TUDOMÁNYOS CIKK

Strukturális átalakulás a kelet-közép-európai országok mezőgazdaságában: konvergencia vagy divergencia?

Fertő Imre

Kulcsszavak: strukturális átalakulás, Kelet-Közép-Európa, konvergencia.
JEL-kód: Q11, R11.

ÖSSZEFOGLALÓ MEGÁLLAPÍTÁSOK, KÖVETKEZTETÉSEK, JAVASLATOK

A cikk a kelet-közép-európai országok mezőgazdaságának strukturális átalakulását elemzi makroadatok segítségével az 1990 és 2011 közötti időszakban. A mezőgazdaság szerepe a foglalkoztatottságban és GDP-ben, illetve az élelmiszer-kiadások aránya mindegyik vizsgált országban csökkent. Eredményeink ugyanakkor arra utalnak, hogy a hasonló tendenciák ellenére a kiinduló állapotban meglévő különbségek fennmaradtak az egyes országok között. A panelegységgyök-próbák nem erősítették meg a konvergencia hipotézisét a régió strukturális átalakulásában.

BEVEZETÉS

A mezőgazdaság szerepe a gazdasági fejlődésben az agrár-közgazdaságtan és a fejlődés-gazdaságtan régi témája mind az elméleti, mind az empirikus kutatásokban (pl.: *Mundlak, 2000; Timmer, 2002; Gollin, 2010*). *Timmer (2009)* provokatív *(A World without Agriculture)* című könyvében a mezőgazdaság paradox szerepét vizsgálja a gazdasági fejlődés során végbemenő strukturális átalakulásban. A mezőgazdaság nélküli világ ebben az összefüggésben azt jelenti, hogy az agrárszektor aránya a nemzetgazdaságban 2-3 százalék körül alakul mind a GDP-ben, mind a foglalkoztatásban. A gondolatmenet *Lewis (1954)* híres duális gazdaság modelljén alapul, ahol a mezőgazdaság termelékenysége jóval alacsonyabb, mint az ipari szektoré, ezért értelemszerűen a túl nagy mezőgazdasági szektor ilyen körülmények mellett a gazdasági növekedés gátja lehet. *Timmer (2009)* egyik fő következtetése, hogy a gazdasági szerkezetátalakulás a szegénységből való kiút minden társadalom számára, amely egyaránt függ a mezőgazdasági és a nem mezőgazdasági szektorok termelékenységétől. *Dorin és szerzőtársai (2013)* azonban felhívják a figyelmet, hogy a gazdasági fejlődés Lewis-féle útja csak egy a potenciális négy lehetséges strukturális átalakulási modell közül. A korábbi vizsgálatok elsősorban a fejlődő országokkal, illetve az Egyesült Államokkal foglalkoztak. Nincs azonban hasonló kutatás, amely a kelet-közép-európai országok mezőgazdaságára koncentrálna. A cikk az első lépés ebben az irányban. Az átmenet első évtizedével foglalkozó korábbi kutatások hangsúlyozzák az egyes országok eltérő fejlettségi szintjének, a gazdasági és agrárpolitikai reformok mélységének és gyorsaságának, a mezőgazdasági üzemszerkezetben megfigyelhető különbségeknek a fontosságát az egyes országok me-

zőgazdasági teljesítményében tapasztalható eltérésekben (pl. *Csáki – Nash, 1998; Csáki – Zuschlag, 2003; Lerman, 2001; Rozelle – Swinnen, 2004*). Másképpen fogalmazva, a korai tapasztalatok inkább egyfajta divergenciát mutattak a régió és régión kívüli volt szocialista országok mezőgazdaságának átalakulásában. A cikk célja, hogy a kelet-közép-európai régió mezőgazdaságának strukturális átalakulását elemezze az 1990 utáni időszakban. Hangsúlyozzuk, hogy a szerteágazó problémának csak egy nagyon szűk metszetét elemezzük. Nevezetesen arra vagyunk kíváncsiak, vajon a régió országai követik-e a Lewis-féle utat. Pontosabban fogalmazva, megfigyelhető-e közös fejlődési pálya a kelet-közép-európai régióban.

