

Bilal Mehmood – Syed Hassan Raza

Melyik a jobb a fejlődő országok számára: az angol vagy a német recept, esetleg mindkettő?

Aggregált és diszaggregált tényadatok ökonometriai elemzése

ÖSSZEFOGLALÓ: A Wagner-törvény megalkotása óta fontos szerepet játszik a közgazdaság-tudományi kutatásokban és széles körű szakirodalommal rendelkezik. A törvény az állami kiadások növelése és a javuló makroökonómiai teljesítmény közötti hosszú távú kapcsolattal foglalkozik. A keynesi elmélet szerint a két változó között éppen ellentétes az oksági kapcsolat. Jelen tanulmány célja, hogy (aggregált és diszaggregált) kormányzati kiadási adatok és a fejlődő országok egy főre jutó GDP-adatai alapján ökonometriai módszerekkel vizsgálja a fenti hosszú távú kapcsolat jellegét. A 76 fejlődő ország 1990 és 2012 közötti adatait az egyik legmodernebb, úgynevezett összevont csoportátlag- (*pooled mean group* – PMG) módszer segítségével vizsgáljuk. Heterogén panelbecslési módszerként a PMG megengedi, hogy a meredekség és a rövid távú paraméterek országonként eltérők legyenek. Az eredmények azt mutatják, hogy hosszú távú kapcsolat áll fenn a kormányzati kiadások és összetevőik, valamint az egy főre jutó jövedelem alakulása között. Jelen tanulmány az (aggregált és diszaggregált) kormányzati kiadási, illetve egy főre jutó jövedelmi adatok közötti kapcsolat vizsgálata során ok-okozati elemzéssel is foglalkozik. Megvizsgáljuk a wagneri és/vagy keynesi oksági összefüggéseket. Az empirikus elemzések eredménye alapján végül ajánlásokat fogalmazunk meg.

KULCSSZAVAK: Wagner-törvény, keynesi elmélet, csoportátlag, összevont csoportátlag, dinamikus fix hatás modell, Granger-féle okság

JEL-KÓD: H50, E12, C23, C10

Az elmúlt évtizedek során a gazdasági válságokra válaszul a világ számos kormánya vezetett be a költségvetési kiadások bővítésén alapuló intézkedéscsomagokat. A szakirodalomban komoly viták folynak az ilyen fiskális beavatkozások előnyeiről és hátrányairól, azok ok-okozati és eljárási hatásairól. Az első elméleti kutatás *Adolf Wagner* (1883) nevéhez fűződik, aki empirikus adatok alapján arra a következtetésre jutott, hogy a gazdasági fejlődés során a kormányzati kiadások gyorsabb ütem-

ben növekednek, mint a nemzeti kibocsátás. Az állami kiadások hatásait három kategóriába sorolta:

- ① az adminisztratív kapacitás bővülése,
- ② az oktatási és egészségügyi szolgáltatások bővülése,
- ③ az infrastruktúra bővítése – tekintve, hogy a magánszféra kisebb hajlandóságot mutat a nagyobb beruházások iránt.

A világ sok országa számára ma is kulcskérdés, hogy a gazdasági növekedés elősegíthető-e a kormányzati kiadások összetételének változtatásával. A fiskális megszorító intézkedések például kívánatosak lehetnek túlzott mértékű

Levelezési e-cím: dr.philos.bilal@gmail.com

hassanraza.economist@gmail.com

eladósodottság esetén. Hasonlóan, jelen tanulmány körütekintően vizsgálja a kormányzati kiadások összetételét és méri azok hozzájárulását a gazdasági növekedéshez. A modern időkben számos fejlett gazdaságnak sikerült magas növekedési ütemet elérnie a kormányzati kiadások speciális területekre – egészségügy, oktatás, védelmi ágazat – történő összpontosításával. A döntéshozóknak fontos feladatuk eldönteni, hogy mely kiadásokat kell csökkenteni a gazdasági növekedés elősegítése érdekében. A kiadások átcsoportosítására jó példa a hidegháborús időszak vége, amikor a nyugati országok csökkenthették védelmi kiadásait és az így megtakarított összegeket az oktatás és infrastruktúra fejlesztésére tudták fordítani.

Az említett terület meglehetősen fontoságának ellenére nagyon kevés kutatás vagy vizsgálat foglalkozik a kormányzati kiadások gazdasági növekedéshez való hozzájárulásának kollektív elemzésével.

