

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

**Fertő Imre**

## **Kulcsszavak: strukturális átalakulás, Közép-Kelet-Európa, konvergencia**

A cikk a közép-kelet európai országok mezőgazdaságának strukturális átalakulását elemzi makro adatok segítségével az 1990 és 2011 közötti időszakban. A mezőgazdaság szerepe a foglalkoztatottságban és GDP-ben, illetve az élelmiszerkiadások 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 panel egységgyökpróbák nem erősítették meg a konvergencia hipotézisét a régió strukturális átalakulásában.

## **Bevezetés**

A mezőgazdaság szerepe a gazdasági fejlődésben az agrárközgazdaságtan és a fejlődésgazdaságtan 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 a 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 közép-kelet 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 különbségek fontosságát az egyes országok mezőgazdasági teljesítményében tapasztalható eltérésekben (például Csáki és Nash 1997, Csáki és Zuschlag 2003, Lerman 2001, Rozelle és Swinnen 2004). Másképpen fogalmazva, a korai tapasztalatok inkább egyfajta divergenciát mutattak a régió és régió kívüli volt szocialista országok mezőgazdaságának átalakulásában. A cikk célja, hogy a közép-kelet európai régió mezőgazdasági 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 közép-kelet európai régióban. A cikk szerkezete a következőképpen épül fel. Először ismertetjük a

strukturális átalakulás elemzésére alkalmazott indikátorokat, illetve a használt adatbázist. Ezt követően röviden bemutatjuk a gazdasági konvergencia elemzésében használt módszertant. Az eredmények bemutatása után megfogalmazzunk néhány következtetést.

## **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 és szerzőtársai, 2013). Adataink a mezőgazdaság részesedéséről a Világbank World Development Indicators (WDI) adatbázisából származnak. A vizsgálat időtartama az 1990 és 2011 közötti időszak. Mintánkban tíz közép-kelet európai ország szerepel (Bulgária, Csehország, Észtország, Magyarország, Lettország, Litvánia, Lengyelország, Románia, Szlovákia és Szlovénia). Mivel nem minden országra voltak információink a teljes periódusra, ezért kiegyensúlyozatlan panel adataink vannak. A strukturális átalakulást a fogyasztás oldaláról az élelmiszerkiadásoknak a teljes kiadásokhoz viszonyított arányával mérjük. Az adatokat az ENSZ United Nation Statistic Division adatbázisából gyűjtöttük. Az élelmiszerkiadások tartalmazzák a nem alkoholtartalmú italokat is. Az élelmiszerkiadások esetében Romániára nem állt rendelkezésre adat, illetve az országok többségére csak 1995-től vannak adatok.

## **Módszertan**

Fő kérdésünk, hogy a különböző strukturális indikátorok vajon konvergálnak egymáshoz vagy divergálnak? A gazdasági adatok konvergencia vizsgálatának módszertana sokat változott az elmúlt évtizedekben az egyszerű Galtoni-regressziótól a panel egységgyök tesztekig. A gazdasági fejlettség konvergenciájára kidolgozott empirikus módszertant más kérdések tanulmányozására is jól lehet alkalmazni, mint például az infláció (Lopez és Papell, 2012) vagy a kereskedelem specializációjának elemzésére (Fertő, 2006), kistérségek fejlettsége (Fertő és Varga, 2014). Ezért a GDP konvergenciájának vizsgálatát analóg módon kiterjeszthetjük a strukturális indikátorok elemzésére is.