ADATOK

A gazdaságok strukturális átalakulását jellemzően az egyes főbb szektorok (mezőgazdaság, ipar és szolgáltatások) a foglalkoztatottságban, illetve a GDP-ben betöltött arányával szokták mérni (*Herrendorf et al., 2013*). Adataink a mezőgazdaság részesedéséről 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). Mivel nem minden országra voltak információink a teljes periódusra, ezért kiegyensúlyozatlan paneladatok állnak rendelkezésre. A strukturális átalakulást a fogyasztás oldaláról az élelmiszer-kiadásoknak a teljes kiadásokhoz viszonyított arányával mérjük. Az adatokat az ENSZ *United Nations Statistic Division* adatbázisából gyűjtöttük. Az élelmiszer-kiadások tartalmazzák a nem alkoholtartalmú italokat is. Az élelmiszer-kiadások esetében Romániára nem állt rendelkezésre adat, illetve az országok többségére csak 1995-től érhetők el adatok.

MÓDSZERTAN

Fő kérdésünk, hogy a különböző strukturális indikátorok vajon konvergálnak vagy divergálnak. A gazdasági adatok konvergenciavizsgálatának módszertana sokat változott az elmúlt évtizedekben az egyszerű Galtoni-regressziótól a panelegységgyök-tesztekig. A gazdasági fejlettség konvergenciájára kidolgozott empirikus módszertant más kérdések tanulmányozására is jól lehet alkalmazni, mint például az infláció (*Lopez – Papell, 2012*) vagy a kereskedelem specializációjának elemzésére (*Fertő, 2006*) vagy a kistérségek fejlettségének vizsgálatára (*Fertő – Varga, 2014*). Ezért a GDP konvergenciájának vizsgálata analóg módon kiterjeszthető a strukturális indikátorok elemzésére is.

A gazdasági növekedéssel vagy jövedelemmel foglalkozó irodalom a konvergencia sztohasztikus definíciójából indul ki (pl. *Bernard – Durlauf, 1996; Evans, 1996*). *Islam (2003)* kimutatta, hogy ez a megközelítés relatíve egyértelmű, ha csak két országot vizsgálnak. A kérdés bonyolultabbá válik, ha az elemzést kettőnél több országra terjesztik ki. Ebben az esetben alapvetően két lehetőség választható. Egyrészt vizsgálható egy meghatározott országhoz (például Egyesült Államok) viszonyított eltérések konvergenciája. A másik opció, hogy a minta átlagától való eltérés konvergenciáját veszik szemügyre. Ebben a tanulmányban ez utóbbi megoldást választjuk. Az irodalom megkülönbözteti az abszolút, illetve a feltételes konvergenciát (*Charles et al., 2012*). Abszolút konvergenciáról akkor lehet beszélni, ha a szegényebb országok gazdasági növekedési rátája magasabb, mint a gazdag államoké, így elméletileg utolérhetik az utóbbiakat. A feltételes konvergenciánál mindegyik ország konvergál a saját egyensúlyi állapotához, és csak a növekedési ráták egyenlítődnek ki hosszú távon.

A konvergenciahipotézisek idősoros

vizsgálata gyakran a gazdasági változók egységgyökpróbáin alapul. Az egységgyök nullhipotézis elutasítását általában úgy értelmezik, hogy az adott változók idősorai konvergálnak az egyensúlyi állapothoz. Másképpen fogalmazva, a konvergenciahipotézis igényli az egységgyök jelenlétének tesztelését az adatokban. A paneladatok ökonometriája számos panelegységgyök-próbát fejlesztett ki az elmúlt évtizedben (*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 a strukturális indikátorok konvergenciájának tesztelésére. A panelegységgyök-próbák egy bővített *Dickey–Fuller* (ADF) modellből indulnak ki:

