Lehet-e a mezőgazdaság a gazdasági növekedés motorja? A kelet-közép-európai országok tapasztalatai

Fertő Imre

Kulcsszavak: mezőgazdaság, gazdasági növekedés, Kelet-Közép-Európa.
JEL-kód: Q18.

ÖSSZEFOGLALÓ MEGÁLLAPÍTÁSOK, KÖVETKEZTETÉSEK, JAVASLATOK

A cikk 1990 és 2011 közötti adatokat felhasználva vizsgálja meg annak eshetőségét, hogy lehet-e a mezőgazdaság a gazdasági növekedés motorja a kelet-közép-európai országokban. Számításaink nem tudták igazolni, hogy a mezőgazdaság hozzájárult volna a gazdasági növekedéshez, ugyanakkor a fordított irányú kapcsolat nem utasítható el, azaz a gazdasági növekedés húzóerőt jelenthet a mezőgazdaság számára. Eredményeink általánosításának két korlátja van: egyrészt a korábbi kutatásokhoz képest rövidebb időszakot vizsgáltunk, másrészt további változók bevonása szükséges a mezőgazdaság szerepének jobb megértéséhez a gazdasági fejlődésben.[1]

BEVEZETÉS

A mezőgazdaság szerepe a gazdasági fejlődésben régóta tárgya az agrárgazdaságtannak és a fejlődés-gazdaságtannak (*Mundlak, 2000; Timmer, 2002; Gollin, 2010*). A kérdés különösen fontos a fejlődő országok számára, ahol még mindig jelentős a mezőgazdaság aránya a GDP-ben, a foglalkoztatottságban, illetve az exportban. Az agrárszektor jelentőségéről folytatott vita nem új keletű a szakirodalomban. Ha az elmélettörténeti előzményektől (például fiziokraták) eltekintünk, akkor a második világháború után a mezőgazdaság kulcseleme lett az úgynevezett strukturális átalakulás paradigmájának (*Chenery – Srinivasan, 2007*). A kutatások első nagyobb hulláma ennek megfelelően a múlt század ötvenes-hatvanas éveire tehető (pl. *Lewis, 1954; Fei – Ranis, 1961; Johnston – Mellor, 1961; Jorgenson, 1961; Schultz, 1964*). Ezek a tanulmányok alapvetően kvalitatív jellegűek voltak és elsősorban az ágazatok közötti kapcsolatok jelentőségét hangsúlyozták a mezőgazdaság és az ipar tekintetében. Az empirikus kutatások rendelkezésére álló adatok mennyiségének és minőségének javulásával a kérdés újra és újra felmerült a nemzetközi szakirodalomban (pl. *Echevarria, 1997; Gemmell et al., 2000; Gardner, 2005; Tiffin – Irz, 2006; Tsakok – Gardner, 2007*). Annak ellenére, hogy a statisztikai adatok tanúsága szerint a mezőgazdaság szerepe a nemzetgazdaságban csökken a gazdasági fejlődéssel párhuzamosan (*Herrendorf et al., 2013*), az agrártermékek világpiacán végbement 2007–2008. évi váratlan áremelkedés két évtized után újra reflektorfénybe állította ezt a régi problémát (pl. *Timmer, 2009; Deither – Effenberger, 2012; Dorin et al.,*

[1] Jelen tanulmány elkészítésével a 70 éves *prof. dr. Forgács Csaba* előtt szeretnénk tisztelegni.

2013; Awokuse – Xie, 2014). Az eddigi kutatások elsősorban a fejlődő országokra és az Egyesült Államokra koncentráltak. Noha az agrárátalakulás első évtizedének fejleményei a volt szocialista államokban, és ezen belül is a kelet-közép-európai országokban jól dokumentáltak (*Csáki – Nash, 1997; Csáki – Zuschlag, 2003; Lerman, 2001; Rozelle – Swinnen, 2004*), hasonló kutatás még nem született erre a régióra. A cikk az első lépés ebben az irányban. Tanulmányunk két úton járul hozzá az eddigi kutatásokhoz. Egyrészt ez az első elemzés, amely a mezőgazdaság hozzájárulását vizsgálja a gazdasági növekedéshez a kelet-közép-európai országokban, másrészt a korábbi vizsgálatokhoz képest újabb módszertani fejleményeket alkalmaz az elemzés során. A cikk felépítése a következő. Először röviden áttekintjük a nemzetközi irodalom legfontosabb eredményeit a mezőgazdaság gazdasági fejlődésben betöltött szerepéről. Ezt követően ismertetjük adatainkat, illetve az alkalmazott módszertant. Végül bemutatjuk az eredményeinket és megfogalmazunk néhány konklúziót.

IRODALMI ÁTTEKINTÉS[2]

A gazdasági fejlődésről szóló irodalomban két egymással ellentétes álláspont különböztethető meg a mezőgazdaság szerepéről a gazdasági növekedésben. A kutatások kiindulópontját *Lewis (1954)* híres duális gazdaság modellje jelenti, amely egy tradicionális mezőgazdasági és egy modern kapitalista (ipari) szektorból áll. A feltevés szerint a mezőgazdaságban alacsonyabb a termelékenység, mint a modern szektorban. A Lewis-modell azon a megfontoláson alapszik, hogy a mezőgazdaságban jelentős többletmunkaerő van. Ha a termelékenység alacsonyabb a mezőgazdaságban, akkor a bérek magasabbak lesznek a modern szektorban, és ez jelentős ösztönzést jelent a mezőgazdaságban dolgozók számára, hogy átmenjenek a modern szektorba, ami növeli a gazdaság hatékonyságát és hozzájárul a gazdasági növekedéshez (*Lewis, 1954; Fei – Ranis, 1961; Jorgenson, 1961*). Ebben a felfogásban a mezőgazdasági termelés csak a gazdasági növekedés szükséges feltételeként vagy előfeltételeként szerepel, amelynek feladata a munkaerő biztosítása a modern szektor számára.

