

KÓNYA ISTVÁN

Növekedés és felzárkózás Magyarországon, 1995–2009

A tanulmány célja az, hogy a magyar makrogazdaság elmúlt 15 évének legfőbb makroflowamatait értelmezze a neoklasszikus növekedési modell sztochasztikus változata segítségével. A módszertan a *Chari–Kehoe–McGrattan* [2007] által bevezetett gazdaságciklus-számbevételei (*business cycle accounting*) eljárás adaptálása egy növekvő/felzárkózó gazdaságra. A magyar adatok elemzése számos problémát vet fel e modell megközelítése kapcsán, ezért hozzájuk képest más, robusztusabb empirikus megközelítést használunk. Az eredmények azt mutatják, hogy a magyar gazdaságban mind a beruházási, mind a munkapiaci döntéseket erős torzítások érték az elmúlt 15 évben. Míg a munkapiaci torzítás mértéke a mintaidőszak elején és végén volt magas, addig a tőkepiaci torzítás az időszak vége felé vált jelentőssé.

Journal of Economics Literature (JEL) kód: E01, E27, O47.

A tanulmány a magyar makrogazdaság elmúlt 15 évének legfőbb makroökonómiai folyamatait vizsgálja a neoklasszikus növekedési modell sztochasztikus változata segítségével. Az eszköztár lehetőséget ad arra, hogy azonosítsuk a főbb döntéseket mozgató/torzító tényezőket, és megvizsgáljuk azok parciális hatását. A módszertan a *Chari–Kehoe–McGrattan* [2007] (a továbbiakban: CKM) által bevezetett gazdaságciklus-számbevételei (*business cycle accounting, BCA*) adaptálása egy növekvő/felzárkózó gazdaságra. A magyar adatok elemzése számos problémát vet fel, ezért CKM-módszerhez képest más, robusztusabb empirikus megközelítést használunk. A módosított módszertan alkalmas arra, hogy az adatok közvetlenebb felhasználásával kapjuk meg a kulcsdöntéseket befolyásoló ékeket (*wedge*).

A CKM-módszer lényege az, hogy fontos makrováltozók (GDP, fogyasztás, beruházás és foglalkoztatás) időbeli alakulását a neoklasszikus növekedési modell segítségével magyarázzuk. A modell – adott kezdeti feltételek és megfelelően kalibrált paraméterértékek mellett – becslést ad e négy makrováltozó pályájára. Ezek jellemzően eltérnek az adatokban megfigyelt folyamatoktól. *Chari–Kehoe–McGrattan* [2007] az eltérést a modell egyensúlyi egyenleteiben megjelenő torzításokra vezeti vissza, amelyeket ékeknek nevez. A fenti négy makrováltozó esetében négy ék teremt meg az adatok és a modell közötti teljes megfeleltetést. Az ékek kiszámolásával, illetve parciális hatásuk modellszimulációkon keresztül bemutatásával arra a kérdésre keresünk választ, hogy a gazdaság torzulásait elsődlegesen mely piacok működésében kell keresnünk.

Chari–Kehoe–McGrattan [2007] a gazdasági ciklusok vizsgálatára használja a módszert, ezért az ékeknek csak a változását identifikálja az Egyesült Államok HP-szűrt adatainak segítségével. Ezzel szemben ebben a tanulmányban az a cél, hogy a magyar gazdaság

felzárkózó pályáját elemezzük 1996 és 2009 között, ezért az ékeket szüretlen adatokból számoljuk ki. Ezáltal nemcsak azok változását, hanem abszolút szintjét is megkapjuk, így vizsgálni tudjuk. A szintek értelmezéséhez Magyarország mellett más régiós országokra (Csehország és Lengyelország) is kiszámoltuk az ékeket. A munkapiaci és a tőkepiaci ékek parciális hatását is bemutatjuk modellszimuláció segítségével.

Az ékek kiszámítását nehezíti, hogy a beruházási döntés előretekintő, és várakozásokat is tartalmaz. A CKM-módszer racionális várakozásokat feltételez, valamint erős megkötéssel él az ékek sztochasztikus viselkedéséről. Ezek segítségével a modell konzisztens módon képes kiszámolni a tőkepiacot torzító éket. Egyrészt a magyar idősor rövidege miatt, másrészt azért, hogy az ékek identifikálásához minél kevesebb feltevéssel kelljen élnünk azok nem megfigyelt tulajdonságairól, egy másik megközelítést választunk. Az OECD éves előrejelzéseit használjuk a nem megfigyelt várakozásokat számszerűsítésére. A módszer nagy előnye, hogy mindegyik ék egy egyenletből, modellszimuláció nélkül számolható.

A tanulmány további részeiben ismertetjük a modell háttérében meghúzódó összefüggéseket: a főbb makrováltozók magyarországi alakulását és a kapcsolódó irodalmat. Ezután bemutatjuk az elemzés elméleti keretét, különös tekintettel az általunk bevezetett módszertani változtatásokra. Végül ismertetjük az empirikus eredményeket és modellszimulációkat.

A modell háttérjellemezői

A magyar makrogazdaság, 1995–2010

Röviden bemutatjuk a magyar makrogazdaság néhány fontos idősorának alakulását 1995–2010 között. Az ékek identifikálásához ezeket az idősorokat használjuk, érdemes tehát szemügyre venni őket.

Az 1. ábra a magyar GDP, beruházás, fogyasztás és teljes munkaórák változását mutatja 1996–2009 között. A GDP-, a fogyasztási és beruházási adatok a Penn World Table 7.0 verziójából származnak, a heti teljes munkaórák száma pedig az OECD.Stat Extracts weboldalról.¹ Az adatok részletes leírása és forrása a *Függelékben* található.