A gazdasági növekedés vagy jövedelemmel foglalkozó irodalom a konvergencia sztohasztikus definíciójából indul ki (például Bernard és Durlauf 1996; Evans 1996). Islam (2003) kimutatta, hogy ez a megközelítés relatíve egyértelmű, ha csak két országot vizsgálunk. A kérdés bonyolultabbá válik, ha elemzésünket kettőnél több országra terjesztjük ki. Ebben az esetben alapvetően két lehetőség közül választhatunk. Egyrészt, vizsgálhatjuk egy meghatározott országhoz (például Egyesült Államok) viszonyított eltérések konvergenciáját. A másik opció, hogy a minta átlagától való eltérés konvergenciáját vesszük szemügyre. Ebben a tanulmányban ez utóbbi megoldást választjuk. Az irodalom megkülönbözteti az abszolút illetve a feltételes konvergenciát (Charles és szerzőtársai 2012). Abszolút konvergenciáról beszélhetünk, ha a szegényebb országok gazdasági növekedési rátája magasabb, mint gazdag államoké, azaz utolérés fordulhat elő. A feltételes konvergencia esetében mindegyik ország konvergál a saját egyensúlyi állapotához és csak a növekedési ráták egyenlítődnek ki hosszú távon.

A konvergencia hipotézisek idősoros vizsgálata gyakran a gazdasági változók egységgyökpróbáin alapul. Az egységgyök null hipotézis elutasítását általában úgy értelmezik, hogy az adott változók idősorai konvergálnak az egyensúlyi állapothoz. Másképpen fogalmazva, a konvergencia hipotézis igényli az egységgyök jelenlétének tesztelését az adatokban. A paneladatok ökonometriája számos panel egységgyökpróbát fejlesztett ki az elmúlt évtizedben (Baltagi 2008). A különböző próbákat első vagy második generációs panel egységgyök próbáknak nevezzük, attól függően, hogy élnek-e a keresztmetszeti függetlenség feltevésével vagy sem. Az elemzés során először első generációs panel egységgyökpróbákat alkalmazunk a strukturális indikátorok konvergenciájának tesztelésére. A panel egységgyökpróbák egy bővített Dickey-Fuller (ADF) modelltől 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  $\Delta Y_{it} = Y_{it} - Y_{i,t-1}$ ,  $i=1, 2, \dots, N$  ország, illetve  $t=1, 2, \dots, N$  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) kidolgozott próba, amely homogenitást feltételeznek keresztmetszetben a hibatagra vonatkozó szokásos feltevással:

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

Ezek alapján a következő hipotéziseket tesztelik:

$$H_0: \delta=0, \text{ egységgyök (nem stacionaritás)} \quad (3)$$

$$H_1: \delta < 0, \text{ stacionaritás (konvergencia)} \quad (4)$$

Az elsőgenerációs próbák újabb úgynevezett heterogén változatai alternatív hipotézisként már engedélyezik az egyéni egységgyököt, de nem minden adatsorozat esetében (Im és szerzőtársai 2003, Maddala és Wu, 1999), ahol 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 teszt hipotézisek az alábbiak:

$$H_0: \delta_i=0, \text{ egységgyök (nem stacionaritás)} \quad (6)$$

$$H_1: \delta_i < 0, \text{ legalább egy } i\text{-re stacionaritás (konvergencia)} \quad (7)$$

Mivel a próbák eredményei érzékenyek lehetnek a különböző időbeli késleltetésekre, ezért Ng és Perron (2001) által javasolt módosított Akaike információs kritériumot alkalmaztuk a késleltetés hosszának a meghatározására. Az első generációs panel egységgyökpróbák általában gyakrabban elutasítják az egységgyökök létét a panel adatokban (például Hurlin 2010). A keresztmetszeti függetlenség feltevésének oldására a próbáknak két nagyobb csoportja alakult ki: egyrészt a dinamikus faktor modellek (Bai and Ng, 2004; Moon and Perron, 2004; Pesaran, 2007) és másrészt a közös tényező vagy időhatás modellek (például Chang, 2002, 2004). A következőkben a Pesaran (2007) által kidolgozott panel

egységgyökpróbát alkalmazunk, amely figyelembe veszi keresztmetszeti függőséget. Ennek megfelelően az ADF (1) egyenlet a következőképpen módosul:

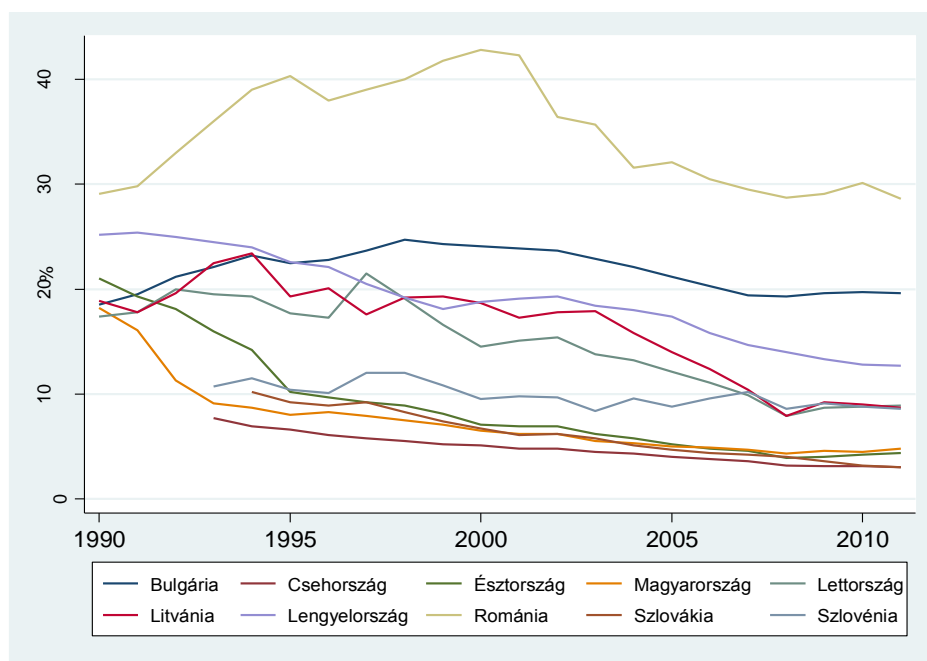
$$\Delta Y_{it} = a_i + \delta_i Y_{i,t-1} + c_i \bar{Y}_{t-1} + d_i \Delta \bar{Y}_t + e_{it} \quad (8),$$

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.

## Eredmények

Első lépésben grafikusán ábrázoljuk adatainkat. Az 1. ábrán látható, hogy jelentős különbség van az egyes közép-kelet-európai országok között a mezőgazdasági foglalkoztatottság arányának alakulásában. A másik szembeűnő 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 munkaerő piacon. 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 figyelhetünk meg egy viszonylag egyenletes csökkenést, míg Szlovéniában a mezőgazdasági foglalkoztatottság mintegy 10 százalék körül ingadozik.