Schultz (1964) ezzel szemben a mezőgazdaság élelmiszer-ellátó szerepét, valamint a mezőgazdasági technológiába való beruházás termelékenység- és ezen keresztül jövedelemnövelő hatását hangsúlyozta. *Johnston* és *Mellor (1961)* szintén a Lewis-modellből kiindulva az eredetivel ellentétes véleményre jutott. A szerzők kimutatták, hogy az alapmodellben alkalmazott elméleti feltevések mellett is játszhat pozitív szerepet a mezőgazdaság a gazdasági növekedésben. Hangsúlyozták, hogy a termelési és fogyasztási kapcsolatokon keresztül a mezőgazdaság közvetlenül és közvetve is hozzájárulhat a gazdasági növekedéshez. A szektorok közötti kapcsolatoknak öt fontos típusát különböztették meg. Egyrészt a többletmunkaerő kínálata az ipari szektornak, másrészt az élelmiszer-termelés belföldi fogyasztásra, harmadrészt az ipari termékek iránti kereslet, negyedrészt az ipari beruházásokhoz szükséges megtakarítások és végezetül a mezőgazdasági exportból származó bevétel, ami finanszírozhatja a félkész, illetve tőkejószágok importját. Az a tény, hogy a fejlődő országokban a mezőgazdaság és a modern szektor között meghatározó kapcsolatok állnak fenn, a mezőgazdaság növekedését fontos eszközzé teheti a szegénység elleni harcban.

A két elméleti hagyomány közül a negatív véleménynek volt meghatározó szerepe a

[2] Az érdeklődő olvasó az irodalom részletes áttekintését találhatja például *Timmer (2002), Barrett és szerzőtársai (2010), Gollin (2010), Dethier és Effenberger (2012)* munkáiban.

fejlődő országok jelentős részének fejlesztéspolitikájára a múlt század második felében (*Schiff – Valdes, 2002*). A fejlődő országok antiagrárius politikáját az agrárpolitika politikai gazdaságtanáról szóló vizsgálatok is megerősítik (*de Gorter – Swinnen, 2002; Anderson et al., 2013*).

Dethier és *Effenberger (2012)* megjegyzi, hogy noha az egyes elméleti modellek ellentétes szerepet tulajdonítanak a mezőgazdaságnak a gazdasági növekedésben, ettől még nem szükségszerűen mondanak egymásnak ellent. A modellek ugyanis különböző előfeltevéseken alapulnak, amelyekből majdnem szükségszerűen következnek az eltérő gazdaságpolitikai ajánlások. Mivel az egyes fejlődő országok jelentősen különböznek belső és külső gazdasági körülményeikben, ezért a mezőgazdaság szerepéről vallott felfogást érdemes lehet felülvizsgálni. Ez tükröződik részben a *World Development Report 2008* (*World Bank, 2007*) című munkában is, amely azt állapítja meg, hogy a mezőgazdaság-alapú országokban lehet a mezőgazdaság a növekedés fő motorja, míg az átmeneti országokban, ahol az agrárszektor súlya bár alacsonyabb, de az ágazat még emellett is fontos szerepet játszhat a vidéki szegénység csökkentésében.

Noha sok tanulmány vizsgálta már a mezőgazdaság és a gazdasági növekedés kapcsolatát, mégsem számolhatunk be egyetértésről az eredmények tekintetében. Ezen a kétértelműségen a nagyobb és jobb minőségű adatbázisok használata és a fejlettebb empirikus módszertan sem segített. A következőkben csak az utóbbi évek legfontosabb eredményeit tekintjük át, kihagyva az egy országra koncentráló esettanulmány-jellegű vizsgálatokat. *Timmer (2002)* 65 fejlődő országot vizsgált meg 1960 és 1985 között. Eredményei azt mutatták, hogy pozitív kapcsolat van a mezőgazdasági GDP egy évvel késleltetett értéke, illetve a nem mezőgazdasági GDP növekedése között. *Self* és *Grabowski (2007)* szintén pozitív kapcsolatot talált a különböző módon mért mezőgazdasági termelékenység és az átlagos egy főre jutó GDP-növekedés között 1960 és 1995 között 89 országot elemezve. *Gardner (2005)* 52 fejlődő országot elemzett 1980 és 2001 között, de nem talált bizonyítékot arra, hogy a mezőgazdaság elsődleges motorja lenne a gazdasági növekedésnek. Érdemes hangsúlyozni, hogy noha az empirikus vizsgálatok korrelációt találtak a mezőgazdasági GDP és a GDP között, ez nem feltétlenül jelent oksági kapcsolatot egyik irányban sem. A korreláció félrevezető lehet, hiszen előfordulhat, hogy a két szektor egymástól függetlenül változik egy közös harmadik tényező eredőjeként. Továbbá felmerül az endogenitás problémája is, amit *Tsakok* és *Gardner (2007)* a tyúk és tojás problémájaként jellemzett. A vizsgálatunkhoz legközelebb álló tanulmányban *Tiffin* és *Irz (2006)* ezért kétváltozós Granger-oksági tesztet és panelkointegrációs módszertant alkalmazva 85 ország adatait elemezte. Eredményeik szerint a fejlődő országoknál kimutatható a pozitív kapcsolat a mezőgazdaság és a gazdasági növekedés között, de ez a kapcsolat messze nem egyértelmű a fejlett országok esetében. *Awokuse* és *Xie (2014)* kilenc fejlődő országot elemzett 1980 és 2011 között kointegrációs módszerre alapozott irányított aciklikus gráfok segítségével. Számításaik arra utalnak, hogy a mezőgazdaság hozzájárulhat a gazdasági növekedéshez, noha a hatás mértéke országonként különbözött. Összefoglalva, az empirikus vizsgálatok eredményei jelentősen változnak aszerint, hogy milyen országokra és melyik időszakra vonatkoznak, illetve milyen módszertannal készültek.