A SZAKIRODALOM ÁTTEKINTÉSE

Nagyon sok tanulmány vizsgálja az egészségügyi és katonai kiadások hatását a gazdasági növekedésre, azonban az oktatási kiadások szerepe *Lucas* 1988-as tanulmányának megjelenése óta került csak reflektorfénybe, mivel ő volt az, aki rávilágított a humán tőke kiemelten fontos szerepére a gazdasági növekedésben. *Easterly és Rebelo* (1993) empirikusan vizsgálta a humán tőke és a gazdasági növekedés kapcsolatát. Ennek során a közhiedelemnek ellentmondó eredményekre jutottak, miszerint az oktatási kiadások bővítése nem mindig segíti a növekedést.

Devarajan, Swaroop és Zou (1996) elemzésükben az állami kiadások összetételét és ennek az egyensúlyi gazdasági növekedési rátára gyakorolt hatását vizsgálták. 43 fejlődő ország adatait, több mint 20 éves időszakban áttekintve arra a következtetésre jutottak, hogy

negatív hatással lehet a növekedésre, ha egy ország túl sok forrást allokál a produktív területekre. Megállapították továbbá, hogy a folyó kiadások pozitív és szignifikáns szerepet játszanak a gazdasági növekedés meghatározásában.

Kneller, Bleaney és Gemmell (1999) azt vizsgálta, milyen hatással van az adózási és közkiadási struktúra az egyensúlyi növekedésre. A Barro-modell segítségével 22 OECD-ország 1970 és 1995 közötti adatait vizsgálták meg. Az eredmények azt mutatták, hogy az úgynevezett torzító hatású adók hátráltatják, míg a nem torzító hatású adók elősegítik a gazdasági növekedést.

Blankenau és Simpson (2004) a növekedés és oktatás közötti kapcsolatot az endogén növekedési modell keretében becsülte. Arra a következtetésre jutottak, hogy az említett változók közötti összefüggés nem monoton, tekintve, hogy az állami oktatási kiadások és a növekedés közötti pozitív kapcsolat kizárható, amikor az általános egyensúly korrekciói hátrányosan érintik a növekedés egyéb tényezőit.

Gupta, Clements, Baldacci és Granados (2005) a fiskális föderalizmus és az állami kiadások gazdasági növekedésre tett hatását vizsgálták. 39 alacsony jövedelmű ország adatai alapján arra a következtetésre jutottak, hogy a jobb költségvetési helyzetű országokban gyorsabb a gazdasági növekedés. Megállapították továbbá, hogy alacsonyabb a gazdasági növekedés azon országokban, ahol többet költenek bérekre, mint azokban, ahol többet költenek szolgáltatásokra és nem bér jellegű javakra.

Gemmell, Kneller és Sanz (2012) azt becsülte meg, milyen fokú kapcsolat áll fenn az állami kiadások egyes komponensei és a gazdasági növekedés között. 17 OECD-ország 1972 és 2012 közötti adatait PMG-módszerrel vizsgálták meg. Eredményeik azt mutatták, hogy a gazdasági növekedés elősegíthető az állami kiadások oktatásra és infrastruktúrára történő átcsoportosításával. A kutatás emellett azt mutatta, hogy a jóléti kiadások arányának nö-

velése visszavetheti vagy megállíthatja a gazdasági növekedést.

Grullón (2014) a Wagner-törvény érvényességét vizsgálta latin-amerikai országokra, 1980 és 2012 közötti adatok alapján. Az összefüggések jobb megértése érdekében az intervallumhatár-teszt módszert (*bound test*) alkalmazta és a Granger-féle okságot vizsgálta. A kutatás megerősítette a Wagner-törvény érvényességét hosszú távon, miszerint az állami kiadások növekedése meghaladja a gazdaság bővülését. Emellett a tanulmány a gazdasági növekedés és a GDP közötti pozitív kapcsolatot is megerősítette.

Jelen tanulmány azzal kíván a szakirodalomhoz hozzájárulni, hogy a fejlődő országok körében, a nemrég kifejlesztett PMG (összevont csoportátlag) kointegrációs technikával vizsgálja a hosszú távú kapcsolat meglétét. Elemzésünket az állam végső fogyasztási kiadásait, egészségügyi kiadásait, oktatási kiadásait és katonai kiadásait vizsgáló különböző modellekre alapoztuk. Granger-féle oksági teszt segítségével próbálunk következtetni arra, hogy a wagneri vagy a keynesi, esetleg mindkét okosság érvényes-e.