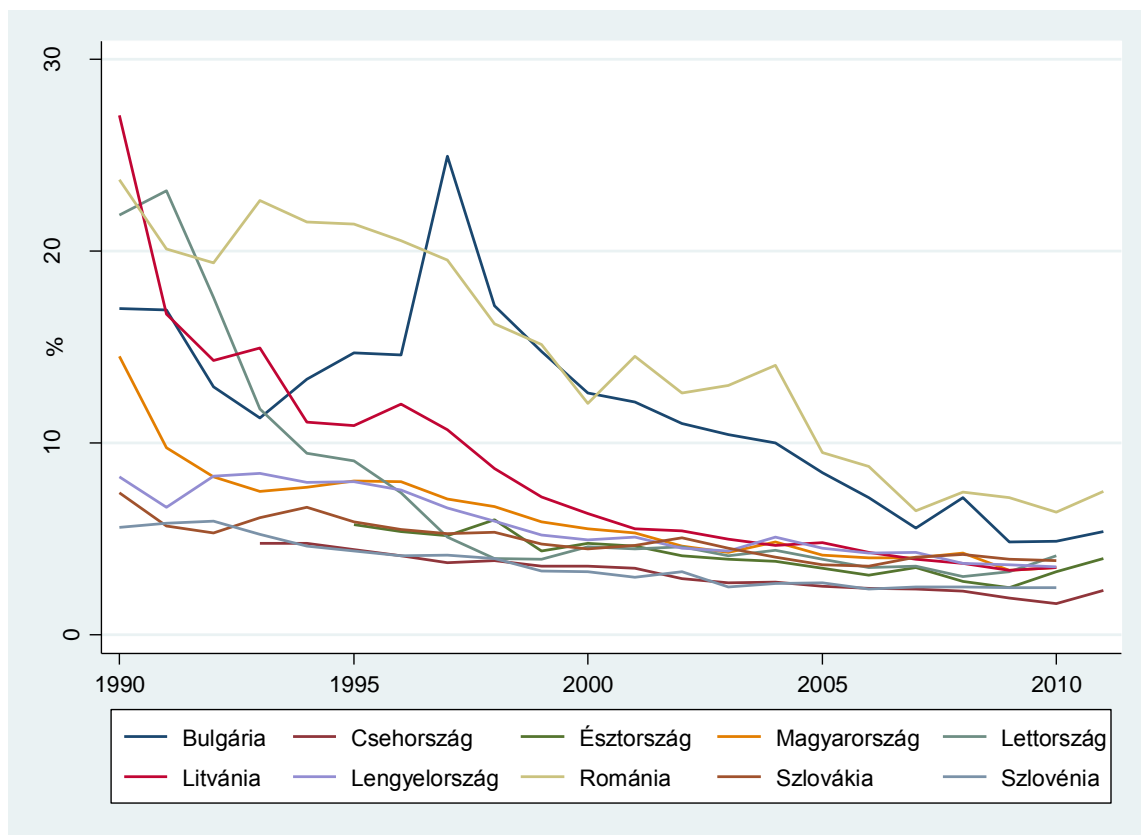
1. ábra: A mezőgazdasági foglalkoztatottság arányának alakulása 1990-2011



Forrás: Világbank (2013) WDI adatbázis

A mezőgazdasági GDP aránya hasonló heterogenitást mutat az 1990-as évek elején, ahogy erre korábban Lerman (2001) illetve Swinnen és Rozelle (2004) rámutatott. Három csoportját különböztethetjük meg az országoknak. Az első csoportba, Észtország, Litvánia és Románia tartozik, ahol a mezőgazdasági GDP aránya 30 százalék fölött volt. A második csoportba Bulgáriát és Magyarországot sorolhatjuk 10 és 20 százalék közötti részesedéssel. Az utolsó csoportba a régió többi országa tartozik, ahol már az átmenet kezdetén is 10 százalék 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.

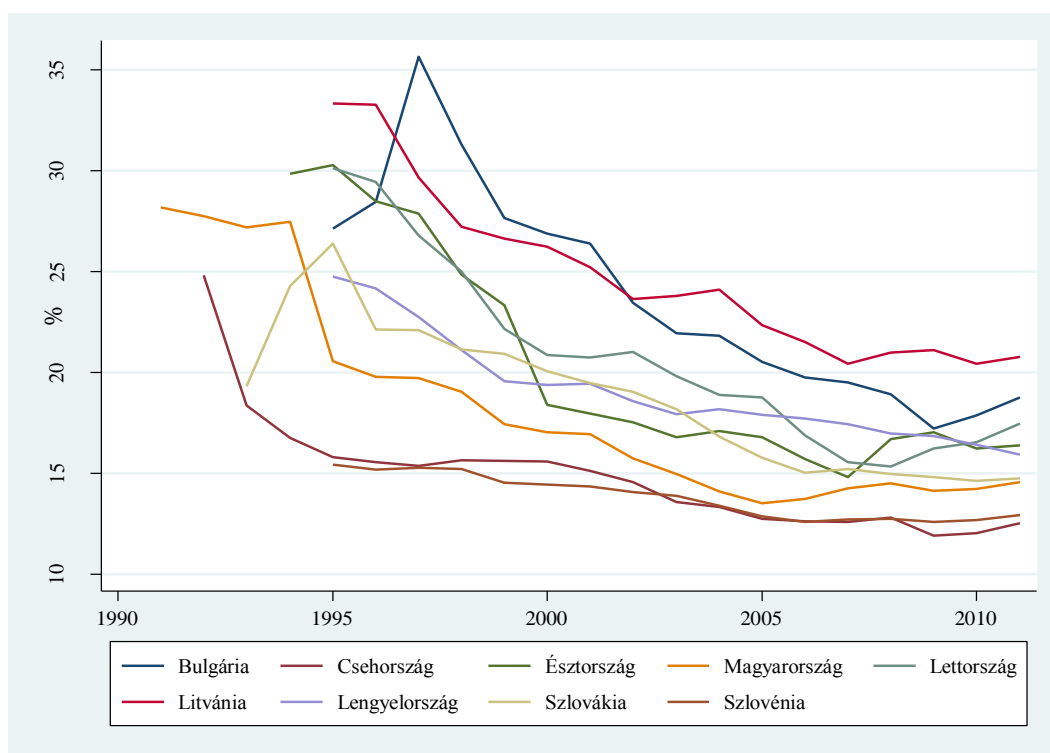
2. ábra: A mezőgazdasági GDP arányának alakulása 1990-2011