ADATOK

A szakirodalmi gyakorlatot követve az alábbi változókat használtuk az elemzés során: egy főre jutó mezőgazdasági GDP és egy főre jutó GDP. Ez utóbbi számolásakor a halmozódás elkerülése végett a GDP-ből

kivontuk a mezőgazdasági GDP-t, ezért változónk neve az egy főre jutó nem mezőgazdasági GDP. Adataink a *Világbank World Development Indicators* (WDI) adatbázisából származnak (*World Bank, 2013*). A vizsgálat időtartama az 1990 és 2011 közötti időszak. Mintánkban tíz kelet-közép-európai ország szerepel (Bulgária, Csehország, Észtország, Lengyelország, Lettország, Litvánia, Magyarország, Románia, Szlovákia és Szlovénia). Az elemzés során a szakirodalmi gyakorlatnak megfelelően a változóknak a természetes alapú logaritmusát használtuk.

MÓDSZERTAN

Elemzésünk során alapvetően a *Tiffin* és *Irz (2006)* által alkalmazott módszert követjük. Ebben a keretben a gazdasági növekedés és a mezőgazdaság kapcsolata közötti oksági vizsgálat paneladatok esetében három lépést igényel. Egyrészt változóink idősoros tulajdonságainak alapos vizsgálatát, másképpen fogalmazva annak feltárását, hogy adataink stacionáriusak-e vagy sem. Másrészt van-e hosszú távú kapcsolat a két változó között, azaz kointegráltak-e. Végezetül van-e oksági kapcsolat a változók között, és ha igen, melyik változó irányából.

A paneladatok ökonometriája számos panelegységgyök-próbát fejlesztett ki az elmúlt évtizedekben (*Baltagi, 2008*). A különböző próbákat első vagy második generációs panelegységgyök-próbáknak nevezik, attól függően, hogy élnek-e a keresztmetszeti függetlenség feltevésével vagy sem. Az elemzés során először első generációs panelegységgyök-próbákat alkalmazunk, hogy megállapítsuk változóink stacionáriusak-e vagy sem. A panelegységgyök-próbák egy bővített *Dickey–Fuller-modellből* (ADF) indulnak ki:

$$\Delta Y_{it} = a_i + \delta Y_{i,t-1} + \sum_{k=1}^{p_i} \gamma_{ik} \Delta Y_{i,t-k} + e_{it} \quad (1),$$

ahol $\Delta Y_{it} = Y_{it} - Y_{t-1}$, $i = 1, 2, \ldots, N$ ország, illetve $t = 1, 2, \ldots, N$ periódus (esetünkben év), Y pedig egy tetszőleges gazdasági változó (pl. GDP, árak, esetünkben az egy főre jutó mezőgazdasági vagy nem mezőgazdasági GDP). Az egyik legnépszerűbb első generációs panelegységgyök-próba a *Levin és szerzőtársai (2002)* által kidolgozott teszt, amely homogenitást feltételez keresztmetszetben a hibatagra vonatkozó szokásos feltevéssel:

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

Ezek alapján a következő hipotéziseket tesztelik:

H0: $\delta = 0$, egységgyök (nem stacionaritás) (3),

H1: $\delta < 0$, stacionaritás (konvergencia) (4).

Az első generációs próbák újabb, úgynevezett heterogén változatai alternatív hipotézisként már engedélyezik az egyéni egységgyököt, de nem minden adatsor esetében (pl. *Im et al., 2003; Maddala – Wu, 1999*), ahol a tesztegyenlet a következőképpen módosul:

$$\Delta Y_{it} = a_i + \delta_i Y_{i,t-1} + \sum_{k=1}^{p_i} \gamma_{ik} \Delta Y_{i,t-k} + e_{it} \quad (5).$$

A megfelelő teszthipotézisek az alábbiak:

H0: $\delta_i = 0$, egységgyök (nem stacionaritás) (6),

H1: $\delta_i < 0$, legalább egy i-re stacionaritás (konvergencia) (7).

Mivel a próbák eredményei érzékenyek lehetnek arra, hogy különböző időbeli késleltetéseket választunk, ezért az *Ng* és *Perron (2001)* által javasolt módosított *Akaike* információs kritériumot alkalmaztuk a késleltetés hosszának meghatározására. Az első generációs panelegységgyök-próbák általában gyakrabban elutasítják az egységgyökök létét a paneladatokban (pl. *Hurlin, 2010*). A keresztmetszeti függetlenség feltevésének oldására a próbáknak két nagyobb csoportja alakult ki: egyrészt a dinamikus faktormodellek (*Bai – Ng, 2004; Moon – Perron, 2004; Pesaran, 2007*), másrészt a közös tényező- vagy időhatásmodellek (pl. *Chang, 2002, 2004*). A következőkben a *Pesaran (2007)* által kidolgozott panelegységgyök-próbát alkalmazzuk, amely figyelembe veszi a keresztmetszeti függőséget. Ennek megfelelően

az ADF (1) egyenlet a következőképpen módosul:

$$\Delta Y_{it} = a_i + \delta_i Y_{i,t-1} + c_i \bar{Y}_{t-1} + d_i \Delta \bar{Y}_t + e_{it} \quad (8),$$

ahol $\bar{Y}_{t-1} = M^{-1} \sum_{i=1}^{M} Y_{i,t-1}$ a keresztmetszeti átlag minden M különbségre t időpontban és $\Delta \bar{Y}_t = M^{-1} \sum_{i=1}^{M} \Delta Y_{i,t}$. Az egyes próbákat trendhatás nélkül és trendhatás mellett is elvégeztük. Végezetül a panelegységgyökpróbákat változóink első differenciájára is elvégezzük, hogy ellenőrizzük, hogy nem másodrendűen integráltak-e.