Célok

Jelen tanulmány célja annak vizsgálata, hogy a fejlődő országokban megfigyelhető-e hosszú távú kapcsolat az (aggregált és diszaggregált) kormányzati kiadási adatok és az egy főre jutó GDP-adatok között. A következő hipotézissel dolgozunk:

H_A : *Hosszú távú ok-okozati kapcsolat van a kormányzati kiadások (és összetevőik) valamint az egy főre jutó jövedelem alakulása között, amely alapján eldönthető, hogy a fejlődő országokra a wagneri vagy a keynesi megközelítés érvényes.*

A hipotézis helyességének vizsgálatához a következő adatokat és módszertant alkalmaztuk.

ADATOK ÉS MÓDSZERTAN

A tanulmány az 1990 és 2012 közötti időszak egy főre jutó jövedelmi és kormányzati kiadási adataira támaszkodik [oktatási közkiadások, összesen (az állami kiadások százalékában), egészségügyi kiadások, összesen (a GDP százalékában), katonai kiadások (a központi kormányzati kiadások százalékában)]. Az adatok a Világbank 2014-es fejlődési mutatószámaiból (WDI) származnak. A vizsgált országok: Afganisztán, Albánia, Algéria, Amerikai Szamoa, Argentína, Örményország, Azerbajdzsán, Banglades, Belize, Benin, Bolívia, Botswana, Bulgária, Burkina Faso, Burundi, Kamerun, Közép-Afrikai Köztársaság, Kína, Kolumbia, Kongói Köztársaság, Elefántcsontpart, Dominikai Köztársaság, Ecuador, Egyiptom, El Salvador, Etiópia, Fidzsi-szigetek, Gambia, Grúzia, Ghána, Guatemala, Guinea, Honduras, India, Indonézia, Iráni Iszlám Köztársaság, Jordánia, Kazahsztán, Kenya, Kirgiz Köztársaság, Laosz, Libanon, Lesotho, Macedónia, Madagaszkár, Malajzia, Mali, Mauritius, Mexikó, Moldova, Mongólia, Mozambik, Namíbia, Nepál, Niger, Pakisztán, Palau, Fülöp-szigetek, Oroszországi Föderáció, Ruanda, Szenegál, Szerbia, Sierra Leone, Dél-Afrika, Sri Lanka, Szíriai Arab Köztársaság, Tádzsikisztán, Tanzánia, Thaiföld, Togo, Tunézia, Törökország, Uganda, Ukrajna, Venezuela és Vietnam. A változók logaritmusos formában szerepelnek a linearizálhatóság érdekében. Az országokat és az időszakot a kiválasztott fejlődő országokhoz rendelkezésre álló adatok alapján határoztuk meg.

A becslendő modellünk a következő:

$$\ln(YPC_{i,t}) = \alpha_i + \beta_i \cdot \ln(G_{i,t}) + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

YPC = GDP/fő (konstans 2005 USA dollár)

G = Az államháztartás végső fogyasztási kiadása (konstans 2005 USA dollár)

$$\varepsilon_{i,t} = \rho_i \varepsilon_{i,t-1} + \omega_{it} \quad (1.1)$$

$\varepsilon_{i,t}$ a panel regressziótól való eltérést jelző hibatermék, és ρ_i a reziduumok autoregresszív vektor-

ra az i -edik országban. Az α_i modellparaméter lehetővé teszi az országspecifikus fix hatások, a β_i koefficiens pedig az egyes országok közötti eltérések figyelembevételét.

A kormányzati kiadási komponensek szerepének megítéléséhez a három komponenst felváltva használjuk. Lásd az alábbi egyenleteket:

$$\ln(YPC_{i,t}) = \alpha_i + \beta_i \cdot (E_{i,t}) + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$\ln(YPC_{i,t}) = \alpha_i + \beta_i \cdot (H_{i,t}) + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$\ln(YPC_{i,t}) = \alpha_i + \beta_i \cdot (M_{i,t}) + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

E = állami oktatási kiadások, összesen (a kormányzati kiadások százalékában)

H = állami egészségügyi kiadások (GDP százalékában)

M = Katonai kiadások (a központi kormányzati kiadások százalékában)

$$\ln(YPC_{i,t}) = \alpha_i + \beta_i \cdot (E_{i,t}) + \gamma_i \cdot (H_{i,t}) + \delta_i \cdot (M_{i,t}) + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

Empirikus elemzés

Panel egységgyöktesztek

Tekintve, hogy paneladataink meglehetősen hosszú, 23 éves időszakra szólnak, a változóban az egységgyökök meglétét nem zárhatjuk ki. Eberhardt (2011) a 20 évnél hosszabb időszakok esetén javasolja a makropanel-becslési

technikák alkalmazását. Az egységgyököket tartalmazó idősorváltozók jelenlétének kimutatására három különböző, de elterjedt tesztet alkalmaztunk: Levin *et al.* (2002) (LLC-), Im *et al.* (2003) (IPS-), Maddala és Wu (1999) (MW-) teszteket. Az LL-tesztek az autoregresszív paraméter homogenitásán, míg az IPS-tesztek az autoregresszív paraméterek heterogenitásán alapulnak. Az IPS-tesztekhez így összevont (*pooling*) regresszió nem kapcsolódik. Az MW-tesztek ezzel szemben a Fisher-féle egységgyökteszteken alapulnak, amelyek nem korlátozódnak adott mintanagyságra az egyes mintáknál (Maddala és Wu, 1999).