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

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 (például: GDP, árak, esetünkben valamelyik strukturális indikátor). Az egyik legnépszerűbb első generációs teszt a *Levin és szerzőtársai (2002)* által kidolgozott próba, amelyben homogenitást feltételeznek keresztmetszetben a hibatagra vonatkozó szokásos feltevéssel:

$$e_{it} \approx iid \cdot N\left(0, \sigma_v^2\right). \quad (2)$$

Ezek alapján a következő hipotéziseket tesztelik:

Ho: $\delta = 0$, egységgyök (nem stacinoaritás), (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 adatsorozat esetében (*Im et al., 2003; Maddala – Wu, 1999*), ahol a tesztegyenlet a következőképpen módosul:

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

A megfelelő teszthipotézisek az alábbiak:

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

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

Mivel a próbák eredményei érzékenyek lehetnek a különböző időbeli késleltetésekre, ezért az *Ng és Perron (2001)* által javasolt módosított *Akaike-féle* információs kritériumot alkalmaztuk a késleltetés hosszának meghatározására. Az első generációs panelegységgyök-próbák általában gyakrabban elutasítják az egységgyökök létét a paneladatokban (például *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 (például *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:

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

ahol $\overline{Y}_{t-1} = M^{-1} \sum_{i=1}^{M} Y_{it-1}$, a keresztmetszeti átlag minden M különbségre t időpontban és $\Delta \overline{Y}_t = M^{-1} \sum_{l=1}^{M} \Delta Y_{lt}$.

Az egyes próbákat trendhatás nélkül és trendhatás mellett is elvégeztük.

EREDMÉNYEK

Első lépcsőben grafikusan ábrázoljuk adatainkat. Az 1. ábrán látható, hogy jelentős a különbség az egyes kelet-közép-európai országok között a mezőgazdasági

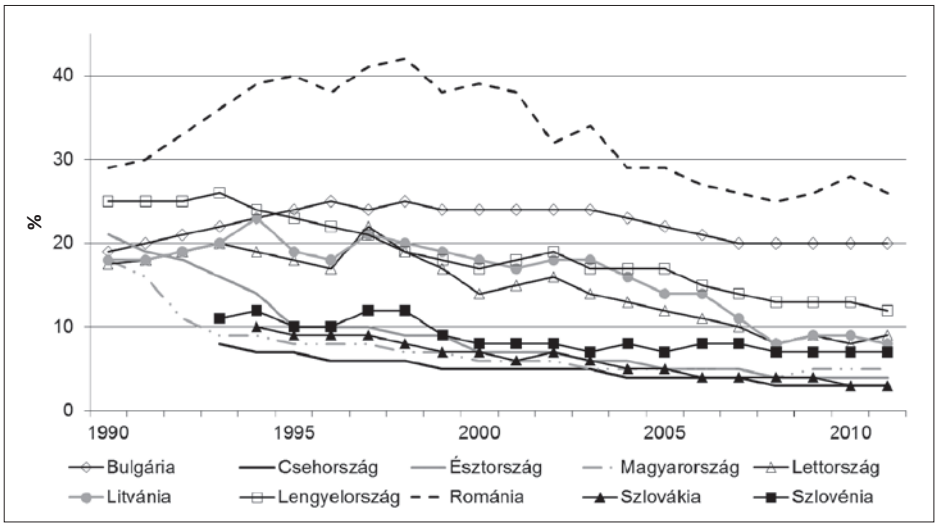
foglalkoztatottság arányának alakulásában. A másik szembetűnő jelenség a mezőgazdasági foglalkoztatottak arányának általános visszaesése az elmúlt két évtizedben. Az adatok megerősítik a *Swinnen (2009)* által már korábban jelzett eltérő alkalmazkodási pályákat a mezőgazdasági munkaerőpiacon. Az egyik csoportba Bulgária, Románia, valamint részben Litvánia és Lettország tartozik, ahol az átalakulás kezdetekor egy magas kiinduló szintről még növekedett vagy stagnált a mezőgazdasági munkaerő aránya az első évtizedben, majd ezt követően visszaesés tapasztalható. Az országok másik csoportjában egy viszonylag magas kezdeti állapotról az átalakulás első évtizedében radikálisan csökkent a mezőgazdaságban foglalkoztatottak részesedése (Észtország és Magyarország). Csehországban és Szlovákiában már az induláskor is relatíve alacsony, 10 százalék körül volt a mezőgazdaság részesedése a foglalkoztatottságban, amely fokozatosan csökkent. Lengyelországban egy magasabb, 25 százalékos szintről figyelhető meg viszonylag egyenletes csökkenés, míg Szlovéniában a mezőgazdasági foglalkoztatottság mintegy 10 százalék körül ingadozik.