Az ábrán jól azonosítható az 1990-es évek végének gyorsulása, majd a 2000-es évek közepének lassulása. Kivétel ez alól a GDP, amely meglepően sima 2007-ig; a többi változó azonban már jóval előbb jelzi a lassulást. A foglalkoztatottság erőteljes növekedése 2004-re megáll, a stagnálást 2008–2009-ben a foglalkoztatottság erőteljesen csökkenése követi.

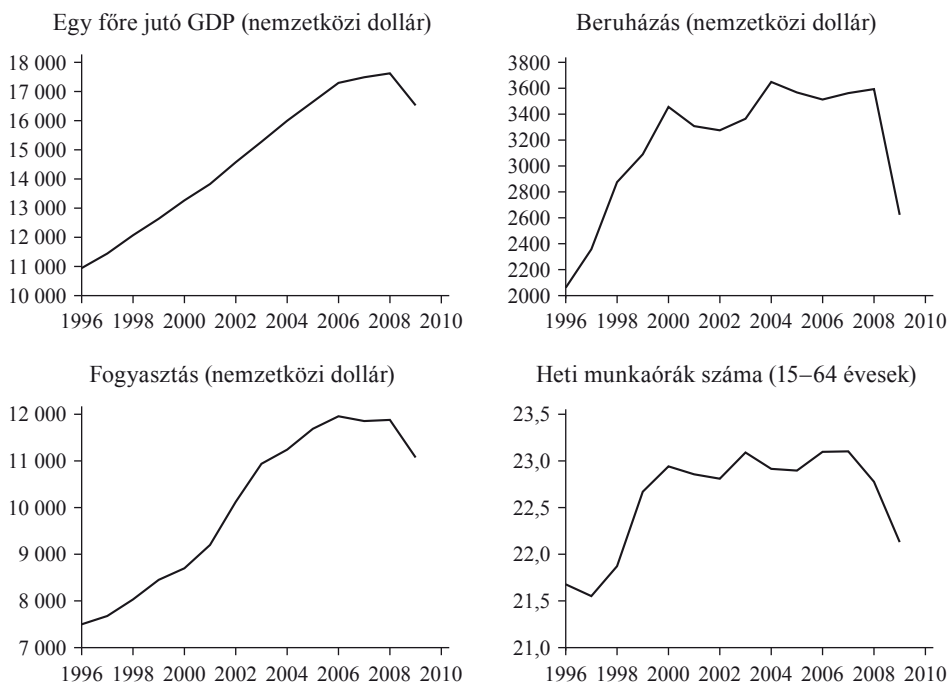
A fogyasztás az 1990-es évek második felének mérsékelt növekedése után a 2000-es évek elején gyorsuló ütemben nő, majd 2005 után stagnál, illetve a válság hatására erősen visszaesik. A beruházás alakulásánál jól megfigyelhető, hogy a 2006-ban kezdődő költségvetési kiigazítás egyértelműen a beruházás visszaeséséhez vezetett. Míg a GDP lassulása és a foglalkoztatás stagnálása fokozatosabban következett be, a beruházásnál 2006 a vízvonal. A globális válság további visszaeséshez vezetett, de ez illeszkedik a 2006-os folyamathoz. Mivel Magyarország felzárkózó gazdaság, a beruházás csökkenése különösen aggasztó, és a csökkenés megértése rendkívül fontos. Az ékek számítása ehhez a megértéshez is támpontot nyújthat majd.

A négy idősor alakulása alapján nyilvánvaló, hogy a magyar gazdaságot az 1990-es évek második felének élénkülése, majd a 2000-es évek lassulása, végül 2006 után éveken át tartó válság jellemezte. Kulcskérdés, hogyan alakultak a fő gazdasági döntéseket befolyásoló torzulások, melyek mutattak javulót, illetve romló tendenciát. A következőkben ezt a kérdést vizsgáljuk részletesebben.

¹ <http://stats.oecd.org/>.

1. ábra

A magyar makrogazdaság főbb változói, 1996–2009



Szakirodalmi háttér

A tanulmány a *Chari–Kehoe–McGrattan* [2007] által ismertetett BCA-metodológiát adaptálja magyarországi adatokra és gazdasági ciklusok vizsgálata helyett a növekedési pálya elemzésére. A módszertanra számos más tanulmány épült az elmúlt években. *Otsu* [2010] az ázsiai válságot veszi szemügyre, *Cavalcanti* [2007] a portugál gazdaságot vizsgálja, míg *Kersting* [2008] az 1980-as évek elejének brit gazdaságát elemzi. *Otsu* [2010] kis nyitott gazdaságot feltételez, ennek megfelelően módosítva a BCA-módszertant. Az országválasztás mellett megközelítésünk fő újdonsága *Otsu* [2010] és *Cavalcanti* [2007] elemzéséhez képest a tőkepiaci ék identifikálása. Módszerünk nem igényli a modell teljes megoldását, és minimális feltevéssel él a nem megfigyelt ékek sztochasztikus tulajdonságaira vonatkozóan.

Kobayashi–Inaba [2006] az itt bemutatottakhoz hasonlóan a modell megoldása nélkül számolja ki a tőkepiaci éket. Ehhez azonban a szerzőpáros azt feltételezi, hogy a gazdasági szereplők determinisztikus keretek között teljes előrelátással rendelkeznek. E feltevés teljesülése – különösen egy olyan gyorsan változó környezetben, mint a magyar – valószínűtlen. Ezért sztochasztikus környezetet feltételezünk, de olyan pótlólagos adatokat is használunk, amelyek lehetővé teszik az intertemporális ék egyszerű számolását. *Jones–Sahu* [2009] modellje is determinisztikus, de figyelembe veszi az általuk vizsgált India gazdaságának átmeneti jellegét, és megengedi bizonyos paraméterek időbeli változását.