Eredményeink igazolására három különböző tesztet alkalmazunk. Maddala és Wu (1999) szerint „a Bonferroni-határokon alapuló, más, hagyományos (korrelált tesztek esetén alkalmazandó) tesztek is gyengébbnek bizonyultak a Fishertesztnél.” A tesztek eredményeit az 1. táblázat tartalmazza. A megfelelő késleltetés (*lag*) kiválasztásához a Schwarz-féle bayesi információkritériumot alkalmaztuk.

Az 1. táblázat a panel egységgyökteszt statisztikáit és p -értékeit mutatja. Az eredmények szerint az YPC , G , E és M egységgyökkel rendelkezik, ami miatt nem stacionáriusak. A változók első és további differenciáinak

1. táblázat

EGYSÉGGYÖKTESZTEK

Teszt	Y	ΔY	G	ΔG	E	ΔE	H	M	ΔM	
LLC	3.981	-13.755***	7.623	4.016	1.875	-1.916**	-11.495***	-4.261	-84.717***	
IPS	9.582	-13.293***	10.188	-5.250***	1.714	-7.265***	-8.649***	0.063	-25.797***	
MW	ADF	85.194	483.309***	97.950	374.756***	134.377	325.386***	351.463***	152.747	895.076***
	PP	88.345	722.931***	263.484	807.502***	115.445	600.248***	533.147***	208.855	837.557***
Megjegyzések	I(1)		I(1)		I(1)		I(0)	I(1)		

Δ az első differenciákat (FD) jelöli. Mindkét változó természetes alapú logaritmus formában szerepel. Minden teszt a nem stacionaritást veszi nullhipotézisnek.

Megjegyzés: A táblázat az egyes statisztikákat és p -értékeket egységnyi késleltetési értékkel (*lag*) mutatja. A tengelymetszet minden tényezőnél első differenciákkal vagy azok nélkül szerepel. A Fisher-típusú teszt valószínűségek aszimptotikus χ^2 eloszlást alkalmaznak, míg más típusú tesztek aszimptotikus normalitást tételeznek fel. **: 5%, ***: 1%

Forrás: a szerzők becslése

kiszámítása után a tesztváltozók sorozata már stacionárius, mivel a közös tengelymetszet panel egységgyöktesztje 1 százalékos szignifikanciaszinten elutasítja a nem stacionáriuság nullhipotézisét, az egyedi tengelymetszet panel egységgyökteszt pedig 5 százalékos szignifikanciaszinten szignifikánsak. A legtöbb teszt azt mutatja, hogy H szintben stacionárius, $I(0)$, míg YPC , G , E és M első differenciájukban stacionáriusak, $I(1)$.

Kointegrációs elemzés

Az Y és az FD stacionaritásának elemzése után a változók közötti hosszú távú kapcsolat azonosítása érdekében autoregresszív osztott késleltetésű (ARDL-) módszerrel vizsgáljuk a panelkointegrációt.

ARDL panelkointegrációs módszer

A panelkointegráció ARDL-módszerrel történő vizsgálata lehetővé teszi a kointegráció kimutatását nem azonos rendű integráltak ellenére is. Itt nem azonos rendű integráltak vannak, például $I(0)$ és $I(1)$. *Pesaran* és *Smith* (1997) a nagyszámú idősorok és nagyszámú csoportok esetén dinamikus paneles csoportátlagbecslést (PMG) javasolt. A PMG-becslés megengedi, hogy a tengelymetszetek, a rövid távú koefficiensek és a hibák varianciája különbözzön a csoportok között, azzal a kikötéssel, hogy a hosszú távú koefficienseknek meg kell egyezniük a különböző csoportokban. A PMG becslési modell tartalmaz egy korrekciós együtthatót, az úgynevezett hibakorrekciós tényezőt. Ez a hibakorrekciós tényező mutatja meg, hogy az egyes periódusokban mekkora korrekció történt.