A mezőgazdasági GDP aránya hasonló heterogenitást mutat az 1990-es évek elején, ahogy erre korábban *Lerman (2001),* illetve *Rozelle és Swinnen (2004)* rámutatott (2. ábra). Három csoportja különböztethető meg az országoknak. Az első csoportba Észtország, Litvánia és Románia tartozik, ahol a mezőgazdasági GDP aránya 30 százalék fölött volt. A második csoportba Bulgária és Magyarország sorolható 10 és 20 százalék közötti részesedéssel. Az utolsó csoportba a régió többi országa tartozik, ahol már az átmenet kezdetén is 10 százalék alatt volt a mezőgazdaság aránya a GDP-ben. Az eltérő induló helyzet ellenére mindegyik országban 10 százalék alá süllyedt a mezőgazdaság aránya a vizsgált időszak végére. A visszaesés üteme Észtország, Litvánia és Magyarország esetében volt erőteljes az 1990-es évek első felében.

A fogyasztás oldaláról is a nemzetközi trendeknek megfelelő átalakulást tapasztalhatunk (például *Herrendorf et al., 2013*). Az

1. ábra

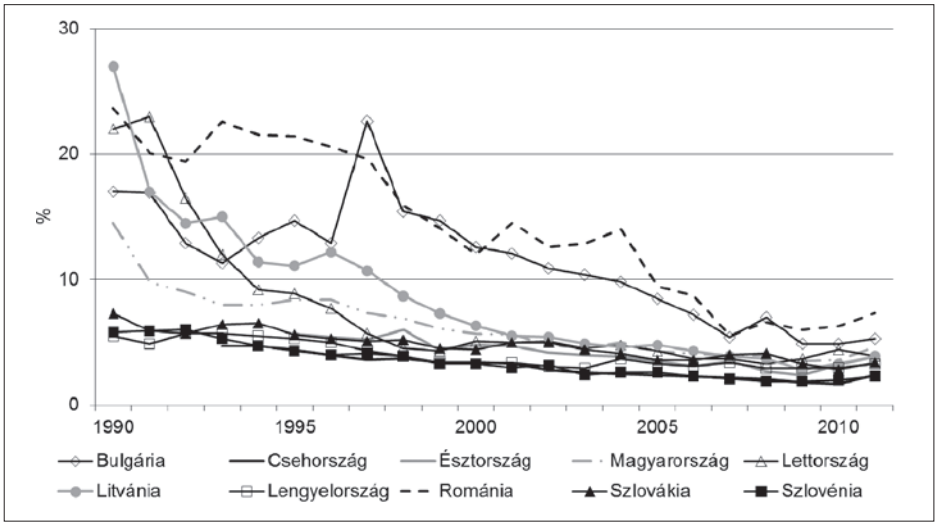
A mezőgazdasági foglalkoztatottság arányának alakulása 1990–2011 között



