

BAKUCS LAJOS ZOLTÁN–FERTŐ IMRE

Érvényes-e a Gibrat-törvény a magyar mezőgazdaságban?

A cikk a Gibrat-törvény érvényességét vizsgálja a magyar mezőgazdaságban 2001 és 2005 között a tesztüzemi rendszer adatai alapján. Különböző specifikációk alkalmazásával – egyszerű legkisebb négyzetek, kétlépcsős Heckman-modell, kvantilisregresszió – a szerzők úgy találták, hogy a Gibrat-törvényt elutasíthatják a teljes mintára. Eredményeik szerint a kisebb üzemek gyorsabban nőnek, mint a nagyobbak. Nem találtak arra vonatkozó bizonyítékot, hogy az egyéni gazdaságok, illetve a társas vállalkozások növekedési pályája között strukturális törés lenne.*
Journal of Economic Literature (JEL) kód: P32, Q12, Q19.

Az elmúlt másfél évtizedben folyamatosan növekvő irodalom foglalkozik a poszt szocialista országok mezőgazdasági átalakulásával (lásd *Brooks-Nash* [2002]; *Rozelle-Swinnen* [2004] összefoglaló munkáit). A kutatások az átmeneti időszakot különböző szempontból elemezték: a földpiac, a kereskedelem és az árliberalizáció, valamint a farmszerkezet átalakulását vizsgálták. Számos tanulmány foglalkozott azzal a kérdéssel, hogy miként változott a mezőgazdasági üzemek termelékenységé és hatékonysága ezekben az országokban (lásd *Gorton-Davidova* [2004] áttekintését). Ezek a cikkek elsősorban azt vizsgálták, hogy milyen tényezők magyarázzák a mezőgazdasági üzemek hatékonyságában található különbségeket. Különös módon az eddigi kutatások elhanyagolták a mezőgazdasági szerkezetváltás egyik nyilvánvalóan kapcsolódó problémáját: a farmok növekedésének és azok túlélési lehetőségeinek vizsgálatát. A vállalatok növekedését vizsgáló empirikus tanulmányok elméleti alapját általában a Gibrat-törvény jelenti. A Gibrat-törvény szerint a vállalatok növekedése sztochasztikus folyamat, amely számos nem megfigyelhető véletlen változó eredménye, ezért a vállalatok növekedési rátája független azok kezdeti nagyságától egy adott periódus elején (*Gibrat* [1931]).¹

A Gibrat-törvénynek gazdag irodalma van az iparban és a szolgáltatásokban (lásd *Sutton* [1997], *Lotti és szerzőtársai* [2003], *Audretsch és szerzőtársai* [2004] összefoglaló tanul-

* A tanulmány korábbi változata elhangzott az IAAE–EAAE közös szemináriumán, valamint az Agricultural Economics and Transition – What was expected, what we observed, the lessons learned című és Agribusiness for Rural Development, Environment and Quality of Life. XLIX. Georgikon Napok című konferencián. A szerzők köszönetet mondanak a konferencia résztvevőinek észrevételeikért. Külön köszönettel tartozunk a cikk névtelen lektorának az értékes megjegyzéséért. Végezetül Bakucs Lajos Zoltán köszönet mond az Öveges József programnak az anyagi támogatásért.

¹ Gibrat bebizonyította, hogy a vállalatok méretpopulációja eloszlásának ferdesége egy Gauss-folyamat eredménye, vagyis hogy nagyszámú, de egymástól független additív hatások normál eloszlást generálnak. Amennyiben rögzítjük, hogy a változó egy függvénye (például a természetes alapú logaritmus) normális eloszlást követ, akkor a változó megfigyelt ferde eloszlása modellezhetővé válik.

mányait), azonban sokkal kevesebb kutatás foglalkozott eddig a farmok növekedésével (például *Shapiro és szerzőtársai* [1987], *Upton–Haworth* [1987], *Weiss* [1999], *Bremmer és szerzőtársai* [2002], *Kostov és szerzőtársai* [2005]). Cikkünk célja, hogy megvizsgáljuk a Gibrat-törvényt a magyar mezőgazdaságban 2001 és 2005 között a magyar tesztüzemi rendszer adatainak felhasználásával. A mezőgazdasági üzemstruktúra átalakulása a posztszocialista országokban lassan már két évtizede tart. Az eddigi folyamatok arra utalnak, hogy a magyar mezőgazdaság korábbi szélsőségesen duális szerkezete oldódik, megjelentek a korábban nem létező közepes méretű mezőgazdasági üzemek. A mezőgazdasági termelési szerkezet változása hat a termelékenységre és hatékonyságra, a kormányzat által nyújtott szolgáltatások, valamint infrastruktúra iránti keresletre, közvetve pedig a vidéki közösségek jólétére. Ezért a mezőgazdasági üzemek növekedésének a kutatása nemcsak az agrárközgazdászok, hanem a döntéshozók számára is fontos lehet, hiszen a szektor csökkenő részesedése a GDP-ben, a fokozódó koncentrációs kényszer, valamint a bevétel növelése arra kényszeríti a kisebb egyéni gazdálkodókat, hogy növeljék az üzemméretet, esetleg a mezőgazdasági szektoron kívülről egészítsék ki jövedelmüket, szélsőséges esetben pedig szüntessék be tevékenységüket.