A 2. táblázat az eredményeket öt modell szerint és azon belül három panelkointegrációs technika alkalmazásával bontja, ezek: csoportátlag (MG), dinamikus fix hatás (DFE) és összevont csoportátlag (PMG). A modellek mindegyikénél a PMG bizonyult a legmegfelelőbb technikának a Hausman-teszt alkalmazá-

sával. Erre a Hausman-statisztika p -értékeiből következtettünk. Ezért a PMG-eredményekre összpontosítottunk, az MG és DFE helyett. A modellek rövid magyarázata:

I. MODELL: a kormányzati kiadások (G) hozzájárulását mutatja az egy főre jutó jövedelemhez. A kapcsolat pozitív és statisztikailag szignifikáns. A hibakorrekciós tényező (φ_i) negatív és abszolút értéke kisebb, mint 1. φ_i 1 százalékos szinten statisztikailag szignifikáns. A következő modellekben a kormányzati kiadások különböző fajtáinak – oktatási (E), egészségügyi (H) és katonai kiadások (M) – hatásait vizsgáljuk.

II. MODELL: az állami kiadások hozzájárulását mutatja az oktatáshoz (E), egy főre jutó jövedelem szempontjából. A kapcsolat pozitív és statisztikailag szignifikáns. A hibakorrekciós tényező (φ_i) negatív és abszolút értéke kisebb, mint 1. φ_i 1 százalékos szinten statisztikailag szignifikáns. Kointegráció fennállását igazolja E és YPC között.

III. MODELL: az állami egészségügyi kiadások (H) hozzájárulását mutatja az egy főre jutó jövedelemhez. A hosszú távú kapcsolat pozitív és statisztikailag szignifikáns. A hibakorrekciós tényező (φ_i) negatív és abszolút értéke kisebb, mint 1. φ_i 1 százalékos szinten statisztikailag szignifikáns.

IV. MODELL: a katonai kiadások (M) hozzájárulását mutatja az egy főre jutó jövedelemhez. A kapcsolat pozitív és statisztikailag szignifikáns. A hibakorrekciós tényező (φ_i) negatív és abszolút értéke kisebb, mint 1. φ_i 1 százalékos szinten statisztikailag szignifikáns. A kointegráció ennél a modellenél is bizonyított.

V. MODELL: a kormányzati kiadások mindhárom komponensének (E , H , M) együttes hozzájárulását mutatja. Amint azt a meredekségi együtthatók mutatják, a hosszú távú kapcsolat pozitív és statisztikailag szignifikáns mindhárom komponensre. A hibakorrekciós tényező (φ_i) negatív és abszolút értéke kisebb, mint 1.

KOINTEGRÁCIÓS EREDMÉNYEK

	I. modell			II. modell			III. modell			IV. modell			V. modell		
	YPC = f(G)			YPC = f(E)			YPC = f(H)			YPC = f(M)			YPC = f(E, H, G)		
	MG	DFE	PMG	MG	DFE	PMG	MG	DFE	PMG	MG	DFE	PMG	MG	DFE	PMG
Hosszú távú paraméterek															
G	0.575 (0.071)	0.687 (0.000)	0.202 (0.000)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
E	-	-0.190 (0.441)	-	0.098 (0.037)	-	0.234 (0.000)	-	-	-	-	-	-	-0.014 (0.748)	0.023 (0.092)	0.019 (0.000)
H	-	-	-	0.010 (0.954)	-	-	0.380 (0.000)	-	0.533 (0.000)	-	-	-	0.493 (0.223)	0.342 (0.000)	0.591 (0.000)
M	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0.024 (0.235)	0.120 (0.068)	0.2359 (0.000)	-0.120 (0.102)	0.042 (0.004)	0.069 (0.000)
Átlagos konvergenciaparaméterek															
φ_1	-0.166 (0.000)	-0.055 (0.000)	-0.061 (0.000)	-0.085 (0.000)	-0.017 (0.018)	-0.022 (0.007)	-0.066 (0.001)	-0.034 (0.000)	-0.023 (0.007)	-0.103 (0.000)	-0.014 (0.048)	-0.018 (0.007)	-0.162 (0.000)	-0.032 (0.000)	-0.021 (0.001)
Rövid távú paraméterek															
ΔG	0.113 (0.000)	0.015 (0.078)	0.136 (0.000)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ΔE	-	-	-	-0.006 (0.004)	-0.002 (0.005)	-0.006 (0.004)	-	-	-	-	-	-	-0.002 (0.435)	-0.001 (0.259)	0.0001 (0.951)
ΔH	-	-	-	-	-	-	-0.030 (0.000)	-0.025 (0.000)	-0.031 (0.000)	-	-	-	-0.019 (0.000)	-0.023 (0.000)	-0.028 (0.000)
ΔM	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-0.006 (0.015)	-0.002 (0.004)	-0.005 (0.067)	-0.003 (0.238)	-0.001 (0.034)	-0.003 (0.177)
C	-0.227 (0.654)	-0.398 (0.000)	0.192 (0.000)	0.543 (0.000)	0.115 (0.026)	0.121 (0.000)	0.413 (0.002)	0.227 (0.000)	-0.031 (0.000)	0.689 (0.000)	0.103 (0.043)	0.118 (0.000)	1.092 (0.000)	0.201 (0.000)	0.115 (0.001)
p-érték	(Hausman)MG/DFE = 0.995			(Hausman)MG/DFE = 0.969			(Hausman)MG/DFE = 0.948			(Hausman)MG/DFE = 0.987			(Hausman)MG/DFE = 0.986		
Megj.	A PMG hatékony és konzisztens			A PMG hatékony és konzisztens			A PMG hatékony és konzisztens			A PMG hatékony és konzisztens			A PMG hatékony és konzisztens		