A BCA-módszertan, bár elsősorban empirikus megközelítés, nem teljesen független a modellfeltevésektől. *Baurle–Burren* [2011] azt vizsgálja, hogy a CKM-modellben használt feltevés, amely szerint a nem megfigyelt ékek dinamikája vektor-autoregresszív (VAR) folyamatot követ, mennyiben konzisztens a modell által feltételezett racionális várakozásokkal. A tanulmány azt találja, hogy a feltevés meglehetősen restriktív, de lényegesen

enyhíthető, ha a VAR specifikációban az endogén állapotváltozókat is figyelembe vesszük. *Cúrdia–Reis* [2010] közelmúltbeli tanulmányában az egymással korreláló sokkok becslését fejleszti tovább. A CKM-modellben maximum likelihood módszer szolgál az ékek folyamatának becslésére, míg *Cúrdia–Reis* [2010] egy általánosabb dinamikus, sztochasztikus, általános egyensúlyi (DSGE) modellben bayesi becslési eljárást javasol. A módszer ígéretesen ötvözheti a BCA- és DSGE-modellek becsléseinek előnyeit.

Christiano–Davis [2006] súlyosabb kritikát fogalmaz meg a BCA-megközelítéssel kapcsolatban. A kritika éle elsősorban nem a módszertan, hanem a kapott eredmények *Chari–Kehoe–McGrattan* [2007] általi értelmezése ellen irányul. A szerzőhármas azt a következtetést vonja le, hogy az intertemporális ék önmagában kevésbé járult hozzá a világgazdasági válság és az 1982-es egyesült államokbeli recesszió magyarázatához. A becsült ékek közül csak egyet hagynak a CKM-modellben, és az így kapott szimulációt összehasonlítják a tényekkel. *Christiano–Davis* [2006] arra a két problémára hívta fel a figyelmet, hogy 1. az intertemporális ék számolásának módja erősen befolyásolja a kapott idősor viselkedését, illetve 2. az ékek szerepének vizsgálatakor figyelembe kell venni a közöttük lévő korrelációt. Ha ezeket figyelembe vesszük, akkor CKM következtetése nem robusztus.

Christiano–Davis [2006] kritikája alapján a módszertant elsősorban adatelemzési eszközként kezeljük. Olyan empirikus módszert használunk, amellyel az ékek közvetlenül számolhatók, és ezért kevésbé érzékenyek a modell bizonytalanságára. Természetesen az eredményeket továbbra is befolyásolják a feltételezett függvényformák és a kalibrálás, de ezek – a nem megfigyelt folyamatokkal ellentétben – transzparens módon választhatók, illetve tesztelhetők. Bár az ékek parciális hatásának szimulálása itt is érdekes eredményekhez vezet, ezek értelmezését óvatosan kell végeznünk, különös tekintettel a gazdaságpolitikai következtetésekre.

Magyarország és a régió esetében tudomásunk szerint a BCA-módszert még nem alkalmazták. *Bah–Brada* [2009] szektorális szinten számolja ki a hatékonysági – teljes tényezőtermelékenység – éket (*total factor productivity, TFP*), míg *Burda–Severgnini* [2009] a TFP-mérés problémáira hívja fel a figyelmet felzárkózó országok esetében. A szerzők a tőkeállomány becslésének nehézségeit hangsúlyozzák, és alternatív TFP-becslési módszert javasolnak. Mivel Magyarország esetében a becsléseik meglehetősen hasonlóak, illetve a két javasolt módszer sem ad azonos eredményt, a hagyományos módon számoljuk a teljes tényezőtermelékenységek mérőszámát, a Solow-reziduumot.

Az elméleti keret

Az elemzéshez felhasznált modell az egyszektoros, neoklasszikus növekedési modell sztochasztikus változata, fő jellemzői az exogén termelékenységnövekedés, tőkefelhalmozás, valamint az endogén munkakínálat. A modell elszámolási szempontból nyitott gazdaságot feltételez, de az egyszerűség kedvéért a nettó export exogén változó. Ennek fő oka az, hogy a fizetési mérleg intertemporális modellezése számos nehézséget vet fel. Az ebből fakadó modellbizonytalanságot szembeállítva az endogenizálás előnyeivel, első lépésként a kvázizárt gazdaságot feltételező megközelítést választottuk.

A növekedési alapmodell

A következőkben ismertetjük a számításunk alapjául szolgáló növekedési modellt.

HÁZTARTÁSOK. A reprezentatív háztartás jövedelmét fogyasztás és tőkeberuházás között osztja meg, jövedelme pedig az endogén munkakínálatból és a meglévő tőkeállomány bérleti

díjából származik. A reprezentatív vállalat a versenyzői tényezőpiacon tőkét és munkát bérel, és homogén – fogyasztásra és beruházásra egyaránt alkalmas – végterméket állít elő.

A reprezentatív háztartás alapvető optimalizálási problémája a következő:

$$\max \mathbb{E}_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t N_t \left(\log \frac{C_t}{N_t} + \chi \frac{h_t^{1+\eta}}{1+\eta} \right)$$

$$C_t + I_t + (1 + \tau_t^k) K_{t+1} + \frac{B_{t+1}}{(1 + \tau_t^b) P_t R_t} = (1 - \tau_t^h) w_t N_t h_t + (1 - \delta + r_t^k) K_t + \frac{B_t}{P_t} + T_t$$

$$I_t = K_{t+1} - (1 - \delta) K_t,$$

ahol N_t a népesség (illetve a reprezentatív háztartás) mérete, C_t/N_t az egy főre jutó fogyasztás, h_t a háztartás egy főre jutó munkaóra-kínálata, K_t pedig a tőkeállomány. A háztartás hitelt vehet fel, illetve kölcsönözhet az R_t bruttó nominális kamattal. A B_t jelöli az előző időszakra áthozott megtakarítás (kötvények) mennyiségét, a P_t pedig az árszínvonalat. A népesség növekedési tényezője, $n = N_{t+1}/N_t$, állandó. Feltesszük, hogy a kormányzat egyösszegű T_t adóval finanszírozza kiadásait (G_t).