Forrás: World Bank (2013) WDI-adatbázisa

2. ábra

A mezőgazdasági GDP arányának alakulása 1990–2011 között

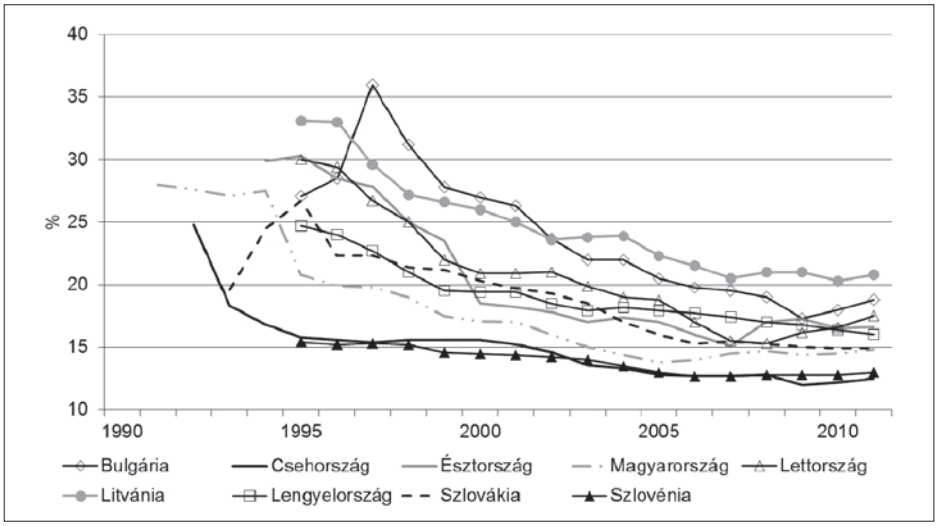


Forrás: World Bank (2013) WDI-adatbázisa

élelmiszerekre fordított kiadások minden országban csökkentek, noha ez esetben is nagy különbségek láthatók az egyes államok között (3. ábra). A kilencvenes évek közepén a balti országokban volt a legnagyobb az élelmiszerekre fordított kiadások aránya (30 százalék körül), míg Szlovéniában volt a legalacsonyabb (16 százalék). A csökkenő tendencia ellenére továbbra is jelentős eltérések figyelhetők meg a vizsgált időszak végére. Érdemes megjegyezni, hogy az élelmiszerekre fordított kiadások aránya jóval

3. ábra

Az élelmiszerekre fordított kiadások arányának alakulása 1992–2011 között



Forrás: az ENSZ United Nations Statistic Division adatbázisa

1. táblázat

Panelegységgyök-tesztek (*p*-érték)

Nullhipotézis: egységgyök (individuális hatás)			
	Mezőgazdasági foglalkoztatottság	Mezőgazdasági GDP	Élelmiszer-kiadások
Levin et al., *t*-statisztika	0,0000	0,0000	0,0000
Im et al., *W*-statisztika	*0,3362*	0,0000	0,0004
ADF – Fisher-féle *Chi*-négyzet	*0,1029*	0,0000	0,0001
PP – Fisher-féle *Chi*-négyzet	0,0000	0,0000	0,0000
	Mezőgazdasági foglalkoztatottság	Mezőgazdasági GDP	Élelmiszer-kiadások
Nullhipotézis: egységgyök (individuális és trendhatás)			
Levin, Lin és Chu, *t*-statisztika	*0,1837*	0,0000	0,0000
Im–Pesaran–Shin, *W*-statisztika	*0,4533*	0,0001	0,0162
ADF – Fisher-féle *Chi*-négyzet	*0,2867*	0,0000	0,0005
PP – Fisher-féle *Chi*-négyzet	0,0008	0,0000	0,0004

Forrás: saját számítás

meghaladja a mezőgazdaságnak a GDP-ben betöltött részesedését.

Az első generációs panelegységgyök-próbák eredményeit mutatja az 1. táblázat. A próbákat mindhárom strukturális indikátorra trendhatás nélkül és trendhatás mellett végeztük el. A mezőgazdasági GDP, illetve az élelmiszer-kiadások aránya esetében egyértelmű eredményt kaptunk. A lehetséges nyolc próba hét esetben egy százalékos, egy alkalommal pedig öt százalékos szignifikanciaszinten utasítja el a panelegységgyök létezését mindkét indikátornál. Másképpen fogalmazva, az eredmények arra utalnak, hogy a mezőgazdasági GDP és az élelmiszerekre fordított kiadások aránya konvergált a vizsgált időszakban. A mezőgazdasági foglalkoztatottságnál azonban kevésbé tudunk egyértelműen fogalmazni. A lehetséges nyolc próbából öt esetben nem utasíthatjuk el a panelegységgyök létezését. Fontos megjegyezni, hogy a trendhatás melletti próbák a négyből három esetben nem utasítják el a panelegységgyököt. Ennek azért van jelentősége, mert az adatok grafikus ábrázolása trendet sejtet.