Megjegyzés: Zárójelben a paraméterek p-értékei szerepelnek

Forrás: A szerzők becslése

φ_i 1 százalékos szinten statisztikailag szignifikáns.

Az öt modell azt mutatja, hogy a kormányzati kiadásoknál – komponensenként és összességében is – pozitív hosszú távú kapcsolat figyelhető meg. Figyelmünket most már jelen tanulmány fő kérdésére irányíthatjuk, azaz annak eldöntésére, hogy az oksági kapcsolat wagneri vagy keynesi típusú. Az egy főre jutó jövedelem és a (komponensenkénti és összesített) kormányzati kiadások közötti ok-okozati kapcsolat vizsgálatához a Granger-féle okságpanel verzióját használjuk.

Paneloksági teszt

Jelen tanulmány alapvető kérdése, hogy a két fő irányzat – az angol keynesi és a német wagneri – közül melyik alkalmasabb a kormányzati kiadások és nemzeti jövedelem viszonyának leírására. A kérdés eldöntésére oksági tesztet végzünk. A keynesi elmélet és a Wagner-törvény is kiemelt fontosságúnak tartja a kormányzat gazdasági szerepvállalását, de az okságról gyökeresen ellentétes nézetet fogalmaznak meg. A keynesi elmélet valószínűnek tartja az ok-okozati viszony fennállását az ál-

lami kiadások felől a gazdasági növekedés irányába, míg a Wagner-törvény ellentétes irányban feltételezi ugyanezt. Az eddigi kutatások alapján nem eldönthető, hogy a két ellentétes nézet közül melyik érvényes. Ilyen kutatások voltak többek között: *Vedder és Galloway* (1998), *Aly és Strazicich* (2000), *Bader és Qarn* (2000), *Bağdıgen és Çetintaş* (2003), *Cooray* (2006), *Pieroni* (2006), *Andrésa et al.* (2007), *Fatas és Mihov* (2007), *Mavrov* (2007), *Arpaia és Turrini* (2008), *Alexiou* (2009), *Hakro* (2009) és *Yanyan* (2009), *Olopade és Olopade* (2010), *Nurudeen és Usman* (2010), *Ighodaro és Oriakbi* (2010), *Oktayer és Oktayer* (2013), *Srinivasan* (2013) és *Grullón* (2014). Jelen tanulmány – túllépve az eddigi kutatások rövidlátó szemléletén – nem utasítja el a két megközelítés párhuzamos érvényességét. Az is feltételezhető, hogy a kormányzati kiadások diszaggregált adatainál egyes komponensek a wagneri, míg mások a keynesi oksági irányt követik. Empirikus eredményeink mindkét ismertetett lehetőséget alátámasztják.

A 3. táblázat az egy főre jutó jövedelem és a kormányzati kiadások közötti Granger-féle okságot mutatja. Az eredmények szerint egyirányú oksági kapcsolat mutatható ki a kormányzati kiadásoktól az egy főre jutó jö-

3. táblázat

GRANGER-FÉLE OKSÁGITESZT-EREDMÉNYEK

Okság	F-próba	p-érték	Mit igazol inkább?
Államháztartás végső fogyasztási kiadása → Egy főre jutó jövedelem	14,942	0,000	Keynesi elmélet
Egy főre jutó jövedelem → Államháztartás végső fogyasztási kiadása	0,103	0,902	
Állami oktatási kiadások → Egy főre jutó jövedelem	0,924	0,397	Wagner-törvény
Egy főre jutó jövedelem → Állami oktatási kiadások	4,278	0,014	
Állami egészségügyi kiadások → Egy főre jutó jövedelem	4,923	0,007	Keynesi és wagneri dualitás
Egy főre jutó jövedelem → Állami egészségügyi kiadások	7,254	0,001	
Katonai kiadások → Egy főre jutó jövedelem	0,692	0,716	Wagner-törvény
Egy főre jutó jövedelem → Katonai kiadások	2,130	0,025	

