

Kormos János – Czeglédi Pál*

Munkapiaci rugalmatlanság és a munkanélküliségi idősorok egységgyök-tulajdonsága: problémafelvetés

A cikk a munkanélküliség idősorainak vizsgálatára vonatkozó irodalmat, illetve az e tesztek mögött meghúzódó közgazdasági magyarázatokat tekinti át. Választ keresünk arra, hogy mi az elméleti alapja a munkanélküliség idősoraiban az egységgyök létezését kutató teszteknek. Amellett érvelünk, hogy az e tesztek előtt álló egyik fő nehézséget a munkapiaci intézményrendszer megváltozása jelenti. A hagyományos egységgyöktesztek emiatt meglehetősen gyengévé válnak, míg a panel egységgyöktesztek a kérdés közgazdasági oldalát egyszerűsítik le. Következtetésünk, hogy az úgynevezett közel egységgyök-folyamatokra vonatkozó tesztek egyfajta kiutat jelenthetnek.¹

Journal of Economic Literature (JEL) kód: C22, E24

Kulcsszavak: munkanélküliség, egységgyök, közel egységgyök-folyamat

Bevezetés

Az elmúlt évtized világgazdaságának egyik meglepő és sokakat vitára készítő jelensége, hogy Európa lemarad az Egyesült Államok mögött: a jövedelemben tapasztalható felzárkózás, ami a második világháború óta tart, megtorpanni látszik. Az erre adott magyarázatok elég széles skálán mozognak a piacszabályozás és az adózás eltéréseitől az információs és kommunikációs technológiák elterjedésének különbözőségéig (Blanchard 2004, Gordon 2004, Prescott 2002, 2004). Az erre a problémára adandó válasznak valószínűleg fontos részét képezik az amerikai és az európai munkapiaci intézmények és a munkanélküliség alakulása között jelentkező különbségek. A munkanélküliségi ráta viselkedésével kapcsolatban ebben az írásban főleg egy tényezőre koncentrálnunk, arra, hogy a munkanélküliség idősoraiban jelentkező sokkok mennyire perzisztensek, s e perzisztencia közgazdasági és statisztikai értelmezése milyen vizsgálendő kérdéseket vet fel.

Cikkünkben a munkanélküliségi adatsorok statisztikai és a közgazdasági elméleti hátterét vesszük szemügyre. Arra a kérdésre keressük a választ, hogyan lehetne az általa-

* Kormos János tanszékvezető egyetemi tanár a Debreceni Egyetem Közgazdaságtudományi Karán,
e-mail: janos.kormos@econ.unideb.hu.

Czeglédi Pál egyetemi adjunktus a Debreceni Egyetem Közgazdaságtudományi Karán,
e-mail: pal.czegledi@econ.unideb.hu.

¹ A szerzők köszönetet mondanak Gáll Józsefnek és Földvári Péternek a cikkhez fűzött hasznos megjegyzéseikért. A fennmaradó hibákért a szerzők a felelősek.

nosan használt tesztek mindkét szempontból hatékonyabbá tenni, úgy, hogy a matematikai-statisztikai elmélet jobban összhangban legyen a közgazdasági elmélettel. Közgazdasági megfontolások azt mutatják, hogy a hagyományosan széles körben és hatékonyan használt stacionárius, illetve instabil lineáris modellek mellett e munkanélküliségi adatok elemzéséhez, megértéséhez hasznos eszközt jelenthetnének a közel instabil – közel nemstacionárius, közel egységgyök – modellek elemzésére konstruált tesztek. Azt állítjuk, hogy a jelenleg forgalomban lévő egységgyöktesztek alternatíváját jelenthetik a közel egységgyök-folyamatokra vonatkozó tesztek. Ennek két oka van. Egyrészt a jelenleg forgalomban lévő egységgyöktesztek több alapvető problémát nem tudnak kezelni. A hagyományos tesztek eredményei is azt mutatják, hogy a munkanélküliségi adatsorok jellege egy-egy sokk hatására megváltozik, a panel egységgyöktesztek – a másik széles körben használt tesztípus – pedig nincsenek tekintettel arra, hogy a nemzeti szintű intézmények jelentős szerepet játszhatnak egy-egy ország munkanélküliségi adatsorának meghatározásában. Ekkor pedig az amerikai munkanélküliséget vizsgálni az európaival szemben, helytelen megközelítés.

A cikkben lépésről lépésre haladva próbáljuk bebizonyítani az elmondottakat. A következő részben összefoglaljuk azokat a fő érveket, amelyek arra vonatkoznak, hogy a munkapiaci intézményeknek szerepük van a munkanélküliségi ráta formálásában. Ezután azokat a nagy hatású elméleteket vesszük számba, amelyek szerint a munkanélküliség időszora autoregresszív lehet. E két rész meglátásait a jelenleg használatos tesztekkel és eredményekkel összevetve jutunk arra a következtetésre, hogy a jelenlegi teszteknek egyfajta alternatíváját jelenthetik a közel egységgyök-folyamatok vizsgálatára kifejlesztett tesztek. Az alkalmazhatóság és az alkalmazás kidolgozása természetesen további kutatói feladatot jelent. Így cikkünk szándéka, hogy egy problémakör áttekintésével további kutatói feladatot fogalmazzon meg.