A CKM-hez hasonlóan az ékeket adó jellegű torzításként vezetjük be a modellbe: τ^h a munkapiaci ék, τ^k a tőkepiaci ék, τ^b pedig a hitelezési ék. A probléma elsőrendű feltételeiben látható, hogy az ékek munkakínálati, beruházási és hitelfelvételi döntések torzításait ragadják meg a következőképpen:

$$\chi h_t^\eta C_t = (1 - \tau_t^h) w_t N_t$$

$$\frac{(1 + \tau_t^k) N_t}{C_t} = \beta \mathbb{E}_t (r_{t+1}^k + 1 - \delta) \frac{N_{t+1}}{C_{t+1}}$$

$$\frac{N_t}{P_t C_t} = (1 + \tau_t^b) \beta n R_t \mathbb{E}_t \frac{N_{t+1}}{P_{t+1} C_{t+1}}.$$

Az első egyenlet a munkakínálatot leíró intratemporális feltétel, a második a tőkeberuházás intertemporális feltétele, a harmadik pedig a megtakarítás/hitelfelvétel intertemporális egyenlete.

VÁLLALATOK. A reprezentatív vállalat tőke és munka felhasználásával termel, Cobb–Douglas-féle eljárással:

$$Y_t = A_t K_t^\alpha (X_t N_t h_t)^{1-\alpha}.$$

Az egyenletben A_t a termelés hatékonyságának mértéke (a hatékonysági ék), X_t pedig egy determinisztikus, munkakibővítő, exogén, termelékenységnövekedési folyamat. Feltételezzük, hogy X_t növekedési tényezője konstans:

$$X_t = X_0 \gamma^t.$$

A vállalat tökéletesen versenyző mind a tényező-, mind az árupiacokon. Ennek megfelelően az elsőrendű feltételek kifejezik a tényezőárak és a határtermékek kiegyenlítését:

$$w_t = (1 - \alpha) A_t X_t^{1-\alpha} \left(\frac{K_t}{N_t h_t} \right)^\alpha$$

$$r_t^k = \alpha A_t X_t^{1-\alpha} \left(\frac{K_t}{N_t h_t} \right)^{\alpha-1}.$$

EGYENSÚLYI EGYENLETEK. A modell megoldása jól ismert, ezért csak röviden ismertetjük. Vezessük be a trendváltozók helyére a következő közvetlenül megfigyelhető változókat: $c_t = C/X_t N_t$, $y_t = Y/X_t N_t$, $k_t = K/X_t N_t$, $i_t = I/X_t N_t$. A háztartások és vállalatok elsődrendű feltételei, valamint a részpiacok egyensúlyi egyenletei a megfigyelhető változókkal felírva a következők lesznek:

$$y_t = A_t k_t^\alpha h_t^{1-\alpha} \quad (1)$$

$$ngk_{t+1} = (1-\delta)k_t + i_t \quad (2)$$

$$\chi h_t^{1+\eta} = (1-\tau_t^h) \frac{1-\alpha}{c_t / y_t} \quad (3)$$

$$1 + \tau_t^k = \frac{\beta}{\gamma} \mathbb{E}_t \left(1 - \delta + \frac{\alpha y_{t+1}}{k_{t+1}} \right) \frac{c_t}{c_{t+1}} \quad (4)$$

$$1 = \frac{\beta}{\gamma} (1 + \tau_t^b) R_t \mathbb{E}_t \frac{c_t}{c_{t+1}} \frac{P_t}{P_{t+1}} \quad (5)$$

$$y_t = c_t + i_t + g_t. \quad (6)$$

A $g_t \equiv (G_t + \Xi_t)/X_t N_t$ változó a kormányzati fogyasztás és a nettó export (Ξ_t) összege; mindkettő exogén folyamatot követ. A GDP-ék g_t egyedüli szerepe a GDP-azonosság zárása a modell és az adatok között.

Az egyensúlyi feltételek felhasználásával kifejezhetjük az ékek egy részét közvetlenül megfigyelhető változók segítségével. A hatékonysági, munkapiaci és a GDP-ékek a következőképpen számolhatók ki:

$$A_t = \frac{y_t}{k_t^\alpha h_t^{1-\alpha}} \quad (7)$$

$$\frac{1}{1-\tau_t^h} = \frac{1-\alpha}{\chi h_t^{1+\eta} c_t / y_t} \quad (8)$$

$$g_t = y_t - c_t - i_t. \quad (9)$$

A két intertemporális ék nem származtatható ilyen egyszerű módon, ezért rájuk a későbbiekben térünk ki részletesebben.

Érdemes hangsúlyozni, hogy a különböző ékek nem feltétlenül piaci torzulások következményei. A hatékonysági ék (A_t) tartalmaz sztochasztikus termelékenységi sokkokat, amelyeket a gazdasági ciklusok reálmódelje (*real business cycle, RBC*) szerinti megközelítés hangsúlyoz, illetve – mint látni fogjuk – felzárkózásból adódó termelékenységnövekedést. Ugyanakkor A_t változhat akkor is, ha például a vállalatok profitabilitása ingadozik. A számításunk alapjául szolgáló növekedési modellben ez a profit – definíció szerint – nulla, de az adatokban ez nem feltétlenül van így. A tőke (és a munka) kapacitáskihasználtságának ingadozását szintén a hatékonysági ék tartalmazza.