Forrás: Világbank (2013) WDI adatbázis

A fogyasztás oldaláról is a nemzetközi trendeknek megfelelő átalakulást tapasztalhatunk (például Herrendorf és szerzőtársai 2013). Az élelmiszerekre fordított kiadások minden országban csökkentek, noha ez esetben is nagy különbségeket tapasztalhatunk az egyes államok között. 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 eltéréseket figyelhetünk meg a vizsgált időszak végére. Érdeemes megjegyezni, hogy az élelmiszerekre fordított kiadások aránya jóval meghaladja a mezőgazdaságnak a GDP-ben betöltött részesedését.

3. ábra: Az élelmiszerek fordított kiadások arányának alakulása 1992-2011



Forrás: ENSZ United Nation Statistic Division adatbázis

1. táblázat Panel egységgyök tesztek (p érték)

Nullhipotézis: egységgyök (individuális hatás)			
	Mg-i foglalkoztatottság	Mg-i GDP	Élelmiszerkiadások
Levin, Lin és Chu t statisztika	0,0000	0,0000	0,0000
Im-Pesaran-Shin W-statisztika	<b>0,3362</b>	0,0000	0,0004
ADF – Fisher-féle Chi-négyzet	<b>0,1029</b>	0,0000	0,0001
PP – Fisher-féle Chi-négyzet	0,0000	0,0000	0,0000
	Mg-i foglalkoztatottság	Mg-i GDP	Élelmiszerkiadások
Nullhipotézis: egységgyök (individuális és trend hatás)			
Levin, Lin és Chu t statisztika	<b>0,1837</b>	0,0000	0,0000
Im-Pesaran-Shin W-statisztika	<b>0,4533</b>	0,0001	0,0162
ADF – Fisher-féle Chi-négyzet	<b>0,2867</b>	0,0000	0,0005
PP – Fisher-féle Chi-négyzet	0,0008	0,0000	0,0004

Forrás: Saját számítás

Az első generációs panel egységgyökpróbák eredményeit mutatja az 1. táblázat. A próbákat mindhárom strukturális indikátorra trendhatás nélkül és trendhatás mellett végeztük el. A mezőgazdasági GDP, illetve az élelmiszerkiadások aránya esetében egyértelmű eredményt kaptunk. A lehetséges nyolc próba hét esetben egy százalékos, egy alkalommal pedig öt százalékos szignifikancia szinten utasítja el a panel egységgyök 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 foglalkoztatottság esetében azonban kevésbé tudunk egyértelműen fogalmazni. A lehetséges nyolc próbából öt esetben nem utasíthatjuk el a panel egységgyök létezését. Fontos megjegyezni, hogy a trendhatás melletti próbák a négyből három esetben nem utasítják el a panel egységgyököt. 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 indikátor esetében elutasíthatjuk a keresztmetszeti függetlenség null hipotézisét (2. táblázat). Eredményeink tehát arra utalnak, hogy második generációs panel egységgyökpróbák elvégzése szükséges.