A munkapiaci intézmények hatása

A munkanélküliségről és gazdasági növekedésről folyó gazdaságpolitikai vitákban már-már közhelyszámba megy, hogy az európai munkapiac „rugalmatlan” és ezért reformra szorul, mert ez az oka Európa elmúlt években mutatott viszonylag szerény teljesítményének. Nagyhatású tanulmányában például Sapir (2005) éppen ezt az érvet fejt ki. Szerinte a munkapiaci rugalmatlanság a fő oka annak, hogy a mediterrán és a kontinentális jóléti „modell” intézményrendszere kiigazításra szorul.

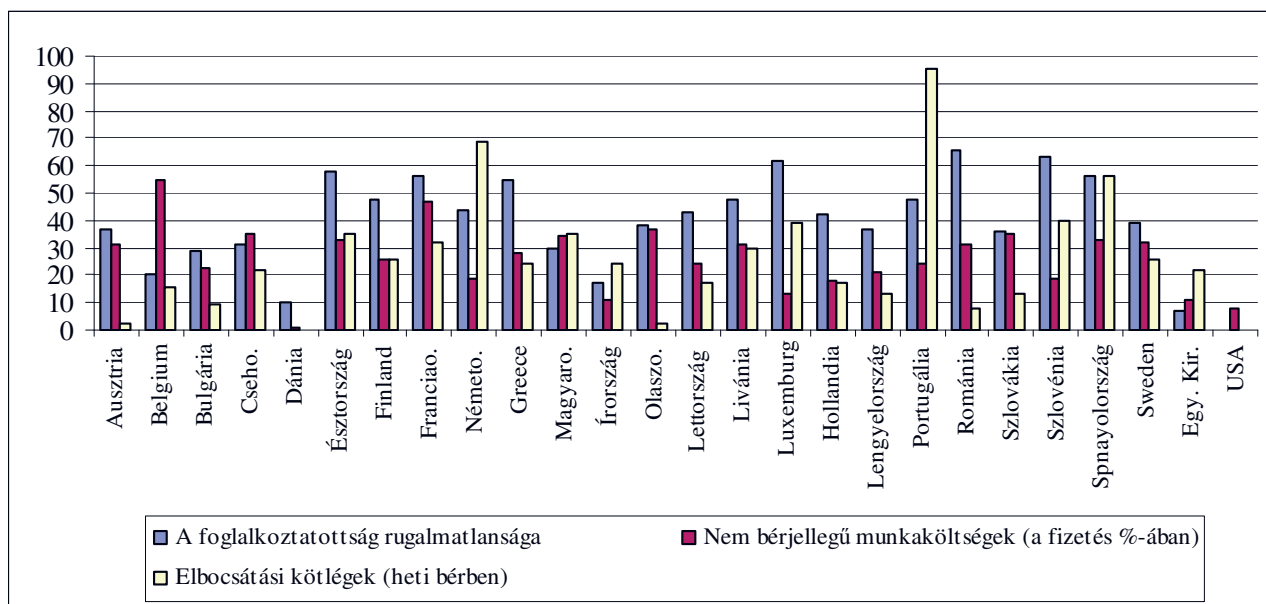
Nemcsak a növekedésről szóló gazdaságpolitikai vitákban, de a munkanélküliség alakulását vizsgáló ökonometriai vizsgálatokban is megjelenik a munkapiaci intézmények szerepe. Az európai munkanélküliség alakulásának egyik magyarázandó stilizált ténye, hogy a ráta 70-es évekbeli emelkedése után – ami Blanchard (2006) szerint az olajársokk és a termelékenység csökkenésének együttes hatása volt – nem tért vissza a sokk előtti szintre, szemben az Egyesült Államokkal, ahol ez megtörtént. Sokak szerint ez a munkapiaci intézményeknek köszönhető: Nickell (1997) panelregresszióval mutatja ki, hogy az olyan munkapiaci változók, mint a munkanélküli-segély időtartama, a munkát terhelő adók mértéke vagy a szakszervezetek béralkuban játszott szerepe statisztikailag és közgazdaságilag is szignifikánsan növeli a munkanélküliség rátáját. Nickell tanulmánya tehát a munkanélküliség szintjére vonatkozik. Mivel ebben a tanulmányban a munkanélküliség idősorára

koncentrálunk, még nagyobb jelentősége lehet *Blanchard – Wolfers* (2000) eredményeinek. Ők azt mutatják meg, hogy pusztán a sokkok alapján nem lehet megérteni a munkanélküliség viselkedését, mert a sokkok sokkal homogénebbek, vagyis az országok keresztmetszetében sokkal egységesebbek, mint a munkanélküliségi ráták viselkedése. Azt is megmutatják, hogy nem minden típusú munkapiaci intézménynek van hatása a munkanélküliségi rátára, néhány intézmény csak a munkanélküliség természetét befolyásolja. Eredményeik azt támasztják alá, hogy ugyanazoknak a sokkoknak különböző hatásuk lehet attól függően, hogy milyen a munkapiaci intézményrendszer az adott piacon. Az empirikus bizonyítékon kívül természetesen elméleti érvek is vannak arra nézve, hogy a munkapiaci intézmények befolyásolják a munkanélküliségi rátát (*Horváth 2005*). Hasonló érvelést alkalmaznak *Linguist – Sargent* (1998), akik egy általános egyensúlyi modellben mutatják be, hogy a „turbulensebbé” váló munkapiac – amelyet ők az információs és kommunikációs technológiák elterjedésének tulajdonítanak – és a bőkezű szabályozási politika együttesen idézheti elő a munkanélküliségi sokk elhúzódását. Elemzésük kulcsa, hogy a munkanélküliek humán tőkéje leértékelődik. A turbulensebb munkapiac azzal jár, hogy ez a leértékelődés gyorsabb, míg a bőkezű segélyek nem ösztönzik a munkakeresést. E két tényező együttes hatásaként a munkanélküliség elhúzódik. Arra a tényre pedig, hogy a rugalmasabb munkapiacon a munkavállalók több képességet, illetve tapasztalatot tudnak felhalmozni, az amerikai és az európai aktivitási ráták divergenciájára is magyarázatul szolgálhat (*Michelacci – Pijoan-Mas 2007*).