A panelegységgyökökkel kapcsolatos irodalom hangsúlyozza a keresztmetszeti függetlenség problémáját az első generációs próbák esetében. Ezért elvégeztük a *Pesaran (2004)* által javasolt statisztikai próbát. A számítások egyértelműen azt jelzik, hogy mindhárom strukturális indikátornál elutasíthatjuk a keresztmetszeti függetlenség nullhipotézisét (2. táblázat). Eredményeink tehát arra utalnak, hogy második generációs panelegységgyök-próbák elvégzése szükséges.

Az utolsó lépcsőben a *Pesaran (2007)* által kidolgozott próbát alkalmazzuk. Mivel ebben az esetben nem állnak ren-

2. táblázat

Pesaran-féle keresztmetszeti függetlenségtesztek

Változó	CD-teszt	*p*-érték	korreláció	|korreláció|
Mezőgazdasági foglalkoztatottság aránya	20,81	0,000	0,700	0,712
Mezőgazdasági GDP aránya	24,57	0,000	0,830	0,830
Élelmiszer-kiadások aránya	22,42	0,000	0,900	0,900

Forrás: saját számítás

3. táblázat

Pesaran-féle panelegységgyök-tesztek (*p*-érték)

	Mezőgazdasági foglalkoztatottság		Mezőgazdasági GDP		Élelmiszer-kiadások	
késleltetés	trend nélkül	trend	trend nélkül	trend	trend nélkül	trend
0	0,002	*0,270*	0,000	0,000	*0,080*	*0,548*
1	0,000	0,003	0,000	0,000	0,000	0,004
2	0,000	0,013	0,001	*0,346*	0,006	*0,959*
3	0,043	*0,095*	*0,565*	*0,640*	*0,085*	*0,990*
4	0,000	*1,000*	*1,000*	*0,977*	*1,000*	*1,000*

Forrás: saját számítás

delkezésünkre információs kritériumok a megfelelő időbeli késleltetés kiválasztására, ezért eredményeinket a nullától a négy év késleltetésig mutatjuk be trendhatás nélkül, illetve trendhatás jelenlétében (3. táblázat).

A *Pesaran (2007)* teszt alaposan felülírja korábbi eredményeinket. A mezőgazdasági foglalkoztatottság esetében a becsült tíz próbából hét elutasítja öt százalékos szignifikanciaszinten a panelegységgyök nullhipotézist. Más szavakkal, az első generációs egységgyökpróbákhoz képest számításaink inkább a konvergenciahipotézist támasztják alá. Az élelmiszerekre fordított kiadások esetében is ellentétes eredményekre jutunk az első generációs tesztekhez viszonyítva. Hét próba a tízből nem utasítja el a panelegységgyök létét. A mezőgazdasági GDP aránya esetében a tesztek fele-fele arányban el-, illetve nem utasítják el a panelegységgyök nullhipotézist. Felhívjuk a figyelmet arra, hogy a trendhatással becsült próbák inkább elfogadják a panelegységgyök létét. Eredményeink ebben az értelmezésben inkább a strukturális indikátorok divergenciáját valószínűsítik.