Tanulmányunk több ponton is hozzájárul a kérdéskör kutatásához. Egyrészt, ez az első kutatás, amelyik a Gibrat-törvényt vizsgálja egy átmeneti gazdaságban. Másodszor, kétféle módon is megnézzük, hogy eredményeink mennyire robusztusak. Szemben a korábbi tanulmányokkal, amelyek általában egy mérőszámot alkalmaztak a vállalatnagyság mérésére, mi négy különböző változót használunk. Harmadszor, több modellspecifikációval dolgozunk a Gibrat-törvény elemzésére. Végezetül, mivel a korábbi tanulmányok kizárólag a fejlett országok eltérő agrárszerkezetű mezőgazdaságaival foglalkoztak, ezért eredményeink érdekes adalékkul szolgálhatnak a mezőgazdasági üzemek növekedésének irodalmához.

A tanulmány szerkezete a következő. A következőkben bemutatjuk a tanulmány elméleti és empirikus hátterét. Majd ismertetjük az alkalmazott módszertant. Az empirikus elemzés eredményeit és összegzését követően megfogalmazzunk néhány következtetést.

Irodalmi áttekintés

A vállalatok növekedésével foglalkozó sztochasztikus modellek általában kétféle módon közelítették a kérdést. Egyrészt abból a szempontból, hogy a vállalatok tényleges méreteloszlása követi-e a lognormális formát. Ezt a módszert követte például *Allanson* [1992], aki a mezőgazdasági üzemek nagyságának eloszlását vizsgálta Angliában és Walesben. Eredményei szerint a lognormális modell ebben a két országban kielégítően írja le a farmok méreteloszlását. Az ilyen típusú próbák ereje azonban alacsony, mivel a növekedési rátákat – a vállalat (farm) nagyságához viszonyítva – explicit módon nem vizsgálják.

A másik módszer, amikor a vállalatok növekedése, illetve azok nagysága közötti kapcsolatot ökonometriai módszerekkel vizsgálják. A mezőgazdasággal foglalkozó ilyen típusú empirikus kutatások ellentmondásos eredményeket mutattak. *Weiss* [1998] a felső-ausztriai farmokat vizsgálva, arra az eredményre jutott, hogy kisebb farmok sokkal gyorsabban közelítik a minimális hatékony termelési méretet, mint az e méretközű fölöttek. Úgy találta továbbá, hogy a farmméretnek két súlypontja van, amely a közepes méretű farmok eltűnésére utal. *Shapiro és szerzőtársai* [1987] mezőgazdasági census adatok segítségével elemezte a kanadai farmok növekedését, és megállapította, hogy a Gibrat-

törvény ezekre nem érvényes, mivel a kisebb farmok átlagban gyorsabban nőnek, mint a nagyok. Másfelől azonban Upton–Haworth [1987] brit adatokkal, Bremmer és szerzőtársai [2002] holland teszüzemi adatokkal, valamint Kostov és szerzőtársai [2005] északír tejtermelő gazdaságokra vonatkozó mezőgazdasági census adataival végzett kutatásaik (kivéve a kis farmokat Kostov és szerzőtársai tanulmánya esetében) nem találtak elég bizonyítékot arra, hogy elutasíthassák a Gibrat-törvényt.

A második típusú vizsgálathoz kapcsolódóan az empirikus irodalom egy része – különböző elméleti megfontolásokat alkalmazva – explicit módon is megpróbálja modellezni a vállalatok növekedésére ható tényezőket. Például néhány szerző abból indul ki, hogy a vállalatvezetők képességei heterogének (Lucas [1978] és Jovanovic [1982]), vagy a kapacitás és technológia változásával elsüllyedt költségek keletkezhetnek (Cabral [1995]). Ezek a modellek kimutatják számos társadalmi-gazdasági változó fontosságát, amelyek befolyásolhatják a vállalat teljesítményét, és elméleti támaszt adnak a vállalat nagysága és növekedése közötti kapcsolatot magyarázatára. Az ilyen típusú mezőgazdaságra vonatkozó empirikus kutatások száma még alacsony. Weiss [1999] felső-ausztriai teljes, illetve részidős farmokkal foglalkozó kutatása elutasította a Gibrat-törvényt, és úgy találta, hogy a kezdeti méret mellett az életkor, a tanulmányok, a gazdaság vezetőjének a neme, a farmon élő család mérete, valamint a farmon kívüli munkavállalás szignifikánsan befolyásolja a farm növekedését, illetve túlélését. Hennings–Katchova [2005] a farmok növekedési stratégiáját vizsgálták Illinois államban. Úgy találták, hogy a pénzügyi vezetők, a költségcsökkentés, az eszközgazdálkodás és a bevételnövelési stratégiák pozitív hatással vannak a gazdaságok vagyónának növekedési rátájára.

A gazdaságok növekedésével foglalkozó kutatások egyik legfontosabb eleme a farmok méretének a meghatározása, amely korántsem egyértelmű feladat. Leggyakrabban a megművelt terület, az állatállomány, a teljes tőke, a teljes forgalom, a teljes bruttó árbevétel, a nettó árbevétel mutatóját használják méretváltozóként. Az infláció, illetve a relatív árak változása azonban befolyásolhatja a kibocsátás értékeit. A fizikai inputok használata szintén nehézségekhez vezethet, mivel a farmok működését általában nem lineáris termelési technológia jellemzi, amiből következik, hogy a farm méretének változása a felhasznált inputok arányának, illetve kombinációjának a változásával is együtt jár. Hallam [1993] átfogó áttekintést ad a farm méretének mérésével kapcsolatos különböző problémákról.