A munkapiaci intézmények és a munkanélküliség rátája közötti kapcsolat azonban nem teljes mértékben tükrözi a közgazdászok szakmai konszenzusát. *Freeman* (2007) áttekintő tanulmányában arra jut, hogy az empirikus kutatások alapján nem lehet egyértelmű következtetéseket levonni arra vonatkozóan, hogy a munkapiaci intézmények hogyan befolyásolják az olyan aggregált változókat, mint a munkanélküliség ráta. Ennek egyik oka *Freeman* (2007:24) szerint – összhangban a fentiekben idézett több tanulmánnyal –, hogy a változó gazdasági környezet megváltoztatja a munkapiaci intézmények hatását is. A másik lehetséges válasz, hogy a munkapiaci intézmények hatása nem független a gazdaságra jellemző többi intézménytől. Az átmeneti országok tapasztalat alapján például *Kőrösi* (2005:831) azt a következtetést vonja le, hogy a munkanélküliség csak kismértékben függ a szabályozástól, és munkahelyteremtés igazán csak a magánszektorban létrejövő új vállalatoktól várható. Ennek alapján logikus lehet azt várni, hogy az új vállalatok alapítását és általában a szektorok közötti erőforrás-áramlást megkönnyítő szabályozás is hatással lehet a munkanélküliségi rátára, mint ahogy azt *Botero et al.* (2004) ki is mutatják.

A munkapiaci intézményekről képet kaphatunk – bár biztosan nem teljesen –, ha egy pillantást vetünk a Világbank Doing Business (*World Bank 2008*) adatbázisára, amely többek között a munkapiac rugalmasságát értékeli. Természetesen – ahogy a kiadvány címe is mutatja – mindezt a vállalkozások szemszögéből teszi, tehát az adatok nem tartalmaznak információt olyan fontos munkapiaci intézményekre vonatkozóan, mint a munkanélküliség segély vagy a munkakeresést segítő intézmények. Az 1. ábra a Világbank jelentésének a munkavállalók alkalmazására vonatkozó három indexét mutatja: egy olyan összetett indexet, amely általában jellemzi az alkalmazás rugalmasságát, és amelynek esetében a kisebb értéke jelöli a nagyobb rugalmasságot, az alkalmazás béren túli költségeit a fizetés százalékában és az elbocsátás költségeit. Világosan látszik, hogy e szempontok alapján az Egyesült Államoké a legrugalmasabb munkapiac, és az is, hogy jelentős különbségek vannak az európai országok között.

A munkapiac rugalmatlansága az EU 27 országában és az Egyesült Államokban



Megjegyzés: Málta és Ciprus esetében nincs adat. Az Egyesült Államoknál a rugalmatlanság és az elbocsátási költségek értéke nulla.

Forrás: (World Bank 2008).

A fentiekből számunkra két fontos következtetés adódik. Egyrészt a munkapiaci intézmények nagymértékben befolyásolják a munkanélküliségi ráta viselkedését, mivel hatással vannak arra, hogy a munkapiacot ért sokkokra a szereplők hogyan reagálnak. A másik következtetés az, hogy nincs értelme az európai munkanélküliségről országok feletti aggregátumként beszélni. Az európai országok meglehetősen nagy különbségeket mutatnak a munkapiaci intézményeik terén, amelyek bizonyos esetekben akár nagyobbak is lehet, mint az amerikai és az európai átlag közötti különbség. Ezeket a megfontolásokat figyelembe kell vennünk akkor, amikor a munkanélküliségi idősorok egységgyök-tulajdonságát vizsgáljuk.

Elméletek: természetes ráta és hiszterézis

A fenti megfontolások azonban nem elegendők ahhoz, hogy konkrét egyenletet vezessünk le a munkanélküliség idősorára nézve. A következőkben a munkanélküliség két meghatározó elméletét abból a szempontból tekintjük át röviden, hogy munkanélküliségi ráta idősorára vonatkozóan milyen következtetést vonhatunk le belőlük. Az idősorelemzés szempontjából az a lényeges, hogy mindkét elmélet alapján autoregresszív idősoroként modellezhetjük a munkanélküliségi rátát, s a két elmélet közötti különbség belesűrítendő az autoregresszív tag egységgyök-közeliségébe.