Hasonló módon a munkapiaci ék is tartalmazhat torzulásokat és exogén sokkok hatásait. Ha a munkakínálat eltolódik – akár demográfiai, akár más okok miatt –, a munkapiaci ék változik. A munkát terhelő adók is ebben az ékben jelennek meg.

Exogén folyamatok és mérési problémák

A VÁRAKOZÁSOK KEZELÉSE. A hatékonysági, a munkapiaci és a GDP-ék könnyen kiszámítható azokból az egyenletekből, amelyekkel definiáltuk őket. A három egyenlet [(7), (8) és (9)] mindegyike statikus, és – a paraméterek megfelelő kalibrálása után – az

ékek kifejezhetők a megfigyelt változók segítségével. A számolás részleteit a későbbiekben mutatjuk be.

A tőkepiaci és hitelezési ék empirikus azonosítása azonban bonyolultabb. Ennek oka az, hogy az (4) és (5) egyenletek előretekintők. A várakozások azonban függenek az endogén változókat végső soron meghatározó exogén sokkok és folyamatok sztochasztikus tulajdonságaitól, az ékek pedig ezeknek ismeretlen függvényei. *Chari–Kehoe–McGrattan* [2007] a tőkepiaci ék meghatározásához feltételezi, hogy: 1. a négy ék és az ismeretlen sokkok között egy-egy értelmű megfeleltetés van, 2. az ékek elsőrendű VAR (vektor-autoregresszív) folyamatot követnek. Az ékek sztochasztikus tulajdonságainak ezen erős megkötésével a modell megoldható standard eszközökkel, mivel a VAR(1) folyamat is rekurzív. A szerzőhármas az Egyesült Államok adatain becüli a VAR paramétereket, teljes információ maximum likelihood (*full information maximum likelihood, FILM*) módszerrel.

A CKM-féle módszer alkalmazhatósága Magyarországon erősen kétséges. Az idősorok rövidege miatt a maximum likelihood rendkívül megbízhatatlan, illetve jó eséllyel nem is ad megoldást. A rövidegen túl arra is jó okunk van, hogy az ékek, illetve a modellt vezérlő sokkok folyamataiban strukturális töréseket sejtünk. Tanulmányunk egyik fontos célja, hogy az ékek nemcsak a gazdasági ciklusok alatti ingadozását, hanem abszolút szintjét is megmérjük. Ez pedig tovább nehezíti a megfelelő, a modellel konzisztens, véletlen folyamatok *ex ante* megválasztását.

Mindezen nehézségek miatt ebben a vizsgálatban a CKM-féle módszertől eltérő eljárást alkalmazunk. Bár az intertemporális egyenletekben található várakozások közvetlenül nem megfigyelhetők, azt feltételezzük, hogy a publikus előrejelzések jó közelítésüket adják. Magyarország esetében több előrejelzés idősora is létezik. A nemzetközi összehasonlíthatóság, valamint az idősorok hossza miatt az OECD Economic Outlook éves előrejelzéseit használjuk, 1996–2009 között. Az adatok forrását a *Függelék* tartalmazza.

AZ INTERTEMPORÁLIS ÉKEK. Vegyük észre a (4) és az (5) egyenlet alapján, hogy a hitelezési ék mértéke önmagában nem befolyásolja a reálváltozók – GDP, fogyasztás, beruházás és foglalkoztatás – alakulását. Ennek oka az, hogy a tőkepiaci ék már tartalmazza az összes torzítást, így a hitelezési éket is, amely a háztartások jövedelmének beruházás és fogyasztás közötti megosztására vonatkozó döntését befolyásolja.

Ugyanakkor a hitelezési ék segítségével felbonthatjuk a tőkepiaci éket, és további betekintést nyerhetünk a háztartások intertemporális döntésének meghatározóiról. Ehhez a felbontáshoz, illetve az ékek méréséhez az intertemporális egyenletek loglineáris közelítését alkalmazzuk:²

$$\begin{aligned}\tau_t^k &= \log\left(\frac{\beta}{\gamma}\right) + \mathbb{E}_t \log\left(1 - \delta + \frac{\alpha y_{t+1}}{k_{t+1}}\right) + \mathbb{E}_t \left(\log \frac{c_t}{c_{t+1}}\right) \\ 0 &= \log\left(\frac{\beta}{\gamma}\right) + \tau_t^b + \mathbb{E}_t \left(\log \frac{c_t}{c_{t+1}}\right) + \mathbb{E}_t \rho_{t+1},\end{aligned}$$

ahol $\rho_{t+1} = R/\pi_{t+1}$ a reálkamatláb, π_t pedig az infláció.

A két egyenlet összevonásával kiesik a fogyasztás várható növekedési üteme, és a következő feltételhez jutunk:

$$\tau_t^k + \tau_t^b = \mathbb{E}_t \log\left(1 - \delta + \frac{\alpha y_{t+1}}{k_{t+1}}\right) - \mathbb{E}_t \rho_{t+1}.$$

Definiáljuk a $\tau_t^i = \tau_t^k + \tau_t^b$ változót, amelyet beruházási éknek nevezünk. Látható tehát, hogy a tőkepiaci ék felírható a beruházási ék és a hitelezési ék kombinációjaként.

² Az egyenletekben felhasználjuk az $x \simeq \log(1+x)$ közelítést, ahol x az ékek (várhatóan nullához közeli) szintjét jelöli.