A módszer

Kutatásunkban a bemutatott empirikus módszerek közül a másodikat – a vállalatok növekedése, illetve azok nagysága közötti ökonometriai kapcsolat feltárását – választottuk elemzésünk kiindulópontjával. A farmok méretét, illetve a növekedési rátáját meghatározó tényezők vizsgálata a későbbi kutatások tárgya lehet. A Gibrat-törvény alapjául szolgáló sztohasztikus folyamat a legegyszerűbben a következőképpen írható fel:

$$\frac{S_{i,t}}{S_{i,t-1}} = \alpha S_{i,t-1}^{\beta_1 - 1} \varepsilon_{i,t}, \quad (1)$$

ahol $S_{i,t}$ az i -edik farm nagysága a t -edik időpontban, $S_{i,t-1}$ az i -edik farm nagysága az előző periódusban, $\varepsilon_{i,t}$ a véletlen változó, független $S_{i,t-1}$ nagyságától. Az α az összes farm közös növekedési ütemét jelöli, míg β_1 az eredeti méretnek az adott farm növekedési ütemére gyakorolt hatását méri. Ha $\beta_1 = 1$, akkor a növekedési ráta független a farmok

kezdeti nagyságától, azaz érvényes a Gibrat-törvény. Ha az együtttható kisebb, mint 1, akkor a kisebb gazdaságok gyorsabban nőnek, mint a nagyobb farmok. Ellenkező esetben, ha az együtttható nagyobb 1-nél, akkor a nagyobb mezőgazdasági üzemek gyorsabban nőnek, mint a kicsik.²

A Gibrat-törvény vizsgálatának legegyszerűbb módja, hogy legkisebb négyzetes regresszióval becsüljük az (1) egyenletből származtatott (2) egyenletet, és vizsgáljuk a β_1 együttthatót (a farm egy periódussal késleltetett: nagysága logaritmusban).

$$\log S_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \log S_{i,t-1} + \mu_{i,t}, \quad (2)$$

ahol $\beta_0 = \ln \alpha$ és $\mu_{i,t} = \ln \varepsilon_{i,t}$. Ward–McKillop [2005] nyomán, amennyiben a törvényt nem utasíthatjuk el, vagyis $\beta_1 = 1$, akkor β_0 megmutatja, hogy növekedik (pozitív érték esetén) vagy csökken (negatív érték esetén) az átlagos farmméret. Ha $\beta_1 < 1$, vagyis a kisgazdaságok gyorsabban nőnek mint a nagyok, akkor β_0 segítségével meghatározható a méretnek az a középértéke, amely felé hosszú távon a farmok mozognak $-\beta_0/(\beta_1 - 1)$.

A legkisebb négyzetek elvén alapuló elemzés azonban pusztán arra képes, hogy megvizsgálja, helytálló-e a Gibrat-törvény általában, az összes farmot figyelembe véve, anélkül hogy különbséget tenne a méretbeli eltérések között. Kostov és szerzőtársai [2005] munkáját követve, tanulmányunkban kvantilisregressziót számolunk, hogy a különböző méretű csoportok között különbséget tehesünk.

Az empirikus elemzés egy másik fontos problémája a mintaválasztás. Mivel a növekedési rátát értelemszerűen csak a túlélő farmoknál (vagyis amelyek t időpontban még működnek) tudjuk vizsgálni, illetve mivel a legnagyobb valószínűséggel eltűnő farmok a lassan növekedők közül kerülnek ki, könnyű belátni, hogy a kisméretű, gyorsan növekedő farmok a mintában felül reprezentáltak lehetnek, ezért torzíthatják az eredményeket. Ez a kérdés kifejezetten fontos a jelen kutatásban, mivel a kisebb farmok aránya az átmeneti gazdaságokban, így Magyarországon is, sokkal magasabb, mint a fejlett gazdaságokban.

A keresztmetszeti adatok használata, valamint a jelentős méretbeli különbségek miatt valószínű, hogy a regresszió maradéktagjai heteroszkedasztikusak, ezt White- valamint Breusch–Pagan-próbákkal ellenőrizhetjük. Ha a próbák elutasítják a homoszkedaszticitás nullhipotézisét, a [megvalósítható (FGLS), illetve súlyozott (WLS)] általánosított legkisebb négyzetek módszereivel becsüljük újra a modelleket. Mivel a teljes mintában együtt szerepelnek a kisebb méretű egyéni, valamint a nagyobb méretű társas gazdaságok, szükség van az egyéni és társas gazdaságok közötti esetleges strukturális törés vizsgálatára is.

A (2) egyenletbe D dummyváltozót bevezetve, a (3) egyenletet kapjuk, amely alkalmas a strukturális törés vizsgálatára:

$$\log S_{i,t} = \beta_0 + D_{i,t}\beta_2 + \beta_1 \log S_{i,t-1} + \beta_3 D_{i,t} \log S_{i,t-1} + \mu_{i,t}, \quad (3)$$

ahol $D_{i,t} = 0$, ha az i -edik gazdaság egyéni, és $D_{i,t} = 1$, ha az i -edik gazdaság társas formában működik. Végül pedig a Ramsey-féle RESET-próba (*Regression Equation Specification Error Test*) és link regressziós próbákat alkalmazunk a megfelelő függvényforma vizsgálatára. A próba megmutatja, szükség van-e az adott gazdaság kezdeti méretének ($S_{i,t-1}$) négyzetét a regresszióba illeszteni.