Ha változóink elsőrendűen integráltak panelkörnyezetben, a következő lépés, hogy megvizsgáljuk, vajon kointegráltak-e. Az ökonometriai irodalom számos panelkointegrációs próbát dolgozott ki, itt csak hármat ismertetünk röviden. Az egyik legnépszerűbb próbasorozatot *Pedroni (1999, 2004)* fejlesztette ki, amely a következő regressziós egyenletből indul ki:

$$Y_{it} = a_i + \delta_{it} + \beta_{1i} x_{1i,t} + \beta_{2i} x_{2i,t} + \ldots + \\ + \beta_{Mi} x_{Mi,t} + e_{i,t} \quad (9),$$

ahol $t = 1,\ldots, T$; $i = 1,\ldots, N$; $m = 1,\ldots, M$; Y és x feltevés szerint elsőrendűen integráltak $I(1)$. Az a és δ paraméterek az egyéni és a trendhatások, amelyeket szükség szerint nullára korlátozunk. A kointegráció elutasításának nullhipotézise azt feltételezi, hogy e_{it} elsőrendűen integrált $I(1)$. A módszer először megbecsli a (9) egyenletet, majd az abból származó rezidiumokat teszteli a megfelelő segédregresszió segítségével, hogy elsőrendűen integráltak-e:

$$e_{it} = \rho_i + e_{it-1} + u_{it} \quad (10).$$

Pedroni többféle eljárást javasol annak tesztelésére, hogy $\rho_i = 1$. Két alternatív hipotézis van. Egyrészt a homogén alternatíva, ahol $\rho_i = \rho = 1$ minden i-re, amelyet panelstatisztika-tesztnek neveznek. Másrészt a heterogén alternatíva, ahol $\rho_i < 1$ minden i-re, amelyet csoportstatisztika-tesztnek hívnak.

Kao (1999) lényegében egy nagyon hasonló megközelítést javasol azzal a különbséggel, hogy az első lépcsős egyenletben specifikálja a keresztmetszet-specifikus tengelymetszetet és a homogén együtthatókat. A (9) egyenlet terminusaiban fogalmazva, az a_i heterogén, a β_i homogén a keresztmetszetek között és minden trend együttható zéró.

Maddala és *Wu (1999)* Fisher eredményeit felhasználva egy alternatív módszert javasol a kointegráció tesztelésére paneladatokban, amely úgy kombinálja az egyéni keresztmetszetekre alkalmazott próbákat, hogy tesztstatisztikát kapjon a teljes panelre. Ezt az eljárást hívják gyakran *Fisher–Johansen-próbának*.

Harmadik lépcsőben pedig teszteljük a két változó közötti kapcsolatot panelkörnyezetben. Itt valójában az idősoros adatokra kidolgozott *Granger oksági próba* paneladatokra való kiterjesztéséről van szó. Egy kétváltozós regressziót panelkontextusban az alábbi módon írhatunk fel:

$$y_{i,t} = \alpha_{0,i} + \alpha_{1,i} + y_{i,t-1} + \ldots + \alpha_{l,i} y_{i,t-1} + \\ + \beta_{1,i} x_{i,t-1} + \ldots + \beta_{1,i} x_{i,t-1} + \ldots + \varepsilon_{i,t} \quad (11),$$

$$x_{i,t} = \alpha_{0,i} + \alpha_{1,i} + x_{i,t-1} + \ldots + \alpha_{l,i} x_{i,t-1} + \\ + \beta_{1,i} y_{i,t-1} + \ldots + \beta_{1,i} y_{i,t-1} + \ldots + \varepsilon_{i,t} \quad (12),$$

ahol t a panel idődimenzióját, i pedig a keresztmetszeti dimenzióját jelöli. Az oksági próbák abból a szempontból különböznek egymástól, hogy milyen feltevésekkel élnek a keresztmetszeti együttható homogenitására vonatkozóan. Általában az adott változóra vonatkozó paneladatokat egy idősoros változóként kezelik, és ezután becsülik a Granger oksági próbát a hagyományos módon. Teszik ezt azzal a kitétellel, hogy nem engedik, hogy az adatok az egyik keresztmetszetből késleltetett változóként egy másik keresztmetszetbe lépjenek. Ez a módszer azt feltételezi, hogy minden együttható azonos a keresztmetszetek között, azaz:

$$\alpha_{0,i} = \alpha_{0,j}, \alpha_{1,i} = \alpha_{1,j}, \ldots, \alpha_{l,i} = \alpha_{l,j}, \forall i, j \quad (13),$$

$$\beta_{1,i} = \beta_{1,j}, \ldots, \beta_{l,i} = \beta_{l,j}, \forall i, j \quad (14).$$

Dumitrescu és *Hurlin (2012)* egy másik próbát javasol azzal a feltevéssel, hogy minden együttható eltérhet a keresztmetszetek között, azaz:

$$\alpha_{0,i} \neq \alpha_{0,j}, \alpha_{1,i} \neq \alpha_{1,j}, \ldots, \alpha_{l,i} \neq \alpha_{l,j}, \forall i, j \quad (15),$$

$$\beta_{1,i} \neq \beta_{1,j}, \ldots, \beta_{l,i} \neq \beta_{l,j}, \forall i, j \quad (16).$$

EREDMÉNYEK

Panelegységgyök-próbák

Az első generációs panelegységgyök-próbák eredményeit mutatja az 1. táblázat. A próbákat mindkét változóra trendhatás nélkül és trendhatás mellett végeztük el. A próbák egyértelmű képet adnak: mindegyik esetben elfogadjuk a panelegységgyök létezését. Másképpen fogalmazva az eredmények arra utalnak, hogy az egy főre jutó nem mezőgazdasági és mezőgazdasági GDP nem stacionárius.