A hagyományos természetesráta-hipotézis szerint – amelyet eredetileg Friedman (1986 [1967]) és Phelps (1968) fejlesztett ki, és mára minden makroökonomia tankönyvben megtalálható (például Romer 2001:245–252) – létezik átváltás a munkanélküliség és az

infláció között, de csak rövid távon, azaz addig, amíg a várakozások nem alkalmazkodnak a megváltozott körülményekhez.² Más szóval, lehetséges, hogy a kormányzat rövid távon csökkenteni tudja a munkanélküliséget expanzív keresleti politikával, természetesen úgy, hogy közben az infláció növekszik. Hosszú távon azonban az embereket nem lehet „megszédíteni”, a racionális szereplők által hozott döntések nem nominális, hanem reálváltozókon alapulnak, amelyek viszont nem változtathatók meg egyszerű keresleti politikával. Hosszú távon tehát a munkanélküliség visszatér a természetes szintjére, azaz arra a szintre, amely egy *laissez faire* munkapiacra alakulna ki. Az tehát, hogy a munkanélküliség milyen gyorsan tér vissza a természetes szintre, attól függ, hogy az inflációs várakozások milyen gyorsan változnak. Még ha azt feltételezzük is, hogy a szereplők tökéletesen racionálisak, akkor is időt vehet igénybe a várakozások felfrissítése. Ennek tükrében tehát a munkanélküliségi rátát stacionárius folyamatként kellene modelleznünk, amelynek várható értéke a természetes munkanélküliségi ráta.³

A munkanélküliség idősorral való modellezésének elméleti alapjait keresve, a bennfentes modell (*insider-outsider model*) jelentheti a másik alátámasztást – igaz, a folyamat stacionaritására nézve az előbbiétől eltérő következtetésre jut. A bennfentes modellben (pl. *Blanchard – Summers 1986, Blanchard 2006, Romer 2001:436–444*) azt feltételezzük, hogy a bér kollektív alku eredménye, amibe csak a bennfenteseknek van beleszólásuk, a külső szereplőknek (*outsidereknek*) – tehát a munkanélkülieknek – nincs. Az utóbbiak csak azt dönthetik el, hogy elfogadják-e munkát a fennálló bérek mellett. Jelen tanulmány szempontjából kiemelt fontossága van annak, hogy milyen feltevést fogalmazunk meg arra nézve, hogy a fennálló munkanélküliségi ráta hogyan befolyásolja a bennfentesek döntését. Az egyik lehetséges megfogalmazás szerint (*Blanchard 2006:21–22*) a bennfentesek úgy állapítják meg a bért, hogy a szakszervezet minden tagját alkalmazza, a tagság pedig a következőképpen alakul:

$$m_t = n_{t-1} + \theta(\bar{n} - n_{t-1}), \quad (1)$$

ahol az n_t jelöli a foglalkoztatottak számának logaritmusát, míg m_t a tagság, tehát a bennfentesek száma logaritmusban t időpillanatban, \bar{n} pedig a munkaerő-állomány. Azaz a különbség a (ciklikus) munkanélküliséget jelöli. Ez a szabály meglehetősen ad hocnak tűnik első ránézésre, viszont lehetőséget ad arra, hogy figyelembe vegyünk szakszervezeti tagoknak a kívülállók felé megnyilvánuló szolidaritását. Hiszen a jobb oldal második tagja épp azt jelenti, hogy a tagság attól is függ, hogy mekkora a különbség a munkaerő-állomány és a foglalkoztatottak között, vagyis attól, hogy mekkora a munkanélküliség. Ennek megfelelően a θ -val jelölt paraméter éppen azt mutatja meg, hogy milyen érzékenyen reagál a szakszervezet a munkanélküliségre. Az egyik szélsőség az, amikor a tagság teljes mértékben követi a munkanélküliség változásait ($\theta=1$); ekkor a tagság megegyezik a munkaerő-állománnyal. A másik szélsőség pedig az, amikor a tagság az előző időszak foglalkoztatottjaival egyezik meg ($\theta=0$). Ez azt jelenti, hogy a θ változó méri a szakszervezeti tagoknak a munkanélküliek iránti szolidaritását.

² Itt érdemes megjegyezni, hogy a hasonló következtetés ellenére lényeges különbség van a friedmani és az eredeti phelps-i megközelítés között: míg Friedman elemzésében a váratlan infláció okozza a munkanélküliség időleges csökkenését, Phelps-nél az okozati viszonyok fordítottak, és a kisebb munkanélküliség készíti a vállalatokat gyorsabb nominálbér-emelésre, ami gyorsabb inflációt eredményez.

³ A természetes munkanélküliségi rátára, illetve a Phillips-görbére vonatkozó elméleteket tekinti át Bodnár (2002).

De nem ez az egyetlen lehetőség e változó interpretálására, hiszen nem a szolidaritás az egyetlen, amely arra készítheti a szakszervezeteket, hogy a munkanélküliséggel is törődjenek. Mivel az egyensúlyi bérszínvonal melletti foglalkoztatottság a munkaerő-állománnyal egyenlő, a θ változó azt mutatja meg, hogy mekkora alkuereje van a szakszervezeteknek a béralkuban: az egyensúlyinál mennyivel magasabb béreket képes kiharcolni. Ezt az alkuerőt pedig vélhetően azok a játékszabályok határozzák meg, amelyek lehetővé teszik, hogy a szakszervezeti tagokat ne fenyegetse a kívülállók versenye: milyen jogaik vannak a munkavállalóknak, milyen költséges az elbocsátás, milyen jogaik vannak a szakszervezeteknek stb. Általános értelemben tehát a θ változó a munkapiac rugalmasságát fejezi ki, hiszen annak egyfajta mércéje, hogy milyen közel áll a munkapiac a tökéletes, a rugalmasan alkalmazkodó bérekkel leírhatóhoz.