Heckman [1979] egy kétlépcsős eljárást vezetett be, hogy megvizsgálja a szelekciós problémát. Első lépcsőben egy probit regresszió segítségével becsüljük a farmok túlélési

² Megjegyezzük, hogy ez csak rövid távon képzelhető el, mivel azt jelenti, hogy hosszú távon a gazdaságok mérete robbanásszerűen alakul.

modelljét a teljes mintára, amely egyaránt tartalmazza a túlélő és a kilépő gazdaságokat. A (4) egyenlet meghatározza az inverz Mill-arányt minden megfigyelésre:

$$P(f_i = 1) = F(\delta + \gamma \log S_{i,t-1} + \phi \log S_{i,t-1}^2 + \mu), \quad (4)$$

ahol $f_i = 1$ a túlélőket, $f_i = 0$ a kilépőket, μ a hibatagot jelöli.

A második lépcsőben ezt a pótlólagos változót korrekciós tényezőként adjuk hozzá a kvantilisregresszióhoz, amely már csak a túlélő gazdaságok mintáján alapul.

Végül a *Bierens–Ginther* [2001] által kidolgozott integrált feltételes momentumok (*Integrated Conditional Moment, ICM*) módszerét alkalmazzuk, hogy ellenőrizzük a kvantilisregressziós modell függvényformájának a helyességét.

Adatok és eredmények

Elemzésünk a magyar tesztüzemi adatbázison alapul. A magyar mezőgazdasági számviteli információs hálózat (röviden tesztüzemi rendszer) létrehozását Magyarország Európai Unióhoz való csatlakozása tette indokolttá. A magyar mezőgazdasági tesztüzemi információs rendszer létrehozásának előkészítését 1996-ban kezdték el, és az Agrárgazdasági Kutató Intézet (AKI) működteti. A kettős könyvvitel szabályai szerint könyvelt számviteli adatok és statisztikai információk gyűjtését az AKI már 1997-ben elkezdte, és 2001-ben érte el a tesztüzemi rendszer az országos lefedettséget. 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 szerkezeti összeírásain alapszik. Az országos lefedettség elérése után évente 1900 mezőgazdasági vállalkozás adatait gyűjtik. A számviteli és pénzügyi adatokon kívül az adatgyűjtés köre kiterjed a földhasználatra, a munkaerő-állományra, a termelési adatokra, valamint ágazati szintű adatgyűjtésre. Az adatbázis 2005-ben 1546 egyéni gazdaságot és 394 társas vállalkozást tartalmazott, amelyből csak 781 mezőgazdasági üzem volt azonos a 2001. évi mintával. Ez arra utal, hogy a szelekciós torzítás komoly problémát jelenthet a vizsgálat számára. A robusztus eredmények elérése érdekében négy különböző változót alkalmaztunk a mezőgazdasági üzemek nagyságának a mérésére: a használt földterület nagyságát, a nettó árbevételt, a tőkeállományt, amelyet összes tárgyi eszközzel mértünk és a munkaerő számát. A nettó árbevételt és az összes tárgyi eszközt a mezőgazdasági árindexszel defláltuk, bázisként a 2000. évet használva.

Empirikus eredmények

Az 1. táblázat az egyéni gazdaságok és a társas vállalkozások, valamint az összes farmgazdaság méretének a középértékét mutatja be a különböző méretváltozók szerint. Az adatok azt mutatják, hogy az egyéni gazdaságok mérete kisebb, mint a társas vállalkozásoké. Érdekes módon azonban a társas vállalkozások átlagos földterülete, illetve a felhasznált munkaerő mennyisége csökken 2001 és 2005 között. Az empirikus irodalom kiemeli, hogy a kisebb cégek gyorsabban nőnek, mint a nagyok, főként a kis, újonnan alakult cégek (*Lotti és szerzőtársai* [2003]). Érvelhetünk amellett, hogy a családi, illetve a társas vállalkozások növekedési üteme eltérő. A posztszocialista országok mezőgazdaságáról szóló empirikus irodalom eredményei arra utalnak, hogy a családi vagy egyéni gazdaságok, illetve a társas vállalkozások termelési hatékonysága eltérő (*Gorton–Davidova*

1. táblázat
A farmméret-változók átlagértéke szerkezeti forma szerint

Megnevezés	Év	Átlagértéke		
		Egyéni gazdaság	Társas vállalkozás	Összes gazdaság
Nettó árbevétel (forint)	2001	10 974,6	280 301	62 356,9
	2005	14 528,1	273 397	63 915,3
Tőke (forint)	2001	20 409,3	175 151	49 931,1
	2005	35 320,7	233 396	73 109,6
Munka (fő)	2001	5	46,9	13
	2005	5,7	37	11,7
Föld (hektár)	2001	72,7	905,1	231,5
	2005	91,9	886,9	243,5

Forrás: saját számítás a tesztüzemi rendszer adatainak felhasználásával.

[2004]), ezért azok növekedési üteme is különböző lehet. Ezért később vizsgáljuk, hogy a mintában van-e ilyen strukturális törés.