Ellenőrizzük, hogy adataink vajon nem másodrendűen integráltak-e. Ezért elvégeztük a panelegységgyök-próbákat a változók első differenciáira is. Számításaink azt mutatják, hogy egyértelműen elutasíthatjuk a panelegységgyökök létét mindkét változó első differenciáiban (2. táblázat).

1. táblázat

Panelegységgyöktesztek (*p* érték)

Nullhipotézis: egységgyök (individuális hatás)		
	Nem mezőgazdasági GDP/fő	Mezőgazdasági GDP/fő
Levin, Lin és Chu *t*-statisztika	0,9997	1,0000
Im, Pesaran és Shin *W*-statisztika	1,0000	1,0000
ADF – Fisher-féle *Chi*-négyzet	1,0000	1,0000
PP – Fisher-féle *Chi*-négyzet	1,0000	1,0000
	Nem mezőgazdasági GDP/fő	Mezőgazdasági GDP/fő
Nullhipotézis: egységgyök (individuális és trendhatás)		
Levin, Lin és Chu *t*-statisztika	0,5090	0,8658
Im, Pesaran és Shin *W*-statisztika	0,9606	1,0000
ADF – Fisher-féle *Chi*-négyzet	0,9958	1,0000
PP – Fisher-féle *Chi*-négyzet	0,9756	0,9318

Megjegyzés: ADF – *Augmented Dickey Fuller*, PP – *Philips–Perron*

Forrás: saját számítás

2. táblázat

Panelegységgyöktesztek a változók első differenciáiban (*p* érték)

Nullhipotézis: egységgyök (individuális hatás)		
	Nem mezőgazdasági GDP/fő	Mezőgazdasági GDP/fő
Levin, Lin és Chu *t*-statisztika	0,0000	0,0000
Im, Pesaran és Shin *W*-statisztika	0,0000	0,0000
ADF – Fisher-féle *Chi*-négyzet	0,0000	0,0000
PP – Fisher-féle *Chi*-négyzet	0,0000	0,0000
	Nem mezőgazdasági GDP/fő	Mezőgazdasági GDP/fő
Nullhipotézis: egységgyök (individuális és trendhatás)		
Levin, Lin és Chu *t*-statisztika	0,0000	0,0000
Im, Pesaran és Shin *W*-statisztika	0,0000	0,0000
ADF – Fisher-féle *Chi*-négyzet	0,0000	0,0000
PP – Fisher-féle *Chi*-négyzet	0,0000	0,0000

Forrás: saját számítás

3. táblázat

Pesaran-féle keresztmetszeti függetlenségtesztek

Változó	CD-teszt	*P* érték	Korreláció	|Korreláció|
Nem mezőgazdasági GDP/fő	29,40	0,000	0,983	0,983
Mezőgazdasági GDP/fő	28,44	0,000	0,951	0,951

Forrás: saját számítás

4. táblázat

Pesaran-féle panelegységgyöktesztek a szintadatokban és az első differenciákban (*p* érték)

Nem mezőgazdasági GDP/fő		Mezőgazdasági GDP/fő	
Szint			
trend nélkül	trend	trend nélkül	trend
0,062	0,950	0,796	0,964
első differencia			
0,000	0,000	0,000	0,000

Forrás: saját számítás

A panelegységgyökökkel kapcsolatos irodalom hangsúlyozza a keresztmetszeti függetlenség problémájának fontosságát az első generációs próbák esetében. Ezért elvégeztük a *Pesaran (2004)* által javasolt statisztikai próbát. A számítások egyértelműen azt jelzik, hogy mindkét változó esetében elutasíthatjuk a keresztmetszeti függetlenség nullhipotézisét (3. táblázat). Eredményeink tehát arra utalnak, hogy további, második generációs panelegységgyök-próbák elvégzése szükséges.

Ezért a következő lépcsőben a *Pesaran (2007)* által kidolgozott próbát alkalmazzuk. Becsléseink megerősítik korábbi eredményeinket, mindkét változó elsőrendűen integrált, míg az első differenciákban elutasítjuk a panelegységgyök nullhipotézist. Összegezve, számításaink alapján megállapíthatjuk, hogy változóink elsőrendűen integráltak, ezért adatbázisunk alkalmas arra, hogy továbblépjünk a panelkointegrációs elemzésre (4. táblázat).

Panelkointegrációs próbák

Eredményeink robusztusságának ellenőrzésére többféle panelkointegrációs próbát alkalmaztunk (5. táblázat). A *Pedroni-tesztek* ellentmondásos eredményre vezettek attól függően, hogy trend nélkül vagy trendhatással vizsgáltuk a nincs panelkointegráció nullhipotézist. Az előbbi esetben a próbák elutasítják, míg az utóbbi esetben egy kivétellel megerősítik a nullhipotézist. A *Kao-próba* szintén elutasítja a nincs kointegráció nullhipotézisét. A *Fisher–Johansen-próbák* viszont nem utasítják el azt a nullhipotézist, hogy legalább egy kointegráló vektor van a két változó között. Összegezve, a próbák eredményeinek többsége inkább arra utal, hogy nem utasíthatjuk el a kointegrációt a két változó között.