A beruházási ék a tőkeberuházás és a kockázatmentes befektetés arbitrázsfeltételének hibája, míg a hitelezési ék a fogyasztás és megtakarítás/hitelfelvétel közötti hibát méri. Ily módon elkülöníthető, hogy a tőkepiaci elégtelenségek forrása a hitelpiac fogyasztást vagy beruházást finanszírozó oldala. Magyarország esetében, mint később látni fogjuk, ez a felbontás különösen érdekes eredményekhez vezet. Ezért az eredmények bemutatásakor nemcsak a tőkepiaci éket, hanem az itt leírt felbontást is ismertetjük.

Empirikus elemzés

Ebben a fejezetben a leírt módszer gyakorlati alkalmazását, illetve a kapott eredményeket mutatjuk be. Ismertetjük a felhasznált adatsorokat, majd az egyes ékek számítását, illetve az ott esetlegesen felmerülő empirikus problémákat és azok kezelését.

Adatok

A felhasznált adatok forrásai a Penn World Table 7.0 (PWT), az OECD statisztikai gyűjteményei, illetve az Eurostat kamattisztikái. A Penn World Table tartalmazza a változatlan áras, nemzetközi dollárban (azaz a dollár vásárlóerő-paritásán) mért egy főre jutó GDP-t (*RGDPL*), az ezen alapuló fogyasztási (*KC*) és beruházási hányadot (*KI*), a teljes népességet (*POP*). A nemzetközi áron számolt változók előnye, hogy ily módon 1. az eredményeket országok között összehasonlítható mértékegységben kapjuk meg, és 2. figyelembe vesszük a relatív árak országok közötti különbségeit.

A foglalkoztatottság szintjét OECD-adatok alapján számoljuk. A modellben munkaórák szerepelnek, ezért az adatokban is átlagos munkaórákkal számolunk. Ennek előállításához a 15–64 éves népesség foglalkoztatottsági hányadát szorozzuk a heti átlagos munkaóra számával, majd osztjuk a heti maximálisan rendelkezésre álló idővel (7×16 óra). Ily módon 0 és 1 közötti értéket kapunk.

Az éves nominális kamatszintje az Eurostat honlapjáról³ származik, és az évesített három hónapos pénzpiaci (*money market*) kamatláb átlagos értéke. A várt reálkamat, a GDP, valamint a fogyasztás pedig a már említett OECD-előrejelzések (Economic Outlook) decemberi kiadványaiból származnak. Az elemzéshez minden évben az egy évre előre jelzett változókat használjuk, tehát például $E_{2000}Y_{2001}$ a 2000. decemberi kiadvány egyéves, 2001-re vonatkozó előrejelzését jelenti.

Bár OECD-előrejelzés júniusban is készül, a decemberi kiadvány használatának két előnye van. Egyrészt a tárgyévi adatok már elég nagy pontossággal ismertek (*nowcast*), ami megfelel a modell információs feltevésének. Másrészt az első kiadvány, amelyben magyar és régiós részletes előrejelzés található, 1996 decemberében jelent meg. Ez lehetővé teszi, hogy vizsgálatban már 1996-ot is figyelembe vegyünk.

Az egyes változók részletes bemutatását a *Függelék* tartalmazza.

A paraméterek kalibrálása

A modell paraméterei többnyire könnyen kalibrálhatók. A diszkonttényező értéke $\beta = 0,96$, ami éves szinten 4 százalékos reálkamatlábát jelent. A munkaképes korú lakosság létszámának adatsorára exponenciális trendet illesztettünk, ami $n = 0,999$ -et eredményez.

³ <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/eurostat/home/>.

A tőkejövedelem súlyát a szakirodalom alapján $\alpha = 0,33$ -nak vesszük, ami tartalmazza a vegyes jövedelem felosztását tőke- és munkajövedelem között (Gollin [2002]). Bár a tőkejövedelem súlya országok között némileg eltérhet, az országok közötti összehasonlításnál közös α -t feltételezünk, Caselli [2005] alapján. A nyugalmi állapotban mért leértékelődési ütem $\delta = 0,06$, ami konzisztens más tanulmányok értékeivel (Caselli [2005]).

A munkakínálat rugalmasságának inverze $\eta = 2$. Ez a paraméter nehezen kalibrálható, a mikro- és makroirodalom eltérő értéket használ. Mi a makroirodalommal konzisztens, de nem túl magas értéket választottunk. Szerencsére a paraméter a munkapiaci ékhez kapcsolódó következtetéseket általában nem befolyásolja.

A másik munkapiaci paraméter χ értéke a nyugalmi állapotban várt munkakínálattal hozható összefüggésbe:

$$\chi = \frac{1 - \alpha}{\bar{h}^{1+\eta} \bar{C} / \bar{Y}}.$$

A hosszú távú munkakínálat értékét úgy választjuk meg, hogy az aktivitási ráta, a ledolgozott munkaórák száma és a fogyasztási hányad esetében az Egyesült Államok átlagos értékeit vesszük a hosszú távú, torzításmentes egyensúlynak. Ez alapján $\bar{h} = 0,2575$, és $\chi = 52$.

A termelékenységnövekedés paraméterének (γ) választásakor azt feltételezzük, hogy az megegyezik minden országban, és értéke a CKM által választott $\gamma = 1,016$. Mivel ez a munkakiterjesztő termelékenységnövekedés tényezője, az ebből származtatott teljes tényezőtermelékenység növekedési üteme 1 százalék. A feltevés azt is jelenti, hogy a teljes tényezőtermelékenységnek a mintaidőszakra jellemző ettől eltérő növekedése a hatékonysági ékben jelenik meg.

A hatékonysági ék számítása

A hatékonysági éket a Solow-reziduumból számoljuk, a (7) egyenlet alapján. Mivel az egyenlet statikus, a transzformált változók helyett használhatjuk az eredeti változókat; ekkor viszont a Solow-reziduum a hatékonysági ék A_t , és a termelékenységnövekedés X_t kombinációja. A Solow reziduumból a hatékonysági éket a következőképpen kapjuk meg.