Háromféle specifikációt alkalmazunk, hogy megvizsgáljuk a Gibrat-törvény érvényét: legkisebb négyzetes (OLS) regressziót, kétlépcsős Heckman-modellt, valamint kvantilisregressziót. Az *F1–F4. táblázat* az OLS, a kétlépcsős Heckman-modell, valamint a kvantilisregresszió alapuló becsléseket mutatják be a teljes mintára, különböző méretváltozók (munka, föld, tőke, nettó árbevétel) függvényében. A heteroszkedaszticitás próbák (a táblázatok 11. és 12. sora) azt mutatják, hogy a munka méretváltozón kívül, az összes többi változóval becsült regresszió reziduuma heteroszkedasztikusak. Ezért az *F2–F4. táblázatban* az OLS, Heckmann, valamint kvantilisregressziók mellett megvalósítható (FGLS), illetve súlyozott (WLS) általánosított legkisebb négyzetes módszereivel számított modellek eredményeit is közöljük. A *F1–F4. táblázat* utolsó két sorában megnezzük a függvényforma helyességét. Vegyes eredményeket kaptunk, a Ramsey-próba jellemzően elutasítja a helyes függvény-specifikáció nullhipotézisét még a négyzetes tagokkal újrabecült modellek esetében is, míg a linkteszt szerint a négyzetes tagok beillesztése megoldja a problémát. A négyzetes tagokkal újrabecült regressziók eredményei az *F1–F4. táblázat* páros oszlopaiban találhatóak. A munka és a nettó árbevétel változókkal becsült modelleken kívül (*F1. és F4. táblázat*) a négyzetes tagok (β_2) általában nem szignifikánsak. Azokban a regressziókban, ahol a négyzetes tag nem szignifikáns, a négyzetes tag nélküli specifikációt tekintjük helyesnek. Az *F2–F4. táblázat* harmadik, illetve negyedik sora a β_0 és β_1 együtthatók [lásd (2) egyenlet] becslését tartalmazza. Utána a hetedik sorban a $\beta_1 = 1$ nullhipotézist (vagyis hogy a Gibrat-törvény helytálló) teszteljük. A táblázatok nyolcadik és kilencedik sora a túlélő farmok, valamint az összes farm számát mutatja. Végül pedig a tizedik sorban a regresszió korrelációs együtthatóját közöljük. A β_0 és β_1 becslések általában szignifikánsak, míg az R^2 statisztika azt mutatja, hogy a regressziók az eredményváltozó varianciájának egy relatíve magas részét magyarázzák. Becslési eljárástól függetlenül, a teljes mintán az empirikus eredmények elutasítják a Gibrat-törvényt. A helyes modellekben a becsült β_1 értékek szignifikánsan különböznek 0-tól, és szignifikánsan kisebbek 1-nél. Ebből következik, hogy általában a kis farmok gyorsabban nőnek, mint a nagyobbak.

A farmok túlélési modelljének a becsléseit, vagyis a kétlépcsős Heckman-modellhez szükséges inverz Mill-arányt meghatározó probit regresszió [lásd (4) egyenlet] eredmé-

2. táblázat
Farmtúlélési modell (probit regresszió a teljes mintára)

Paraméter	Munka	Föld	Tőke	Nettó árbevétel
δ	-0,344***	-0,618***	-7,123***	-3,770***
γ	0,207***	0,202**	1,329***	0,707***
φ	-0,033**	-0,018**	-0,062***	-0,033***

* 10 százalék, ** 5 százalék, ***1 százalék szignifikanciaszint.

Forrás: saját számítás a teszüzemi rendszer adatainak felhasználásával.

nyeit a 2. táblázat mutatja be. Ezek azt jelzik, hogy a méretváltozó pozitívan hat a túlélésre, míg annak négyzete negatív módon befolyásolja azt.

A kétlépcsős Heckman-féle regresszióban a λ (Mill-féle inverzarány) együttható csak a nettó árbevétel, illetve a tőke méretváltozókra vonatkozó (F3. és F4. táblázat) modellekben szignifikáns, ami arra utal, hogy csak ezekben az esetekben van szelekciós torzítás. A becült β_1 koefficiens a tőke méretváltozója esetében szignifikánsan kisebb 1-nél, a nettó árbevétel esetében pedig egyedülként az összes specifikáció közül nagyobb, mint 1, azt sugallva, hogy a nagyobb farmok gyorsabban nőnek, mint a kisebbek. Az összes szignifikáns modellben (kivéve a munka méretváltozójára becült Heckman-féle kétlépcsős regressziót),³ a konstans pozitív, ami azt jelenti, hogy a farmok átlagos mérete növekedik.

Mivel a mintában egyéni és társas gazdaságok is szerepelnek, az 1. táblázat alapján pedig tudjuk, hogy lényeges méretbeli különbségek vannak a két kategória között, lehetséges, hogy strukturális törés van az egyéni, illetve a társas formában működő farmok között. Ezért a (3) egyenlet alapján újrabecsljük az OLS modelleket, az eredményt a 3. táblázatban mutatjuk be. Mivel egyedül a munka méretváltozójának OLS becslése volt homoszkedasztikus, a többi méretváltozóra megvalósítható (FGLS), illetve súlyozott (WLS) általánosított legkisebb négyzetes regressziókat becslünk. Az eredmények azt mutatják, hogy az egyéni/társas gazdaság dummyja egyik méretváltozó esetében sem szignifikáns, a dummy és a kezdeti méret interakciója pedig csak a munka méretváltozója esetén szignifikáns 10 százalékos szinten. A nullhipotézist, hogy a dummyt tartalmazó tagok koefficiense együttesen egyenlő nullával, 10 százalékos szignifikanciaszinten sem utasíthatjuk el. A 3. táblázat eredményei nem támasztják alá, hogy strukturális törés lenne a kétfajta üzemtípus között.