Paneloksági tesztek

Vizsgálatunk utolsó állomásaként megnézzük, vajon milyen kapcsolat van a mezőgazdasági és a nem mezőgazdasági szektor egy főre jutó kibocsátása között. Megjegyezzük, hogy ebben a megközelítésben a próbák nullhipotézise az, hogy az egy főre jutó mezőgazdasági GDP változása nem okozza az egy főre jutó nem mezőgazdasági GDP változását, illetve fordítva. Mivel a Granger oksági próbák eredménye gyakran érzékeny az időbeli késleltetés hosszának

5. táblázat

Panelkointegrációs próbák

Pedroni reziduális kointegrációs próbák	Trend nélkül	Trend
Panel *v*-statisztika	0,0000	0,0003
Panel *rho*-statisztika	0,0006	0,6100
Panel *PP*-statisztika	0,0010	0,6632
Panel *ADF*-statisztika	0,0098	0,9120
Csoport *rho*-statisztika	0,0664	0,8211
Csoport *PP*-statisztika	0,0018	0,6169
Csoport *ADF*-statisztika	0,0297	0,9574
Kao reziduális kointegrációs próbák		
ADF	0,0194	
Fisher–Johansen panelkointegrációs próbák		
Nincs tengelymetszet	0,0813	0,3621
Van tengelymetszet	0,6981	0,9241

Forrás: saját számítás

megváltoztatására, ezért 1 és 4 év közötti késleltetést alkalmaztunk becsléseink robusztusságának ellenőrzésére. Számításaink szerint nem utasíthatjuk el, hogy az egy főre jutó mezőgazdasági GDP változása nem okozza a nem mezőgazdasági GDP változását, függetlenül a késletetés hosszának megválasztásától (6. táblázat). A fordított irányú kapcsolat kevésbé egyértelmű. A késleltetés hosszának növelése ugyanis a nullhipotézis elutasításához vezet. Másképpen fogalmazva 3, illetve 4 éves késleltetés mellett elutasíthatjuk azt a nullhipotézist, hogy a nem mezőgazdasági GDP/fő változása nem okozza a mezőgazdasági GDP/fő változását.

Emlékeztetünk arra, hogy a Granger paneloksági próbák meglehetősen korlátozó feltevéseken alapulnak. Ezért végezetül a *Dumitrescu* és *Hurlin (2012)* által javasolt paneloksági próbát alkalmaztuk adatainkra, amely engedélyezi a heterogenitást. Az egy főre jutó mezőgazdasági GDP hatását illetően számításaink megerősítik a korábbi eredményeket, a négy próbából három nem utasítja el a nullhipotézist (7. táblázat). A nem mezőgazdasági GDP/főre vonatkozó próbák egyértelműen elutasítják, hogy ne

6. táblázat

Páros Granger paneloksági próbák

Késleltetés	Változó	Okozza	Változó	*P* érték
1 év	mezőgazdasági GDP/fő	→	mezőgazdasági GDP/fő	0,5724
	nem mezőgazdasági GDP/fő	→	nem mezőgazdasági GDP/fő	0,1204
2 év	mezőgazdasági GDP/fő	→	mezőgazdasági GDP/fő	0,3005
	nem mezőgazdasági GDP/fő	→	nem mezőgazdasági GDP/fő	0,1590
3 év	mezőgazdasági GDP/fő	→	mezőgazdasági GDP/fő	0,1513
	nem mezőgazdasági GDP/fő	→	nem mezőgazdasági GDP/fő	0,0022
4 év	mezőgazdasági GDP/fő	→	mezőgazdasági GDP/fő	0,1947
	nem mezőgazdasági GDP/fő	→	nem mezőgazdasági GDP/fő	0,0006

Forrás: saját számítás

7. táblázat

Páros Dumitrescu–Hurlin paneloksági próbák

Késleltetés	Változó	Okozza	Változó	*P* érték
1 év	mezőgazdasági GDP/fő	→	nem mezőgazdasági GDP/fő	0,6812
	nem mezőgazdasági GDP/fő	→	mezőgazdasági GDP/fő	2,E-07
2 év	mezőgazdasági GDP/fő	→	nem mezőgazdasági GDP/fő	0,0005
	nem mezőgazdasági GDP/fő	→	mezőgazdasági GDP/fő	0,0000
3 év	mezőgazdasági GDP/fő	→	nem mezőgazdasági GDP/fő	0,1023
	nem mezőgazdasági GDP/fő	→	mezőgazdasági GDP/fő	9,E-07
4 év	mezőgazdasági GDP/fő	→	nem mezőgazdasági GDP/fő	0,1947
	nem mezőgazdasági GDP/fő	→	mezőgazdasági GDP/fő	0,0006

Forrás: saját számítás

lenne hatása a mezőgazdasági GDP/főre a késleltetés hosszától függetlenül. Magyarán az egy főre jutó nem mezőgazdasági GDP változása okozza az egy főre jutó mezőgazdasági GDP változását, de ez a kapcsolat fordítva már nem áll fenn.