A lehető legegyszerűbb makrogazdasági modellbe beírva a bennfentesek viselkedését leíró fenti egyenletet, azt kapjuk, hogy a munkanélküliség egy AR(1) folyamathoz hasonló alakban írható fel, amelynek fő paramétere $1 - \theta$. Konkrétabban: a Cobb-Douglas termelési függvényből kiindulva, a tőkeállományt fixnek gondolva és az árupiacot tökéletesnek feltételezve, a következő egyenletet vezetjük le a szerzők a munkanélküliségi rátára:

$$u_t = (1 - \theta)u_{t-1} - (1/(1 - \alpha))(p_t - Ep_t) + \alpha(a_t - Ea_t), \quad (2)$$

ahol α a munkajövedelmek aránya a GDP-ben, p_t az árszínvonal logaritmus, a_t pedig a technológiai paraméter (a munkamegtakarító technológiai haladást kifejező paraméter) logaritmus, míg E a várakozásokat jelöli.

A munkanélküliség ezen időszora azonban csak látszólag nevezhető AR(1) folyamatnak, hiszen ahhoz további feltevések teljesülése is szükséges (Hamilton 1994:53). Bevezetve az

$$e_t = (1/(1 - \alpha))(p_t - Ep_t) + \alpha(a_t - Ea_t) \quad (3)$$

jelölést, ahhoz, hogy a fenti folyamatot autoregresszívként definiálhassuk, fenn kell állnia hogy e_t fehér zaj, azaz

$$E(e_t) = 0, \quad E(e_t^2) = \sigma^2, \quad E(e_t, e_\tau) = 0, \quad \text{bármely } t \neq \tau \text{ esetén.}$$

Vagyis az e_t folyamat várható értéke nulla, a szórása állandó és időtől független, illetve a meghajtó folyamat elemei időben is korrelálatlanok. Racionális várakozásokat feltételezve a nulla várható értékre vonatkozó feltevés fennáll, azonban a másik két feltevés fennállása kevésbé tűnik nyilvánvalónak. E fölösleges „precízkedésnek” tűnő kifogások jelentősége cikkünk következő részében lesz nyilvánvaló. Ha a tesztek elvégezhetőségéhez nem is kell feltételeznünk, hogy a meghajtó folyamat fehér zaj, mert „gyengébb” feltevések is megengedettek, valamilyen formában specifikálni kell a folyamat jellegét. Vagyis a várható értékén túl a folyamat egyéb tulajdonságainak is elméleti háttere kell, hogy legyen.

E kifogásoktól eltekintve a fenti egyenlet tehát egy AR(1) folyamat, amelynek gyöke annál közelebb van az egységgyökhöz, minél nagyobb a bennfentesek alkuereje, azaz minél kisebb a θ . Mivel a Blanchard-féle egyszerű modell nem tartalmazza a természet munkanélküliségi ráta okait, a fenti egyenletben u_t a ciklikus munkanélküliséget, azaz a természetes ráta és az aktuális ráta különbségét jelenti. Az egységgyök léte tehát gyakorlatilag azt jelenti, hogy egy sokk után a munkanélküliség sohasem tér vissza a természetes rátához.

Összefoglalva tehát, a munkanélküliség idősora az imént áttekintett elmélet szerint is autoregresszív folyamatot követ. Eredeti, az elmélet alapművének számító cikkükben *Blanchard – Summers* (1986) azt feltételezte, hogy $\theta=0$, azaz a tagság mindig a foglalkoztatottak előző periódusbeli számával egyezik meg. Ebből a feltevésből az következik, hogy a munkanélküliség idősora egységgyököt tartalmaz, ezt a tulajdonságot nevezik hiszterézisnek. Ez és csak ez az eset tekinthető a természetes ráta alternatívájának, hiszen ez azt jelenti, hogy egy sokk után a munkanélküliségi ráta nem tér vissza ez eredeti szintjére.

A munkanélküliség idősorára alkalmazott egységgyöktesztek

Az egységgyöktesztek munkanélküliségre való alkalmazása egészen *Nelson – Plosser* (1982) méltán sokat hivatkozott tanulmányáig vezethető vissza, s az előbb említett cikkben *Blanchard – Summers* (1986) is végeztek effajta tesztet. Eredményeik azonban gyökeresen eltérnek, hiszen míg az előző szerzőpáros egyértelműen stacionáriusnak találta az idősort, addig a második egységnyihez nagyon közeli gyököt mutatott ki a munkanélküliség AR(1) idősorában.

Azóta a munkanélküliség idősorára alkalmazott egységgyöktesztelés jelentősen kiszélesedett. *Camarero et al.* (2004) például három csoportba sorolják ezeket a teszteket. Az elsőbe tartoznak azok, amelyek a klasszikus ADF (*Adjusted Dickey-Fuller*) teszten alapulnak. Ezek általában nem tudják elutasítani az egységgyök jelenlétére vonatkozó hipotézist. A második csoportba azokat a teszteket sorolják, amelyek a strukturális törés lehetőségével is számolnak. A fenti elméleti keretben ez azt jelenti, hogy ezek a tesztek számolnak azzal a lehetőséggel, hogy a munkanélküliség természetes rátája megváltozik. Az ilyen típusú tesztek – ellentétben az előzővel – általában elutasítják az adatok nem stacionaritásának hipotézisét. A harmadik csoportba tartoznak a panel egységgyöktesztek. Manapság ezeket a teszteket széles körben használják – mint hamarosan látni fogjuk – arra, hogy az idősoros egységgyöktesztek erejét növeljék. E tesztek alapvető elméleti kerete megtalálható például *Im – Pesharan – Shin* (2003:55) tanulmányában (IPS-teszt). Tegyük fel, hogy az y_{it} változó autoregresszív sztochasztikus folyamatot követ a következő formában:

$$y_{i,t} = (1 - \varphi_i) \mu_i + \varphi_i y_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}, \quad (4)$$

ahol i a keresztmetszeti, t pedig az időváltozó, azaz az alkalmazásokban i az országot (vagy régiót), t pedig az éppen vizsgált időperiódust jelenti. A fenti egyenletből $y_{i,t-1}$ -et kivonva kapjuk, hogy