Végül a kvantilisregressziók függvényformájának a helyességét vizsgáljuk az integrált feltételes momentumok (Integrated Conditional Moment – ICM) módszerével. Mivel az ICM-próbák kiszámítása meglehetősen nagy számítási kapacitást igényel, a 4. táblázatban csak a mediánra (kvantilis = 0,50) számolt statisztikákat mutatjuk be. Több c értéket alkalmaztunk, hogy eredményeink helyességét teszteljük. Noha bármely c érték választása aszimptotikusan ekvivalens, de a c választott értéke nagyban befolyásolja a kismintatulajdonságokat (további részletekért lásd Kostov és szerzőtársai [2005], valamint Bierens-Ginther [2001]). Számításaink szerint 5 százalékos szignifikanciaszinten egyik, a négy farmméretre kiszámított statisztika sem szignifikáns, ami alátámasztja a becült kvantilisregressziók helyességét, valamint következtetéseinket.

³ Az 1. táblázatból látszik, hogy 2001 és 2005 között a társas vállalkozásokban felhasznált munkamennyiség nagymértékben csökkent, ez talán alátámasztja eredményünket: a konstans negatív, vagyis az átlagosan felhasznált munkamennyiség csökkenő.

3. táblázat
A strukturális törés vizsgálata

Változó	Munka		Föld		Tőke		Nettó árbevétel	
	OLS	FGLS	WLS	FGLS	WLS	FGLS	WLS	FGLS
Konstans (β_0)	0,704***	0,151	0,234	1,400***	1,404***	1,019*	1,084*	0,898***
Log $S_{i,t-1}$ (β_1)	0,588***	0,981***	0,963***	0,905***	0,905***	0,905***	0,891***	0,891***
Egyéni/társas farm dummy (D) (β_2)	-0,165	0,442*	0,333	0,092	0,091	0,049	-0,068	0,049
$D \times (\log S_{i,t-1})$ (β_3)	0,142*	-0,076	-0,053	-0,010	-0,010	0,008	0,020	0,008
$H_0: D = 0, D \times (\log S_{i,t-1}) = 0$	2,08	0,0676	2,56*	0,9718	0,03	0,1259	1,96	0,1259
$H_1: \beta_1 = 1$	34,53***	0,12	0,64	3,14*	3,18*	2,86*	3,29*	2,86*
R^2	0,5815	0,8931	0,8989	0,7962	0,8027	0,8555	0,8814	0,8555
White-próba (p -érték)	0,2695							
Breusch-Pagan-, Cook-Weisberg-próbat (p -érték)	0,1639							
Ramsey-próba (p -érték)	0,0000		0,0856	0,0015	0,0469	0,0001	0,0029	0,0001
Linkteszt (p -érték)	0,000		0,908	0,011	0,058	0,001	0,017	0,001

* 10 százalék, ** 5 százalék, *** 1 százalék szignifikanciaszint.

Forrás: saját számítás a tesztiüzemi rendszer adatainak felhasználásával.

4. táblázat
ICM-próbák szervezeti formánként és a nagyság mérőszámaiként
(kvantilis $n = 0,50$)

Megnevezés	Összes			Egyéni gazdaság			Társas vállalkozás		
	1	5	10	1	5	10	1	5	10
Munka	3,643	2,378	1,941	4,300	2,691	1,999	0,050	0,286	0,448
Föld	0,149	1,805	0,935	0,045	0,4406	0,305	0,106	0,323	0,910
Tőke	0,104	0,643	0,636	0,093	0,552	0,555	0,145	0,521	1,009
Nettó árbevétel	0,094	1,269	1,897	0,123	1,228	1,596	0,125	0,953	1,138

Kritikus értékek, 10 százalék: 3,23; 5 százalék: 4,26.

Forrás: saját számítás a teszttüzemi rendszer adatainak felhasználásával.

Összefoglalás

Tanulmányunkban a Gibrat-törvény érvényességét vizsgáltuk a magyar mezőgazdaságban 2001 és 2005 között négy különböző farmnagyság esetén, a teszttüzemi rendszer adatait felhasználva. A korábbi tanulmányok eredményei szerint a Gibrat-törvény nem érvényes a nagyobb farmokra, de igaz a kisebb méretű gazdaságokra. Ennek okai jórészt módszertani és mintavételi hiányosságokra vezethetők vissza. Az egyszerű OLS regresszió mellett két másik modellt is alkalmaztunk, hogy figyelembe vegyük a kisméretű gazdaságok és a mintából kikerülő farmok okozta torzításokat.

Eredményeink szerint a Gibrat-törvényt elutasíthatjuk a teljes mintára, tekintet nélkül az alkalmazott modellekre (egyszerű OLS, FGLS, WLS, kétlépcsős Heckman-modell, kvantilisregresszió). Számításaink azt mutatják, hogy a kisebb üzemek gyorsabban nőnek, mint a nagyobbak. Kutatásunk hozzájárul az úgynevezett családi gazdaság vita néhány pontjához. *Rizov–Mathijs* [2003] keresztmetszeti adatokat használva úgy találta, hogy Magyarországon a régebb óta működő és nagyobb farmok túlélési esélye nagyobb. A farmok növekedése csökken a farmok korával, ha az üzemméretet rögzítjük. A szerzőpáros hangsúlyozza, hogy a tanulási képesség fontos a farmok túlélésében. Eredményeink arra utalnak, hogy a mezőgazdasági üzemszerkezet még nem stabilizálódott, és a kisebb, tehát egyéni gazdaságok gyorsabban nőnek, mint a társas vállalkozások. További kutatások szükségesek azonban, hogy meghatározzuk, milyen tényezők magyarázzák a mezőgazdasági üzemek növekedését és túlélési esélyeit a különböző üzemtípusok között.