ÖSSZEFOGLALÁS

A mezőgazdaság szerepe a gazdasági növekedésben átértékelődött a 2007. és 2008. évi világpiaci áremelkedést követően, amely új lendületet adott az empirikus kutatásoknak. Ebben a tanulmányban megvizsgáltuk az 1990 és 2011 között időszakra, hogy lehet-e a mezőgazdaság a gazdasági növekedés motorja a kelet-közép-európai országokban. Számításaink szerint nincsen arra empirikus bizonyíték, hogy az agrárszektor pozitív hatást gyakorolt volna a gazdasági növekedésre a vizsgált periódusban. Ez az eredmény részben összecseng *Tiffin* és *Irz (2006)* eredményeivel, akik szintén nem találtak egyértelmű kapcsolatot a mezőgazdaság és a gazdasági növekedés között a fejlett országokban. Ezt magyarázhatjuk azzal, hogy ebben az időszakban a kelet-közép-európai országokban jelentősen visszaesett a mezőgazdaság GDP-ben való részesedése, noha az egyes országok közötti különbségek jelentősek. Ugyanakkor nem tudtuk elutasítani azt a hipotézist, hogy az egy főre jutó GDP jótékony hatással lehet az egy főre jutó mezőgazdasági GDP-re. Eredményeink értelmezésekor két megszorítást kell tennünk. Egyrészt a korábbi kutatásokhoz képest rövidebb időszakkal foglalkoztunk, másrészt elemzésünk csak a két változó közötti kapcsolat vizsgálatára korlátozódott. Ez felveti a szakirodalomban már megfogalmazott kritikát, hogy újabb változók bevonása szükséges a mezőgazdaság és a gazdasági fejlődés közötti kapcsolatrendszer jobb megértéséhez (*Tsakok – Gardner, 2007; Awokuse – Xie, 2014*). Ez azonban már egy újabb kutatás témája lehet.

FORRÁSMUNKÁK JEGYZÉKE

(1) Anderson, K. – Rausser, G. – Swinnen, J. F. M. (2013): Political economy of public policies: insights from distortions to agricultural and food markets. *Journal of Economic Literature*, 51 (2): 423–477. pp. – (2) Awokuse, T. O. – Xie, R. (2014): Does agriculture really matter for economic growth in developing countries? *Canadian Journal of Agricultural Economics/Revue canadienne d'agroeconomie*. Megjelenés alatt. – (3) Bai J. – Ng S. (2004): A PANIC attack on unit roots and cointegration. *Econometrica,* 72 (4): 1127–1178. pp. – (4) Baltagi, B. H. (2008): *Econometric Analysis of Panel Data*. 4. kiadás. Wiley, New York – (5) Barrett, C. – Car-

TER, M. R. – TIMMER, C. P. (2010): A century-long perspective on agricultural development. *American Journal of Agricultural Economics,* 92 (2): 447–468. pp. – (6) CHANG, Y. (2002): Nonlinear IV unit root tests in panels with cross-sectional dependency. *Journal of Econometrics,* 110 (2002): 261–292. pp. – (7) CHANG, Y. (2004): Bootstrap unit root tests in panels with cross-sectional dependency, *Journal of Econometrics,* 120 (2): 263–293. pp. – (8) CHENERY, H. – SRINIVASAN, T. N. (2007): *Handbook of Development Economics.* Vol 1. Elsevier North-Holland, Eastbourne – (9) CSÁKI CS. – NASH, J. (1997): *The Agrarian Economies of Central and Eastern Europe and the Commonwealth of Independent States.* World Bank Discussion Paper 387, Washington DC. – (10) CSÁKI CS. – ZUSCHLAG A. (2003): *The Agrarian Economies of Central-Eastern Europe and the CIS*. ECSSD Environmentally and Socially Sustainable Development, Working Paper 37, Washington DC. – (11) DE GORTER, H. – SWINNEN, J. F. M. (2002): Political Economy of Agricultural Policy. In GARDNER, B. L. – RAUSSER, G. C. (eds.): *Handbook of Agricultural Economics. 2B* 1893–1943. Elsevier Science, Amsterdam – (12) DETHIER, J. J. – EFFENBERGER, A. (2012): Agriculture and development: A brief review of the literature. *Economic Systems, 36* (2): 175–205. pp. – (13) DORIN, B. – HOURCADE, J. C. – BENOIT-CATTIN, M. (2013): *A World without Farmers?* The Lewis Path Revisited. Working Paper, Cired (No. hal-00866413). HAL – (14) ECHEVARRIA, C. (1997): Changes in sectoral composition associated with economic growth. *International Economic Review,* 38 (2): 431–452. pp. – (15) FEI, J. – RANIS, G. (1961): A theory of economic development. *American Economic Review,* 51 (4): 533–565. pp. – (16) GARDNER, B. (2005): Causes of Rural Economic Development. In COLMAN, D – VINK, N. (eds.): *Proceedings of the 25th International Conference of Agricultural Economists*. Durban, Oxford: Blackwell. 21–41. pp. – (17) GEMMELL, N. – LLOYD, T. – MATHEW, M. (2000): Agricultural growth and intersectoral linkages in developing economy. *Journal of Agricultural Economics,* 51 (3): 353–370. pp. – (18) GOLLIN, D. (2010): Agricultural productivity and economic growth. In PINGALI, P. – EVENSON, R. (eds.): *Handbook of Agricultural Economics*. Vol 4. Elsevier Science, Amsterdam, 3825–3866. pp. – (19) HERRENDORF, B. – ROGERSON, R. – VALENTINYI, Á. (2013): Growth and Structural Transformation. In AGHION, P. – DURLAUF, S. N. (eds): *Handbook of Economic Growth*. Vol. 2. Elsevier, 855–941. pp. – (20) HURLIN, C. (2010): What would Nelson and Plosser find had they used panel unit root tests? *Applied Economics,* 42: 1515–1531. pp. – (21) IM, K. S. – PESARAN, M. H. – SHIN, Y. (2003): Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics,* 115: 53–74. pp. – (22) JOHNSTON, B. – MELLOR, J. (1961): The role of agriculture in economic development. *American Economic Review,* 51 (4): 566–593. pp. – (23) JORGENSON, D. (1961): The development of a dual economy. *Economic Journal,* 282: 309–334. pp. – (24) KAO, C. D. (1999): Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data. *Journal of Econometrics,* 90: 1–44. pp. – (25) LERMAN, Z. (2001): Agriculture in Transition Economies: from Common Heritage to Divergence. *Agricultural Economics,* 26 (2): 95–114. pp. – (26) LEVIN, A. – LIN, C. F. – CHU, C. S. J. (2002): Unit root test in panel data: asymptotic and finite sample properties. *Journal of Econometrics,* 108: 1–24. pp. – (27) LEWIS, W. A. (1954): Economic development with unlimited supplies of labour. *The Manchester School,* 22 (1): 139–191. pp. – (28) MADDALA, G. S. – WU, S. (1999): A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics,* 61: 631–652. pp. – (29) MOON, H. R. – PERRON, B. (2004): Testing for a Unit Root in Panels with Dynamic Factors. *Journal of Econometrics,* 122: 81–126. pp. – (30) MUNDLAK, Y. (2000): *Agriculture and Economic Growth: Theory and Measurement.* Harvard University Press, Cambridge and London – (31) NG, S. – PERRON, P. (2001): Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica,* 69: 1519–1554. pp. – (32) PEDRONI, P. (1999): Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics,* 61: 653–670. pp. – (33) PEDRONI, P. (2004): Panel Cointegration; Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis. *Econometric Theory,* 20: 597–625. pp. – (34) PESARAN, M. H. (2004): General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels. *Working Papers in Economics,* No. 0435. University of Cambridge, Cambridge – (35) PESARAN, M. H. (2007): A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics,* Vol 22 (2): 265–312. pp. – (36) ROZELLE, S. – SWINNEN, J. F. M. (2004): Success and failure of reform: Insights from the transition of agriculture. *Journal of Economic Literature,* 42 (2): 404–456. pp. – (37) SCHIFF, M. – VALDES, A. (2002): Agriculture and the macroeconomy, with emphasis on developing countries. In GARDNER, B. L. – RAUSSER, G. C. (eds.): *Handbook of Agricultural Economics, 2A*, 1421–1454. pp. Elsevier,