Forrás: a szerzők becslése

vedelem irányába. Ez a kiválasztott fejlődő országokra nézve bizonyítja a keynesi elmélet érvényességét. Egyirányú oksági kapcsolat mutatható ki az egy főre jutó jövedelemtől az állami egészségügyi és katonai kiadások irányába, ami a Wagner-törvény fennállását igazolja. Az egy főre jutó jövedelem és az állami egészségügyi kiadások között kétirányú oksági kapcsolatot találtunk. Ez felveti a keynesi-wagneri dualitás lehetőségét, ahol mindkét irányú okság fennáll. Eszerint tehát úgy tűnik, hogy a fejlődő országok adatai alapján a fent felvetett mindkét lehetőség igaznak bizonyul. Ugyanakkor egyik irányzat mellett sem szólnak döntő bizonyítékok.

KÖVETKEZTETÉS

Jelen tanulmány eredményei szerint a kormányzati kiadások átcsoportosítása, illetve korrekciója jelentős hatást gyakorol a gazdasági növekedésre. A kormányzat végső fogyasztási kiadása és az oktatásra fordított állami kiadások is gazdasági növekedést idéznek elő. Az állami egészségügyi kiadások és a gazdasági növekedés között kétirányú oksági kapcsolatot találtunk. Ebből következik, hogy a gazdasági növekedés elősegítése érdekében a fejlődő országoknak az egészségügyre, az oktatásra és a fogyasztásra kellene összpontosítaniuk.

Elemzésünkben 76 fejlődő ország adatai alapján azt vizsgáltuk, hogy az állami kiadások és azok összetétele milyen hatással vannak a gazdasági fejlődésre. Heterogén paneladatokon összevont csoportátlag- (PMG-) módszerrel a rövid és hosszú távú hatásokat is mértük. A Granger-féle oksági teszt után a PMG-eredmények pozitív kapcsolatot mutattak ki a gazdasági növekedés és az állami kiadások között, nemcsak egészében, de külön kategóri-

ánként is. Mindazonáltal megállapításaink egy része ellentmond *Easterly* és *Rebelo* (1993) eredményeinek, illetve összhangban van Kneller, Bleaney és Gemmell (1999) eredményeivel, miszerint a kommunikációs, egészségügyi, közlekedési és oktatási kiadások pozitív hatást gyakorolnak a gazdasági növekedésre. A magasabb egy főre jutó jövedelem növeli az oktatás és a nemzetbiztonság iránti igényt és tudatosságot. Ez az állami egészségügyi és katonai kiadások szintjének emeléséhez vezet. A jobb közegészségügyi helyzet ugyanakkor hozzájárul az egy főre jutó jövedelem emelkedéséhez, mivel nő a munkahatékonyság; a magasabb egy főre jutó jövedelem növeli az egészségügyi szolgáltatások iránti igényt, ami a közegészségügyi szolgáltatások bővüléséhez vezet.

Általánosságban elmondható, hogy a fejlődő országok a kormányzati kiadások növelésével igyekeznek emelni a nemzeti jövedelem szintjét. Ez az eredmény kézenfekvő, mivel a fejlődő országokban általában alacsony a nemzeti jövedelem. Nehéz feladat a szűkös nemzeti jövedelemből forrásokat elvonni a közszolgáltatások finanszírozására. Ilyen helyzetekben rendszerint a deficitfinanszírozás jelenthet segítséget.

Diszaggregált szempontból a Wagner-törvény mellett több érv szól, különösen az oktatási és katonai kiadások terén, míg az egészségügyi kiadásoknál wagneri és keynesi okságot is megfigyelhetünk. A diszaggregált adatokból nyert ezen eredmények szerint a kormányzati kiadások összetevőinek oksági kapcsolata inkább kontextusfüggő kérdés. A szükségletek, illetve közszolgáltatások legfontosabbjának számító egészségügyi szolgáltatások feedback-hatást is mutatnak. Az oktatási és katonai kiadások viszont a kiválasztott fejlődő országokban a makroökonómiai teljesítménytől függenek.