ÖSSZEFOGLALÁS

A cikkben arra a kérdésre kerestük a választ, hogy vajon a kelet-közép-európai országok mezőgazdasági átalakulása konvergál egymáshoz vagy divergál az 1990 és 2011 közötti időszakban. A strukturális konvergencia tesztelésére első és második generációs panelegységgyök-próbákat alkalmaztunk. A keresztmetszeti függetlenség feltevésének sérülése miatt elsősorban a második generációs próbák eredményeit kell figyelembe venni. Számításaink azt sejtetik inkább, hogy a kelet-közép-európai országok mezőgazdasági strukturális átalakulása nem futott be egy közös pályát. Hangsúlyozzuk azonban, hogy további kutatások szükségesek a konvergencia elemzéséhez. Ezek egyik természetes útja újabb második generációs próbák elvégzése. Becsléseink azonban ekkor is arra az eredményre vezethetnek, hogy nem utasítható el vagy cáfolható meg egyértelműen a konvergenciahipotézis. Végezetül, számításaink megerősítik *Hurlin (2010)* álláspontját, hogy az egységgyökök tesztelése a makroökonómiai változók paneladataiban nagyfokú körültekintést igényel, sok esetben az egyértelmű eredmény reménye nélkül.

FORRÁSMUNKÁK JEGYZÉKE

(1) Bai, J. – Ng, S. (2004): A PANIC attack on unit roots and cointegration. *Econometrica,* 72 (4) 1127-1177. pp. – (2) Baltagi, B. H. (2008): *Econometric Analysis of Panel Data*. 4th ed. Wiley, New York – (3) Bernard, A. B. – Durlauf, S. N. (1996): Interpreting Tests of the Convergence Hypothesis. *Journal of Econometrics,* No. 71 161-173. pp. – (4) Chang, Y. (2002): Nonlinear IV unit root tests in panels with cross-sectional dependency. *Journal of Econometrics*, No 110 261-292. pp. – (5) Chang, Y. (2004): Bootstrap unit root tests in panels with cross-sec-

tional dependency. *Journal of Econometrics*, 120 (2) 263-293. pp. – (6) Charles, A. – Darne, O. – Hoarau, J. F. (2012): Convergence of real per capita GDP within COMESA countries: A panel unit root evidence. *The Annals of Regional Science*, 49 (1) 53-71. pp. – (7) Csáki Cs. – Nash, J. (1998): *The Agrarian Economies of Central and Eastern Europe and the Commonwealth of Independent States. Situation and Perspectives, 1997.* World Bank Discussion Paper 387, Washington DC. – (8) Csáki Cs. – Zuschlag, A. (2003): *The Agrarian Economies of Central-Eastern Europe and the Commonwealth of Independent States: An Update on Status and Progress in 2002.* ECSSD Working Paper 37, World Bank, Washington D.C. – (9) Dorin, B. – Hourcade, J.-C. – Benoit-Cattin, M. (2013): A World without Farmers? The Lewis Path Revisited. *CIRED Working Papers,* 47-2013, 1-22. pp. – (10) Evans, P. (1996): Using cross-country variances to evaluate growth theories. *Journal of Economics Dynanmics and Control,* 20: 1027-1049. pp. – (11) Fertő I. (2006): *Az agrárkereskedelem átalakulása Magyarországon és a keletközép-európai országokban.* KTI könyvek 8. Magyar Tudományos Akadémia Közgazdaságtudományi Intézet, Budapest – (12) Fertő I. – Varga Á. (2014): A jóllét területi különbségei Magyarországon: egy lehetséges térségfejlettségi index alkalmazása. *Statisztikai Szemle*, 92 (10) 1-18. pp. – (13) 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. – (14) 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. – (15) Hurlin, C. (2010): What would Nelson and Plosser find had they used panel unit root tests? *Applied Economics,* 42: 1515-1531. pp. – (16) Im, K. S – Pesaran, M. H. – Shin, Y. (2003): Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics,* 115 (2003) 53-74. pp. – (17) Islam, N. (2003): What have we learnt from the convergence debate? *Journal of Economic Surveys,* 17 (3) 309-362. pp. – (18) Lerman, Z. (2001): Agriculture in Transition Economies: from Common Heritage to Divergence. *Agricultural Economics,* 26 (2) 95-114. pp. – (19) 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 (2002) 1-24. pp. – (20) Lewis, W. A. (1954): Economic development with unlimited supplies of labour. *The Manchester School,* 22 (1) 139-191. pp. – (21) Lopez, C. – Papell, D. H. (2012): Convergence of Euro Area Inflation Rates. *Journal of International Money and Finance,* 31 (6) 1440-1458. pp. – (22) 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 (1) 631-652. pp. – (23) Moon, H. R. – Perron, B. (2004): Testing for a Unit Root in Panels with Dynamic Factors. *Journal of Econometrics,* 122 (1) 81-126. pp. – (24) Mundlak, Y. (2000): *Agriculture and Economic Growth: Theory and Measurement.* Harvard University Press, Cambridge and London – (25) Ng, S. – Perron, P. (2001): Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica,* 69 (6) 1519-1554. pp. – (26) Pesaran, M. H. (2004): General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels. *Working Papers in Economics,* No. 0435. University of Cambridge, Cambridge – (27) Pesaran, M. H. (2007): A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics,* 22 (2) 265-312. pp. – (28) Rozelle, S. – Swinnen, J. F. (2004): Success and failure of reform: Insights from the transition of agriculture. *Journal of Economic Literature,* 42 (2) 404-456. pp. – (29) Swinnen, J. F. (2009): Reforms, Globalization, and Endogenous Agricultural Structures. *Agricultural Economics,* 40 (1) 719-732. pp. – (30) 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. – (31) Timmer, C. P. (2009): *A world without agriculture: The structural transformation in historical perspective.* AEI Press – (32) World Bank (2013): World Development Indicators. Washington, D.C. [Online.] http://data.worldbank.org