Amsterdam – (38) Schultz, T. W. (1964): *Transforming Traditional Agriculture*. Yale University Press, New Haven – (39) Self, S. – Grabowski, R. (2007): Economic development and the role of agricultural technology. *Agricultural Economics,* 36: 395–404. pp. – (40) Tiffin, R. – Irz, X. (2006): Is agriculture the engine of growth? *Agricultural Economics,* 35: 79–89. pp. – (41) Timmer, C. P. (2002): Agriculture and economic development. In Gardner, B. L. – Rausser, G. C. (eds.): *Handbook of Agricultural Economics. 2A*, Elsevier Science, Amsterdam, 1487–1546. pp. – (42) Timmer, C. P. (2009): *A world without agriculture: The structural transformation in historical perspective*. AEI Press – (43) Tsakok, I. – Gardner, B. (2007): Agriculture in economic development: Primary engine of growth or chicken and egg? *American Journal of Agricultural Economics,* 89 (5): 1145–1151. pp. – (44) World Bank (2007): *World Development Report 2008: Agriculture for Development*. World Bank/ Oxford University Press, Washington, DC/Oxford – (45) World Bank (2013): *World Development Indicators*. Washington, D.C. http://data.worldbank.org

Summary

EU AGRICULTURAL POLICY REFORM: EVALUATING THE EU'S NEW METHODOLOGY FOR DIRECT PAYMENTS

By: Koester, Ulrich – Loy, Jens-Peter

Keywords: agricultural policy, situation assessment, indicators, income, utility test database.
JEL Classification: Q14, Q18.

The Common Agricultural Policy has changed significantly over time. Major changes are now introduced every seven years, with the last fundamental change agreed upon in 2013 for the period 2014-2020. Policymakers also agreed to a mid-term review in order to evaluate the performance of numerous new regulations. The Commission has elaborated a methodology for the evaluation and has already published some documents with initial results for past periods.

This article reviews whether the methodology and database used by the Commission are in line with the highest standards for policy evaluation.

CAN THE AGRICULTURE BE THE ENGINE OF ECONOMIC GROWTH? AN ANALYSIS OF CENTRAL AND EASTERN EUROPEAN COUNTRIES

By: Fertő, Imre

Keywords: agriculture, economic growth, Central and Eastern Europe.
JEL Classification: Q18.

The aim of the paper is to analyse whether agriculture can an engine for economic growth in Central and Eastern European countries using data for period between 1990 and 2011. Our calculations do not support the positive contribution of agriculture to economic growth. However, we can not reject the opposite causal direction, namely economic growth has positive impact on the agriculture. Interpretation of results has two serious limitations. First, period in question is shorter than previous research. Second, it should be introduced additional variables into analysis to better understanding of agriculture in economic development.

AN ATTEMPT TO DEVELOP AN AUTOMATED COMPLEX LAND EVALUATION SYSTEM

By: Szűcs, István – Farkas-Fekete, Mária – Vinogradov, Szergej

Keywords: economic assessment of land, gross margin, earth dividend, D-e-Meter, external effects.
JEL Classification: Q19.

In this paper a theoretical framework of integrated land evaluation system was presented. The cropland economic valuation system to be developed is capable of replacing the outdated 'gold crow' system. Integrated approach to the land evaluation means an assessment of ecological (soil, climatic and land relief conditions) and economic fac-