Hivatkozások

- ALLANSON, P. [1992]: Farm Size Structure in England and Wales 1939–1989. *Journal of Agricultural Economics*, 43. 137–148. o.
- AUDRETSCH, D. B.–KLOMP, L.–SANTARELLI, L.–THURIK, A. R. [2004]: Gibrat's Law: Are the Services are Different? *Review of Industrial Organization*, 24. 301–324. o.
- BIERENS, H. J.–GINTHER, D. K. [2001]: Integrated Conditional Moment Testing of Quantile Regression Models. *Empirical Economics*, Vol. 26. 307–324. o. <http://econ.la.psu.edu/~hbierens/QUANTILE.PDF>.
- BREMMER, J.–OUDE LANSINK, A. G. J. M.–OLSON, K. D.–BALTUSSEN, W. H. M.–HUIRE, R. B. M. [2002]: Analysis of farm development in Dutch agriculture and horticulture. Előadás a International Farm Management Association (IFMA) 13. kongresszusán. Wageningen, július 7–12.

- BROOKS, K.–NASH, J. [2002]: The Rural Sector in Transition Economies. Megjelent: *Gardner, B.–Rausser, G. C.* (szerk.): Handbook of Agricultural Economics. Vol. 2A. North-Holland, Amsterdam, 1547–1592. o.
- CABRAL, L. [1995]: Sunk Costs, Firm Size and Firm Growth. *The Journal of Industrial Economics*, Vol. 43. 161–172. o.
- GIBRAT, R. [1931]: *Les Inegalites Economiques*. Librairie du Recueil Sirey, Párizs.
- GORTON, M.–DAVIDOVA, S. [2004]: Farm Productivity and Efficiency in the CEE Applicant Countries: a Synthesis of Results. *Agricultural Economics*, Vol. 30. No. 1. 1–16. o.
- HALLAM, A. (szerk.) [1993]: *Size, Structure, and the Changing Face of American Agriculture*. Westview Press, Boulder.
- HECKMAN, J. J. [1979]: Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, Vol. 47. No. 2. 153–161. o.
- HENNINGS, E.–KATCHOVA, A. L. [2005]: Business Growth Strategy of Illinois Farms: A Quantile Regression Approach. Előadás az AAEA éves kongresszusán. Providence, július 24–27.
- JOVANOVIC, B. [1982]: Selection and Evolution of Industry, *Econometrica*, Vol. 50, 649–670. o.
- KOSTOV, P.–PATTON, M.–MCERLEAN, S.–MOSS J. [2005]: Does Gibrat's law hold amongst dairy farmers in Northern Ireland? Előadás EAAE 11. kongresszusán. Koppenhága, augusztus 24–27. http://mpr.aub.uni-muenchen.de/3370/1/MPRA_paper_3370.pdf.
- LOTTI, F.–SANTARELLI, E.–VIVARELLI, M. [2003]: Does Gibrat's Law hold among young, small firms? *Journal of Evolutionary Economics*, Vol. 13. No. . 213–235. o.
- LUCAS, R. E. [1978]: On the Size Distribution of Business Firms. *Bell Journal of Economics*, Vol. 9. 508–523. o.
- RIZOV, M.–MATHIJS, E. 2003. Farm Survival and Growth in Transition Economies: Theory and Empirical Evidence from Hungary. *Post-Communist Economies*, Vol. 15. No. 2. 227–242. o.
- ROZELLE, S.–SWINNEN, J. F.M. [2004]: Success and Failure of Reform: Insights from the Transition of Agriculture. *Journal of Economic Literature*, Vol. 42. No. 2. 404–456. o.
- SHAPIRO, D.–BOLLMAN, R. D.–EHRENSAFT, P. [1987]: Farm size and growth in Canada. *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 69. 477–483. o.
- SUTTON, J. [1997]: Gibrat's Legacy. *Journal of Economic Literature*, Vol. 35. 40–59. o.
- UPTON, M.–HAWORTH, S. [1987]: The growth of farms. *European Review of Agricultural Economics*, Vol. 14. 351–366. o.
- WARD, A.–MCKILLOP, D. G. [2005]: The Law of Proportionate Effect: the Growth of UK Credit Union Movement at National and Regional Level. *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 32. No. 9–10. 1827–1959. o.
- WEISS, C. R. [1998]: Size, Growth and Survival in Upper Austrian Farm Sector. *Small Business Economics*, Vol. 10. 305–312. o.
- WEISS, C. R. [1999]: Farm Growth and Survival: Econometric Evidence for Individual Farms in Upper Austria. *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 81. 103–116. o.
- WOLF, C. A.–SUMNER, D. A. [2001]: Are Farm Distributions Bimodal? Evidence from Kernel Density Estimates of Dairy Farm Distributions. *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 83. No. 1. 77 – 88. o.

Függelék

F1. táblázat

OLS-, kétlépcsős Heckman-féle és kvantilisregressziós becslések a munka méretváltozójára szerint

Megnevezés	OLS (1)	OLS (2)	Heckmann (1)	Heckmann (2)	Kvantilis (1)	Kvantilis (2)
Konstans (β_0)	0,5532***	0,834***	- 2,950	- 0,344***	0,561***	0,812***
Log $S_{i,t-1}$ (β_1)	0,717***	0,347***	0,8601***	0,207***	0,751***	0,351***
(Log $S_{i,t-1}$) ² (β_2)		0,082***		-0,033**		0,090***
Mill-inverzarány (λ)			3,684	42,953		
$H_0: \beta_1 = 1$	158,01***	97,40***	0,99	0,969	55,49***	269,74***
A túlélő gazdaságok száma	1748	1748	1748	1748	1748	1748
Az összes gazdaság száma	0,57	0,59	775	775	0,33	0,36
R^2	0,44	0,09				
White-próba (p -érték)						
Breusch-Pagan/						
Cook-Weisberg-próba (p -érték)	0,40	0,55				
Ramsey-próba (p -érték)	0,00	0,02				
Linkteszt (p -érték)	0,00	0,40				

* 10 százalék, ** 5 százalék, *** 1 százalék szignifikanciaszint.