Summary

STRUCTURAL TRANSFORMATION IN CENTRAL AND EASTERN EUROPEAN COUNTRIES' AGRICULTURE: CONVERGENCE OR DIVERGENCE?

By: Fertő, Imre

Keywords: structural transformation, Central and Eastern Europe, convergence.
JEL Classification: Q11, R11.

The paper investigates the structural transformation of agriculture in Central and Eastern European countries using macro data from the period between 1990 and 2011. The role of agriculture in total employment and GDP, and the share of food expenditure have declined in all of the analysed countries during the period in question. The results indicate that despite the common trend the initial differences between countries have remained. The findings of panel unit root tests do not confirm the convergence hypothesis in the agricultural structural transformation of the region.

FEEDING BASED ON NON-GM SOYBEAN – THE OUTLOOK IN HUNGARY

By: Tikász, Ildikó Edit – Varga, Edina

Keywords: full-fat, price premium, sustainability, value chain, standard.
JEL Classification: Q11.

The European Union (EU) provides 31 per cent of its protein feed demand from its domestic market, so in order to increase the level of self-sufficiency the cultivation of soy and other alternative sources of protein is enjoying increasing financial support. Despite significant import dependency, the EU is the largest market for sustainable and non-GM certified soy products in the world, although their additional costs are high. This is related to the strengthening of social responsibility experienced in most of the western EU Member States. For example, in the EU, GM-free soybean meal consumption amounted to 5 million tonnes in 2014, representing 15 per cent of total demand.

Hungary's protein import dependency is also high. However, the Government, in addition to its commitment to non-GM crops, hopes that the extent of the use of non-GM raw materials in feed production, livestock farming and food production, based especially on domestic protein sources, will increase further in the future.

The study aims to determine whether feeding based on non-GM soybean meal has a medium and long term future in Hungary, a country with low self-sufficiency in protein. Though the Hungarian Government is committed to GM-free production, to achieve the goals, neither strategic steps nor support tools have been determined along the entire value chain. About 60 per cent of the domestically produced non-GM soybeans are sold on foreign markets i.e. the production barely contributes to meeting Hungarian needs. Voluntary coupled support from the Common Agricultural Policy in the period 2015-2020 is helping to scale up non-GM soybean production in Hungary, but the soybean area, according to the most likely scenario, could increase at best to 100 thousand hectares within five years. In the case of improving production quality, this allows, in the optimistic case, 286 thousand tonnes of soybean to be produced. This amount, if the livestock headcount remains the same, would satisfy only half of the annual soybean meal demand in 2020.