## 2. táblázat Pesaran féle keresztmetszeti függetlenség tesztek

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
Élelmiszerkiadások aránya	22,42	0,000	0,900	0,900

Forrás: Saját számítás

Az utolsó lépcsőben a Pesaran (2007) által kidolgozott próbát alkalmazzuk. Mivel ebben az esetben nem állnak rendelkezésünkre információs kritériumok a megfelelő időbeli késleltetés kiválasztására, ezért eredményeinket a nullától a négy év késleltetésig mutatjuk be trendhatás nélkül illetve trendhatás jelenlétében.

## 3. táblázat Pesaran féle panel egységgyök tesztek (p érték)

	Mg-i foglalkoztatottság		Mg-i GDP		Élelmiszerkiadások	
	trend nélkül	trend	trend nélkül	trend	trend nélkül	trend
0	0,002	<b>0,270</b>	0,000	0,000	<b>0,080</b>	<b>0,548</b>
1	0,000	0,003	0,000	0,000	0,000	0,004
2	0,000	0,013	0,001	<b>0,346</b>	0,006	<b>0,959</b>
3	0,043	<b>0,095</b>	<b>0,565</b>	<b>0,640</b>	<b>0,085</b>	<b>0,990</b>
4	0,000	<b>1,000</b>	<b>1,000</b>	<b>0,977</b>	<b>1,000</b>	<b>1,000</b>

Forrás: Saját számítás

A Pesaran (2007) teszt alaposan felülírja korábbi eredményeinket. A mezőgazdasági foglalkoztatottság esetében a becsült tíz próbából hét elutasítja öt százalékos szignifikancia szinten a panel egységgyök null hipotézist. Más szavakkal az elsőgenerációs egységgyök próbákhoz képest, számításaink inkább a konvergencia hipotézist támasztják alá. Az élelmiszerekre fordított kiadások esetében is ellentétes eredményekre jutunk az elsőgenerációs tesztekhez viszonyítva. Hét próba a tízből nem utasítja el a panel egységgyök létét. A mezőgazdasági GDP aránya esetében a tesztek fele-fele arányban el-, illetve nem utasítják el a panel egységgyök null hipotézist. Felhívjuk a figyelmet arra, hogy a trendhatással becsült

próbák inkább elfogadják a panel egységgyök létét. Eredményeink ebben az értelmezésben inkább a strukturális indikátorok divergenciáját valószínűsítik.

## Összefoglalás

A cikkben arra a kérdésre kerestük a választ, hogy vajon a közép-kelet európai országok mezőgazdasági átalakulása konvergál vagy divergál egymáshoz az 1990 és 2011 közötti időszakban. A strukturális konvergencia tesztelésére első és második generációs panel egységgyökpróbákat alkalmaztunk. A keresztmetszeti függetlenség feltevésének sérülése miatt elsősorban a második generációs próbák eredményeit kell figyelembe vennünk. Számításaink az sejtetik inkább, hogy a közép-kelet 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 a kényelmetlen eredményre vezethetnek, hogy nem utasíthatjuk el vagy cáfolhatjuk meg egyértelműen a konvergencia hipotézist. Végezetül, számításaink megerősítik Hurlin (2010) álláspontját, hogy az egységgyökök tesztelése a makroökonómiai változók paneladataiban nagyfokú körültekintést igényel, sok esetben az egyértelmű eredmény reménye nélkül.