IRODALOM

- BLANKENAU, W. F. – SIMPSON, N. B. (2004): Public Education Expenditures and Growth. (Állami oktatási kiadások és növekedés.) *Journal of Development Economics*. 73(2), pp. 583–605
- EBERHARDT, M. (2011): *Panel Time-Series Modeling: New Tools for Analyzing xt Data.* (Panel-idősor modellezés: Új eszközök xt adatok elemzéséhez.) A Stata szoftver egyesült királyságbeli felhasználói konferenciáján (Cass Business School) bemutatott tanulmány
- DEVARAJAN, S. – SWAROOP, V. – ZOU, H. F. (1996): The Composition of Public Expenditure and Economic Growth. (Az állami kiadások összetétele és a gazdasági növekedés.) *Journal of Monetary Economics*. 37(2), pp. 313–344
- EASTERLY, W. – REBELO, S. (1993): Fiscal Policy and Economic Growth. (Fiskális politika és gazdasági növekedés.) *Journal of Monetary Economics*. 32(3), pp. 417–458
- IM, K. S. – PESARAN, M. H. – SHIN, Y. (2003): Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels. (Heterogén panelek egységgyök-tesztelése.) *Journal of Econometrics*. 115(1), pp. 53–74
- KNELLER, R. – BLEANEY, M. F. – GEMMELL, N. (1999): Fiscal Policy and Growth: Evidence from Gemmell, N., Kneller, R., & Sanz, I. (2012): Does the Composition of Government Expenditure Matter for Economic Growth? (Befolyásolja-e az kormányzati kiadások összetétele a gazdasági növekedést?) *Kézirat, University of Nottingham*
- GRULLÓN, S. (2014): National Income and Government Spending: Co-Integration and Causality Results for Selected Latin American Countries. (Nemzeti jövedelem és kormányzati kiadások: Kointegrációs és oksági eredmények egyes latin-amerikai országok esetén), *International Journal of Economics, Commerce and Management*. 2(4), pp. 1–9
- GUPTA, S. – CLEMENTS, B. – BALDACCI, E. – MULAS-GRANADOS, C. (2005): Fiscal Policy, Expenditure Composition, and Growth in Low-Income Countries. (Fiskális politika, állami kiadások összetétele és növekedés az alacsony jövedelmű országokban.) *Journal of International Money and Finance*, 24(3). pp. 441–463
- LEVIN, A. – LIN, C.-F. – JAMES CHU, C.-S. (2002): Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties. (Egységgyök-tesztek panel adatokon: aszimptotikus és véges minta tulajdonságok.) *Journal of Econometrics*. 108(1), pp. 1–24
- MADDALA, G. S. – WU, S. (1999): A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test. (Panel adatokkal végzett egységgyök-tesztek és egy új, egyszerű teszt összehasonlító tanulmánya.) *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 61(S1), pp. 631–652
- MEHMOOD, B. – SIDDIQUI, W. (2013): What Causes what? Panel Cointegration Approach on Investment in Telecommunication and Economic Growth: Case of Asian Countries. (Mi mit okoz? Panel kointegrációs megközelítés a telekommunikációs beruházások és gazdasági növekedés esetében, az ázsiai országok példáján.) *Romanian Economic Journal*. 47(1) pp. 3–16
- OKTAYER A. – OKTAYER, N. (2013): Testing Wagner's Law for Turkey: Evidence from a Trivariate Causality Analysis. (A Wagner-törvény érvényességének tesztelése Törökországra: háromváltozós oksági elemzés eredményei), *Prague Economic Papers*. 2, pp. 284–301
- PESARAN, M. H. – SMITH, R. (1995): Estimating Long-Run Relationships from Dynamic Heterogeneous Panels. (Hosszú távú kapcsolatok becslése dinamikus, heterogén panelekből.) *Journal of Econometrics*. 68(1), pp. 79–113
- PESARAN, M. H. – SHIN, Y. – SMITH, R. P. (1997). *Pooled estimation of Long-Run Relationships in Dynamic*

Heterogeneous Panels. (Hosszú távú kapcsolatok összevont becslése dinamikus heterogén panelekben.) University of Cambridge, Department of Applied Economics

PESARAN, M. H. – SHIN, Y. – SMITH, R. P. (1999): Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels. (Dinamikus heterogén panelek összevont csoportátlag becslése.) *Journal of the American Statistical Association.* 94(446), pp. 621–634

SRINIVASAN, P. (2013). Causality between Public Expenditure and Economic Growth: The Indian Case. (Oksági kapcsolat az állami kiadások és a gazdasági növekedés között: India.) *International Journal of Economics and Management.* 7(2), pp. 335–347

OECD Countries. (Fiskális politika és növekedés: bizonyítékok az OECD országokból.) *Journal of Public Economics.* 74(2), 171–190