Először eltávolítjuk a feltételezett trendnövekedést, tehát

$$A_t = \frac{SR_t}{\gamma^{(1-\alpha)t}}.$$

Másodszor, a kapott értékeket normalizáljuk az Egyesült Államokra számolt hatékonysági ék időszaki átlagával. A hatékonysági ék szintje tehát könnyen értelmezhető a világ termelékenységi határához (Egyesült Államokhoz) képest.

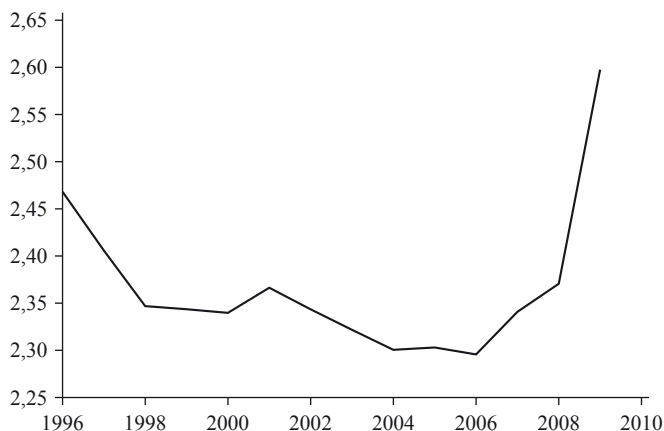
TŐKEÁLLOMÁNY. Közvetlen, megbízható megfigyelés hiányában a beruházási idősort és a tőkeakkumulációs egyenletet (*perpetual inventory method, PIM*) használjuk:

$$K_{t+1} = (1 - \delta)K_t + I_t.$$

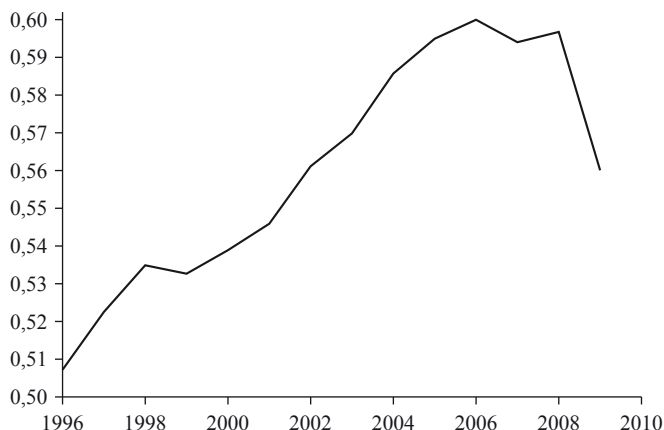
A módszerhez szükséges a kezdeti tőkeállomány, amely nem áll rendelkezésre. Szerencsére a PWT kellően hosszú beruházási idősort tartalmaz Magyarország esetében, 1970-től. Caselli [2005] alapján feltételezem, hogy 1970-ben a tőkeállomány szintje a hosszú távú egyensúlyi pályán volt, tehát ng ütemben nőtt. Ez alapján tehát

$$K_{1970} = \frac{I_{1970}}{ng - 1 + \delta}.$$

2. ábra
A tőke–GDP-arány



3. ábra
A hatékonysági ék (Egyesült Államok = 1)



Mivel az ékek számítását 1996–2009-re végzem el, a tőkeállomány ily módon előállított időszora a kezdeti értékre már nem érzékeny.

A kapott tőkeállományból kiszámolt tőke–GDP-arány alakulását mutatja a 2. ábra. A tőke–GDP-arány az időszak egészében a hosszú távú egyensúly körül ingadozott.⁴ Ez alapján azt mondhatjuk, hogy a magyar felzárkózást elsősorban a teljes tényezőtermelékenység növekedése vezérelte. Ez némileg ellentmond annak a vélekedésnek, hogy a rendszerváltás az akkori magyar tőkeállomány egy részét leértékelt. Bár ez a lehetőség a tőkeakkumulációs egyenletben nincs figyelembe véve, feltehetően 1996-ra már nem akkora jelentőségű probléma, hogy az alapvető következtetéseket érvénytelenítse.

⁴ Ennek értéke $\alpha / [(1 + \bar{\tau}_k) \gamma \beta - 1 + \delta] \simeq 2,6$. A bizonytalanság elsősorban abból adódik, hogy a tőkepiaci ék hosszú távú értéke nehezen becsülhető, lásd az erre vonatkozó eredményeket a tanulmány későbbi részében.

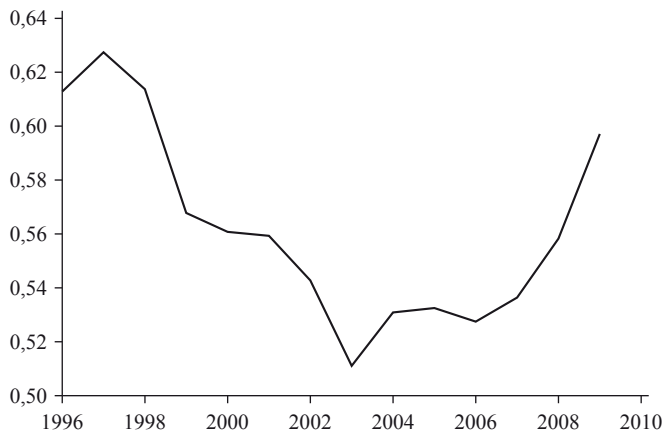
EREDMÉNYEK. A hatékonysági ék alakulását a 3. ábra mutatja. Látható, hogy míg az ék szintje 2006-ig közeledett az 1-hez (átlagos Egyesült Államok szintje), addig ez a konvergencia 2006 után megtorpant, majd 2008–2009-ben jelentősen visszafordult.