## Irodalom

- Bai, J. – Ng, S. (2004): A PANIC attack on unit roots and cointegration, *Econometrica*, 72, 1127–78.
- Baltagi, B.H. (2008): *Econometric Analysis of Panel Data*. 4th ed. Wiley. New York.
- Bernard, A.B. – Durlauf, S. N. (1996): Interpreting Tests of the Convergence Hypothesis. *Journal of Econometrics*. No. 71. pp. 161–174.
- 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.
- Chang, Y. (2002): Nonlinear IV unit root tests in panels with cross-sectional dependency, *Journal of Econometrics*, 110, 261–92.
- Chang, Y. (2004): Bootstrap unit root tests in panels with cross-sectional dependency, *Journal of Econometrics*, 120, 263–93.
- Csáki, Cs. – Nash, J. (1997): The Agrarian Economies of Central and Eastern Europe and the Commonwealth of Independent States. World Bank Discus. Pap. 387, Washington DC.
- Csáki, Cs. – Zuschlag, A. (2003): The Agrarian Economies of Central-Eastern Europe and the CIS. ECSSD Environmentally and Socially Sustainable Development, Work. Pap. 37, Washington DC.
- Evans, P. (1996): Using cross-country variances to evaluate growth theories. *Journal of Economics Dynamics and Control* 20: 1027–1049
- Fertő I. (2006): Az agrárkereskedelem átalakulása Magyarországon és a keletközép-európai országokban. *KTI könyvek*. 8. sz. Magyar Tudományos Akadémia Közgazdaságtudományi Intézet. Budapest.
- Fertő I. – VARGA, Á. (2014): A jóllét területi különbségei Magyarországon: egy lehetséges térségfejlettségi index alkalmazása. *Statistikai Szemle*, Vol. 92 (10) pp. 1-18
- Gollin, D. (2010): Agricultural productivity and economic growth. Megjelent: Pingali, P. – Evenson, R. (szerk.) *Handbook of Agricultural Economics*, Vol. 4, Elsevier Science, Amsterdam, 3825-3866.



- Herrendorf, B. – Rogerson, R. – Valentinyi, Á. (2013): *Growth and Structural Transformation*. Megjelent: Aghion, P. – Durlauf, S.N. (szerk): *Handbook of Economic Growth* Vol. 2, Elsevier, 2013, pp. 855-941
- Hurlin, C. (2010): What would Nelson and Plosser find had they used panel unit root tests? *Applied Economics* 42:1515–1531
- Im KS, – Pesaran, M.H. – Shin, Y. (2003): Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics* 115:53–74
- Islam, N. (2003): What have we learnt from the convergence debate? *Journal of Economic Surveys* 17:309–362
- Lerman, Z. (2001): Agriculture in Transition Economies: from Common Heritage to Divergence. *Agricultural Economics* 26(2), 95-114.
- 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
- Lewis, W.A. (1954): Economic development with unlimited supplies of labour. *The Manchester School* 22 (1): 139–91.
- Lopez, C – Papell, D.H. (2012): Convergence of Euro Area Inflation Rates. *Journal of International Money and Finance*. No. 31. pp. 1440–1458.
- 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.
- Mundlak, Y. (2000): *Agriculture and Economic Growth: Theory and Measurement*. Cambridge and London: Harvard University Press
- Ng, S. – Perron, P. (2001): Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica* 69, 1519–1554.
- Pesaran, M.H. (2004): *General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels*. *Working Papers in Economics*. No. 0435. University of Cambridge. Cambridge.
- 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.
- Rozelle, S., – Swinnen, J. F. (2004): Success and failure of reform: Insights from the transition of agriculture. *Journal of Economic Literature*, 404-456.
- Swinnen, J.F.M. (2009): Reforms, Globalization, and Endogenous Agricultural Structures. *Agricultural Economics*, 40(1): 719–732.
- Timmer, C P. (2002): *Agriculture and economic development*. Megjelent. Gardner, B.L. – Rausser, G.C. (szerk.) *Handbook of Agricultural Economics*, 2A, Elsevier Science, Amsterdam, 1487-1546.
- Timmer, C.P. (2009): *A world without agriculture: The structural transformation in historical perspective*. AEI Press.
- World Bank (2013): *World Development Indicators*. Washington, D.C. Available at: <http://data.worldbank.org>

## **Structural transformation in Central and Eastern European countries' agriculture: convergence or divergence?**

**Imre Fertó**

**keywords: Structural transformation, Central and Eastern Europe, convergence**

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