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_i + \beta_i y_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}, \quad (5)$$

ahol $\alpha_i = (1 - \varphi_i) \mu_i$ és $\beta_i = -\varphi_i$. Ezek után az egységgyök létezésére vonatkozó nullhipotézis ($\varphi_i = 1$) teszteléséhez a következő null- és alternatív hipotézist kell felírunk:⁴

$$H_0: \beta_i = 0, \text{ minden } i\text{-re} \\ H_1: \beta_i < 0, \quad i = 1, 2, \dots, N_1, \quad \beta_i = 0, \quad i = N_1 + 1, N_1 + 2, \dots, N. \quad (6)$$

⁴ A hipotézist természetesen fel lehet írni a φ_i -kre is. Itt követjük *Im – Pesharan – Shin* (2003) jelöléseit.

Az alternatív hipotézis tehát azt jelenti, hogy N_1 országban (régióban) a munkanélküliség nem egységgyök-folyamatot követ, míg a többi országban nem lehet elvetni az egységgyököt. A teszt tehát arra vonatkozik, hogy a vizsgált N ország egy részhalmazában (N_1 országban) a munkanélküliség időszora nem a hiszteréziselméletnek megfelelően viselkedik.

Ezt az általános elméleti keretet különböző szerzők különböző módosításokkal alkalmazzák az egységgyök-hipotézis tesztelésére, és sokszor ellentmondásos eredményeket kapnak. *León-Ledesma* (2002) például az ADF-tesztet alkalmazva azt találja, hogy az egységgyökre vonatkozó nullhipotézis nem utasítható vissza a legtöbb amerikai állam esetében, és Norvégiát kivéve Európa országaiban sem. Az IPS-tesztet alkalmazva⁵ azonban más eredményre jut: visszautasítja az Egyesült Államok, de elfogadja az EU országainak esetében. A konklúzió ekkor az, hogy a hiszterézis Európában érvényesül, az Egyesült Államokban pedig a természetesráta-hipotézis érvényes.

Az IPS-teszt módosított változatát alkalmazzák *Camarero et al.* (2004) is a már említett cikkükben, endogén számú strukturális törést engedélyezve. Arra jutnak, hogy a módszerük, amelyben az IPS-tesztet és a Maddala-Wu tesztet kombinálják a Hadri-féle stacionaritási teszttel, alapvetően megváltoztatja az eredményeket. Megmutatják ugyanis, hogy az egységgyök-hipotézis sohasem utasítható el az OECD-országokban, ha paneltesztet alkalmazunk, még akkor sem, ha figyelembe vesszük, hogy az egyes országok munkanélküliségi rátája összefügghet. Amikor azonban ezen túl még a strukturális törések lehetőségét is lehetővé teszik, akkor stacionáriusnak mutatkozik az időszor. Ez az eredmény megint azt a (strukturálista) nézetet erősíti, miszerint a munkanélküliség természetes rátája időről időre képes megváltozni. Miután ezeket a változásokat figyelembe vesszük, a munkanélküliség stacionáriusnak mutatkozik.

Henry – Nixon (2000) brit adatokat vizsgálva – és az előbbieknél némileg ellentmondva – azt találják, hogy munkanélküliség időszora modellezhető egy úgynevezett ARDL (p,q) (*autoregressive with distributed lags*) folyamattal. Azt is megmutatják, hogy a DF- és az ADF-tesztek képesek visszautasítani az egységgyökre vonatkozó hipotézist, feltéve, hogy olyan különböző exogén változókat is szerepeltetnek, mint az olajárak, a külkereskedelmi cserearány, a reálkamatláb, a munkanélküli-segélyek nagysága és a szervezett munkavállalók aránya (*Henry – Nixon 2000:239*). A legfontosabb következtetésük pedig az, hogy az Egyesült Királyság munkanélküliségi adatsora modellezhető egy az átlag eltolódásával (*mean shift*) jellemezhető közel egységgyök-folyamattal, amely számukra csak annyit jelent, hogy a folyamat gyöke közel van az egyhez.

A munkapiaci intézmény hátterét a középpontba állítva különösen fontos lehet az átmeneti országok tapasztalata, amelyet *León-Ledesma – McAdam* (2003) elemeznek. A hagyományos egységgyökteszteket alkalmazva vegyes eredményeket kapnak: néhány ország esetében visszautasítható az egységgyök-hipotézis, másokban nem. Nem meglepő módon, a strukturális törések lehetőségét bevezetve már kevesebb jelét találják a hiszterézisnek. Az így megbecsült gyökök közel vannak egyhez, bár szignifikánsan eltérnek tőle. Paneltesztet alkalmazva pedig azt az eredményt kapják, hogy az átmeneti országok összességére vissza-

⁵ Bár az IPS-tesztet referált folyóiratban csak 2003-ban publikálták, műhelytanulmány-verzióban már 1995-ben megjelent. Így a „hivatalos” megjelenés időpontjában már benne volt sok standard ökonometriai programban (Im – Pesharan – Shin 2003:73).

utasítható az egységgyök, a természetes rátához való konvergencia pedig gyorsabb, mint az Európai Unió „rég” 15 országában.

