- Gasson, R. - Errington, A (1993). *The Farm Family Business*. CAB Intenational, Wallingford.
- Gorton, M. - Davidova, S. (2004). Farm productivity and efficiency in the CEE applicant countries: a synthesis of results. *Agricultural Economics*, 30 1–16.

- Guo, S. and Fraser, M.W. (2010). *Propensity Score Analysis - Statistical Methods and Applications*. SAGE.
- Heckman, J., Hagedorn K. (1994) Changing Organisation of Agriculture as a Result of the Transformation Process. Paper Presented at the Workshop The Impact of CEE Agricultural Reform on Domestic and International Markets, Leuven, 10–11th June.
- 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*, 9 (4): 359-370.
- Kézdi G. (2010). A programok hatásvizsgálatának módszertana. Megjelent: Kézdi G. (szerk.): Közelkép. A foglalkoztatáspolitikai programok hatásvizsgálata. 54-71. MTA KRTK KTI, Budapest.
- Koester, U. – Petrick, M. (2010). Embedded Institutions and the Persistence of Large Farms in Russia. Megjelent: Fertő I. – Forgács Cs. - Jámbor A. (szerk.) Changing Landscape of European Agriculture. Agroinform, Budapest
- Leuven, E. and Sianesi, B. (2003). PSMATCH2 Stata Module to Perform Full Mahalanobis and Propensity Score Matching, Common Support Graphing, and Covariate Imbalance Testing. URL <<http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s432001.html>>.
- Meeusen, W. - van den Broeck, J. (1977) Efficiency estimation from Cobb–Douglas production functions with composed error, *International Economic Review*, 18: 435–44.
- Raup, P.M. (1986). Family Farming: Rhetoric and Reality. Staff Paper P86-56 Department of Agricultural Economics and Applied Economics, University of Minnesota, St.Paul.
- Rizov, M., - Gavrilescu, D., - Gow, H., - Mathijs, E. - Swinnen, J.F.M. (2001). Transition and enterprise restructuring: the development of individual farming in Romania. *World Development*, 29: 1257-1274.
- Rosenbaum, P. R. and Rubin, D.B. (1983). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika* 70(1): 41-55
- Roumasset, J. (1995). The nature of the agricultural firm. *Journal of Economic Behaviour and Organization*, 26, 161-177.
- Roumasset, J. - Uy, M. (1987): Agency Costs and the Agricultural Firm. *Land Economics*, 63 (3): 290-302.
- Schmitt, G., (1991). Why is the agriculture of advanced western countries still organised by family farms? Will this continue to be so in the future? *European Review of Agricultural Economics*, 18 (3): 443–458.
- Sianesi, B. (2004). An evaluation of the Swedish system of active labor market programs in the 1990s, *The Review of Economics and Statistics* 86(1): 133-155.
- Slangen, L. - van Kooten, C. - Suchanek, P. (2004). Institutions, social capital and agricultural change in central and eastern Europe. *Journal of Rural Studies*, 20(2): 245-256.
- Valentinov, V. - Curtiss, J. (2005). Toward a Transaction Cost Theory of Organizational Change in Transitional Agriculture. *Eastern European Economics*, 43 (5): 25–45.