Forrás: saját számítás a tesztiizemi rendszer adatainak felhasználásával.

F2. táblázat
OLS-, kétlépcsős Heckman-féle és kvantilisregressziós becslések a földterület méretváltozója szerint

Megnevezés	OLS	OLS	FGLS	FGLS	WLS	WLS	Heckmann	Heckmann	Kvantilis	Kvantilis
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Konstans (β_0)	0,496***	0,397***	0,388***	0,390***	0,51***	0,497***	0,945*	-2,698	0,297***	0,200*
Log $S_{i,t-1}$ (β_1)	0,921***	0,972***	0,947***	0,942***	0,91***	0,924***	0,909***	1,327	0,950***	0,992***
(Log $S_{i,t-1}$) ² (β_2)		-0,006		0,001		-0,000		-0,037		-0,004
Mill-inverzarány (λ)								-0,449		
$H_0: \beta_1 = 1$	45,12***	0,26	16,22***	2,63	52,2***	1,84	19,95***	2,539	20,56***	0,03
A túlélő gazdaságok száma	1684	1684	1684	1684	1684	1684	1684	752	1684	1684
Az összes gazdaság száma	0,86	0,86	0,87	0,87	0,8951	0,9052	0,8951	0,01	0,69	0,69
R^2	0,03							752		
White-próba (p -érték)								1684		
Breusch-Pagan/Cook-Weisberg-próba (p -érték)	0,00	0,00						1684		
Ramsey-próba (p -érték)	0,068	0,042	0,016	0,006	0,1018	0,0370		1684		
Linkteszt (p -érték)	0,332	0,986	0,870	0,874	0,881	0,997		1684		

* 10 százalék, ** 5 százalék, *** 1 százalék szignifikanciaszint.

Forrás: saját számítás a teszttizemi rendszer adatainak felhasználásával.

F3. táblázat
OLS-, kétlépcsős Heckman-féle és kvantilisregressziós becslések a munka méretváltozója szerint

Megnevezés	OLS		FGLS		WLS		Heckmann		Kvantilis	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Konstans (β_0)	1,608***	3,734***	1,795***	3,319***	1,48***	2,755**	0,915**	-68,791	1,224***	2,198***
Log $S_{i,t-1}$ (β_1)	0,884***	0,461***	0,865***	0,524**	0,89***	0,65***	0,908***	12,111	0,935***	0,733***
(Log $S_{i,t-1}$) ² (β_2)		0,021*		0,018*		0,012		-0,520		0,009
Mill-inverzarány (λ)								12,699		
$H_0: \beta_1 = 1$	34,48***	7,33***	46,21***	4,59**	42,1***	2,67	15,81***	0,06	24,20***	2,69
A túlélő gazdaságok száma	1749	1749	1749	1749	1749	1749	1749	1749	1749	1749
Az összes gazdaság száma	0,75	0,75	0,71	0,71	0,80	0,77	0,77	776	776	776
R^2	0,020	0,023								
White-próba (p -érték)										
Breusch-Pagan/Cook-										
Weisberg-próba (p -érték)	0,00	0,00								
Ramsey-próba (p -érték)	0,007	0,046	0,000	0,007	0,049	0,3251				
Linkteszt (p -érték)	0,033	0,882	0,004	0,717	0,067	0,991				

* 10 százalék, ** 5 százalék, *** 1 százalék szignifikanciaszint.

Forrás: saját számítás a tesztiizemi rendszer adatainak felhasználásával.

F4. táblázat
OLS-, kétlépcsős Heckman-féle és kvantilisregressziós becslések a nettó árbevétel méretváltozója szerint

Megnevezés	OLS		FGLS		WLS		Heckmann		Kvantilis	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Konstans (β_0)	1,224***	4,012***	1,574***	5,275***	0,97***	2,87***	-0,293	-93,108	1,065***	2,423***
Log $S_{i,t-1}$ (β_1)	0,887***	0,317**	0,850***	0,055	0,91***	0,54***	0,927***	14,226	0,908***	0,629***
(Log $S_{i,t-1}$) ² (β_2)		0,028***		0,042***		0,01***		-0,619		0,014**
Mill-inverzarány (λ)							1,306***	28,834		
$H_0: \beta_1 = 1$	47,10***	19,53***	58,14***	33,53***	49,6***	10,74**	6,87***	0,02	42,73***	8,48***
A túlélő gazdaságok száma							778	778		
Az összes gazdaság száma	1750	1750	1750	1750	1750	1750	1750	1750	1750	1750
R^2	0,8	0,8	0,70	0,71	0,87	0,88			0,58	0,58
White-próba (p -érték)	0,000	0,000								
Breusch-Pagan/Cook-Weisberg-próba (p -érték)	0,000	0,000								
Ramsey-próba (p -érték)	0,003	0,009	0,000	0,002	0,001	0,093				
Linkteszt (p -érték)	0,018	0,708	0,000	0,471	0,004	0,942				

* 10 százalék, ** 5 százalék, *** 1 százalék szignifikanciaszint.

Forrás: saját számítás a teszttizemi rendszer adatainak felhasználásával.