A kanadai adatokon *Mikhail et al.* (2003) által végzett áttekintés is azt mutatja, hogy az egységgyök jelenléte vagy hiánya nem feltétlenül utasítható el egyértelműen. Az általuk áttekintett négy olyan tanulmány közül – amelyek a kanadai adatokon tesztelik az egységgyök-hipotézist – kettő elutasítja, kettő pedig elfogadja azt.

Világos tehát, hogy a forgalomban lévő tesztek sokszor adnak ellentmondásos választ arra a kérdésre, hogy egy adott országra vagy országcsoportra jellemző munkanélküliségi adatsor stacionárius-e. Hogy a válasz függ a feltételezett strukturális törések számától, alátámasztja azt az állításunkat, hogy az idősor jellegét tekintve a munkapiaci intézményrendszer alapvető változó. Egyrészt úgy tűnik, a munkapiacot ért sokkokhoz való alkalmazkodás sebességét nagyban befolyásolják a munkapiac intézményei, másrészt láttuk, hogy az európai munkapiaci intézmények országonként jelentősen eltérők. Ennek alapján úgy tűnik, hogy inkább egyes országok idősoros adataira kell támaszkodnunk. Igaz, hogy jelentős előrelépések történtek abba az irányba, hogy az egyes idősorokat paneladatokkal együtt teszteljük (*Camarero – Carrion-i-Silvestre – Tamarit 2004*), de ezek a tesztek még mindig csak arra tesznek képessé minket, hogy elvessük az egységgyök létezését. Ugyanakkor kevés elméleti indokunk van arra, hogy ne támogassuk ezt a következtetést.

Következtetések

Miként a bevezetésben is említettük, a cikkben olyan kutatási területet kívántunk felvázolni, amelynek vizsgálatához új statisztikai módszerekre lehet szükség. Természetesen ezt az általános állítást minden közgazdasági kutatási területtel kapcsolatban meg lehet fogalmazni, de ebben az esetben két érvet is fel tudunk hozni az állításunk mellett.

Az egyik ilyen érv az, hogy – ahogy ebben a cikkben bemutattuk – a jelenlegi egységgyöktesztek vagy nagyon ambivalens eredményre vezetnek, vagy csak mérsékelt izgalmas kérdésekre adnak válaszokat. A hagyományos egységgyöktesztek eredményei nagymértékben függenek attól, hogy mennyi strukturális törést tételezünk fel a munkanélküliség idősorában: természetesen minél többet, annál inkább teljesül a stacionaritás. A panel egységgyöktesztek viszont, amelyek a hagyományos tesztek gyengeségeinek kiküszöbölésére születtek, csak országcsoportokat tudnak összevetni egymással, ami viszont szembe megy azzal a megállapítással, hogy a nemzeti szintű munkapiaci intézmények is számítanak a munkanélküliség természetének meghatározásában.

A másik érv pedig az, hogy már léteznek azok a tisztán matematikai statisztikai eredmények, amelyekből kiindulva nem tűnik lehetetlennek alkalmazható tesztek kidolgozása, s ezek egy harmadik megközelítést jelenthetnének az itt összefoglalt kettővel szemben. A közel egységgyök-folyamatokra vonatkozó egy legfontosabb eredmény, hogy az autoregresszív folyamatok egy sorozatát vizsgálva, a paraméterek becslőfüggvényeinek aszimptotikus tulajdonságai az egységgyök- és a stacionárius esettől is radikálisan eltérnek, ha az autoregresszív folyamat megfelelő paraméterei az egyhez konvergálnak. A közel egységgyök-folyamatok e tulajdonságait *Kormos* (1990), *Kormos – Pap* (1994), illetve *Pap – Zuijlen* (1996) írták le, míg a többdimenziós esetet *Meer – Pap – Zuijlen* (1999), illetve *Pap – Zuijlen* (1999) vizsgálták.

Az aszimptotikus esetre tehát már megvannak az eredmények, s ezek alkalmazható tesztek formálásával egyfajta választ adhatnánk a cikkben felvetett dilemmára úgy, hogy a hagyományos tesztek gyengeségére a panel egységgyöktesztekétől eltérő megoldást kínálhatnánk. Ez az alternatív válasz két ok miatt tűnik ígéretesnek. Egyrészt figyelembe veheti azt, hogy a vizsgált folyamat paraméterei is megváltozhatnak, többek között az intézményi változások miatt, hiszen autoregresszív folyamatok sorozatáról van szó. Másrészt, vizsgálatuk arra az eredményre vezethet, hogy változó intézményi struktúra mellett az idősor paramétereinek legjobb becslési módszerét nem az állandó intézményi struktúrának megfelelő módszer egyszerű módosítása jelenti, hanem egy gyökeresen új becslési eljárás. Ezeknek a kimunkálása további kutatások tárgya lehet.

Hivatkozások

- Blanchard, O. (2004): *The Economic Future of Europe*. Journal of Economic Perspectives, Vol. 18. No. 4. 3–26.
- Blanchard, O. (2006): *European Unemployment: the Evolution of Facts and Ideas*. Economic Policy, január, 5–59.
- Blanchard, O. – Summers, L. H. (1986): *Hysteresis and the European Unemployment Problem*. NBER Working Paper No. 1950. National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.
- Blanchard, O. – Wolfers, J. (2000): *The Role of Shocks and Institutions in the Rise of European Unemployment: The Aggregate Evidence*. Economic Journal, Vol. 110, No. 462. (Conference Papers) C1–C33.
- Bodnár Katalin (2002): *Phillips-görbe-modellek az újklasszikus és az újkeynesi modellekben*. Competitio 1. évf., 1. sz., 55–72.
- Botero, J. C. – Djankov, S. – La Porta, R. – Lopez-de-Silanes, F. – Shleifer, A. (2004): *The Regulation of Labor*. Quarterly Journal of Economics Vol. 119. Issue 4. pp. 1339–1382.
- Camarero, M. – Carrion-i-Silvestre, J. L. – Tamarit, C. (2004): *Testing for Hysteresis in Unemployment in OECD Countries. New Evidence Using Stationary Panel Tests with Breaks*. Working Paper No. 2004/40, Centro de Estudios Andaluces, Sevilla.
- Freeman, R. B. (2007): *Labor Market Institutions around the World*. Working Paper, National Bureau of Economic Research, Cambridge, Massachusetts, USA.
- Friedman, M. (1985 [1967]): *A monetáris politika szerepe*. Megjelent: Infláció, munkanélküliség, monetarizmus. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest, 221–239.
- Gordon, R. J. (2004): *Why Was Europe Left at the Station When America's Productivity Locomotive Departed?* NBER Working Paper, No. 10661. National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.
- Hamilton, J. D. (1994): *Time Series Analysis*. Princeton: Princeton University Press.
- Henry, B. – Nixon, J. (2000): *Unemployment Dynamics in the UK*. Oxford Economic Papers, Vol. 52. Issue 1, 224–247.
- Horváth, Gergely (2006): *A munkapiaci intézmények hatása a munkanélküliségi rátára*. Közgazdasági Szemle, 52. évf., 9. sz., 744–768.
- Im, K. S. – Pesharan, M. H. – Shin, Y. (2003): *Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels*. Journal of Econometrics, Vol. 115, No. 1. 53–74.
- Kormos János. – Pap Gyula (1994): *Nearly Nonstationary Multidimensional AR(1) Process*. COMCON 4, 4th Int. Conf. On Advances in Comm. And Control (1993) Rhodes, Greece, 793–799.
- Kormos János (1990): *Hypothesis Testing for Nearly Nonstationary Autoregressive Models*. Comput. Math. Appl. 19., 75–82.
- Kőrösi Gábor (2005): *Vállalati munkahelyteremtés és -rombolás*. Közgazdasági Szemle, 52. évf., 11. sz., 825–845.
- León-Ledesma, M. A. (2002): *Unemployment Hysteresis in the US States and the EU: A Panel Approach*. Bulletin of Economic Research, Vol. 54, Issue 2., 295–103.
- León-Ledesma, M. A. – McAdam, P. (2003): *Unemployment, Hysteresis, and Transition*. ECB Working Paper No. 234. European Central Bank, Frankfurt.

- Luinquist, L. – Sargent, Th. J. (1998): *The European Unemployment Dilemma*. Journal of Political Economy, Vol. 106. No. 3., 514–550.
- Meer, T. v. d. – Pap, G. – Zuijlen, M. v. (1999): *Asymptotic Inference for Nearly Unstable AR(p) Processes*. Econometric Theory, 15., 184–217.
- Michelacci, C. – Pijoan-Mas, J. (2007): *The Effects of Labor Market Conditions on Working Time: The US-EU Experience*. CEPR Discussion Paper No. DP 6314. Center for Economic Policy Research, London.
- Mikhail, O. – Eberwein, C. J. – Handa, J. (2003): *The Measurement of Persistence and Hysteresis in Aggregate Unemployment*. Working Paper, University of Central Florida, Department of Economics. Orlando, Florida.
- Nelson, Ch. R. – Plosser, Ch. I. (1982): *Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series. Some Evidence and Implications*. Journal of Monetary Economics, Vol. 10, 139–162.
- Nickell, S. (1997): *Unemployment and Labor Market Rigidities: Europe versus North America*. Journal of Economic Perspectives, Vol. 11, No. 3., 5–74.
- Pap, G. – Zuijlen, M. V. (1996): *Asymptotic Inference for Nearly Unstable Multidimensional AR Processes*. Theory Probab, Appl. 41., 703–710.
- Pap, G. – Zuijlen, M. V. (1999): *Asymptotic properties of nearly unstable multivariate AR Processes*. Computers Math, Appl. 37., 11–19.
- Phelps, E. S. (1968): *Money-wage Dynamics and Labor-market Equilibrium*. Journal of Political Economy, Vol. 76, No. 4., 678–711.
- Prescott, E. C. (2002): *Prosperity and Depression. Richard T. Ely Lecture*. American Economic Review, Vol. 92. No. 2., 1–15.
- Prescott, E. C. (2004): *Why Do Americans Work So Much More Than Europeans?* Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review, Vol. 28, No. 1., július, 2–13.
- Romer, D. (2001): *Advanced Macroeconomics*. Second Edition. McGraw Hill New York.
- Sapir, A. (2005): *Globalization and the Reform of European Social Models*. Background document for the presentation at ECOFIN Informal Meeting in Manchester, szeptember 9.
- World Bank (2008): *Doing Business 2008*. Comparing Regulation in 178 economies. World Bank, Washington, D.C.