A termelékenység szintje a konvergencia ellenére – miután 10 év alatt mintegy 10 százalékpontot nöött – még 2006-ban is jelentősen elmaradt az Egyesült Államokétól. Ha az 1996–2006 közötti növekedést vesszük alapul, akkor az implikált felezési idő 24 év.⁵ Ez megfelel a hasonló ország csoportok vagy régiók esetén általában mért, GDP-re vonatkozó felzárkózási időnek.

A munkapiaci ék számítása

A munkapiaci ék egyszerűen előállítható a (8) egyenlet segítségével. A 4. ábra mutatja az ily módon kapott idősort.

4. ábra
A munkapiaci ék



Az ék szintje a vizsgált időszak egészében magas. Ennek fő oka az, hogy a kalibrált szinthez képest a magyar népesség aktivitása lényegesen alacsonyabb. Az aktivitás átlagos magyarországi szintje 0,56, az Egyesült Államok kalibrált szintjének átlaga pedig 0,75. A magyar foglalkoztatottak ledolgozott munkaórái (40,3) ugyan magasabbak az amerikai szintnél (38,6), de ez egy felzárkózó gazdaságban természetes jelenség, és következik a szabadidő normáljóság jellegéből. Összességében tehát az átlagos magyar munkaórák lényegesen elmaradnak a hosszú távú, és még inkább a rövid távú hatékony szinttől.

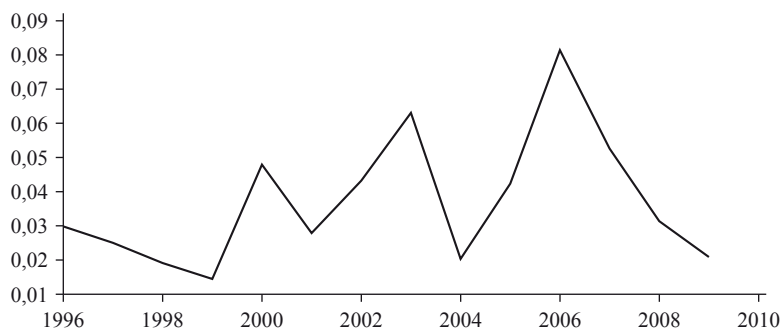
A munkapiaci ék időbeli alakulása szintén érdekes. Látható, hogy 2004-ig folyamatosan csökken, bár szintje még ekkor is magas. 2004 után azonban az ék ismét növekszik, és a világválság alatt újra a mintaidőszak kezdetén megfigyelt szinthez közelít. Ennek nemcsak az aktivitás alakulása az oka, hanem a fogyasztási hányad időszak végi csökkenése, amely hatékony munkapiaci esetén a munkakínálat növekedését vonná maga után. Érdeemes megjegyezni, hogy az ék szintjét befolyásolja a munkakínálat rugalmassága. Alacsonyabb η esetén az ék is kisebb lesz, de a dinamika és a fő következtetések nem változnak.

⁵ Az idősor logaritmusára illesztett autoregresszív folyamat együtthatója 0,972, amelyből a felezési idő $\log(0,5)/\log(0,972) = 24,33$ év.

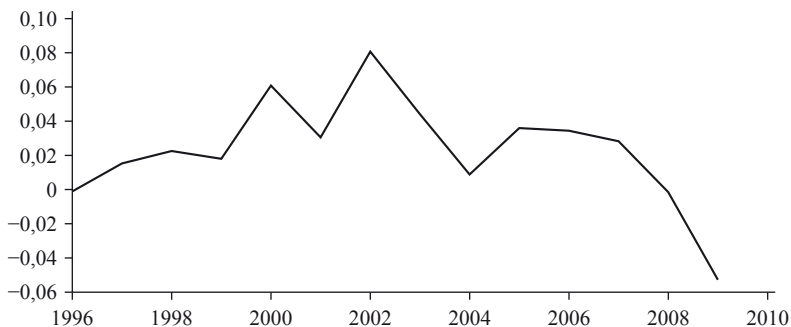
Az intertemporális ékek számítása

Az 5. ábra a három intertemporális ék idősorát mutatja. A beruházási éket megjelenítő ábrán jól látható, hogy ez az ék a mintaidőszakban végig pozitív és meglehetősen magas volt, átlagosan 3,7 százalékos. Ez azt jelenti, hogy a tőkeberuházás várható megtérülése jóval a kockázatmentes reálkamatláb felett mozgott. Bár erős ingadozásokkal, de növekvő trend figyelhető meg 2006-ig, utána viszont az ék szintje visszaesett a korábbi, körülbelül 2 százalékos szintre.

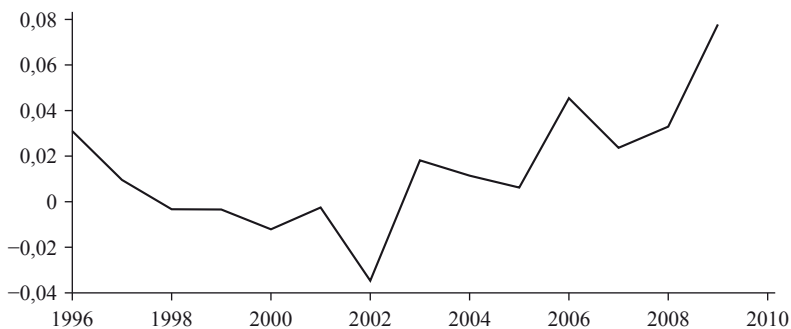
5. ábra
Intertemporális ékek
Beruházási ék



Hitelezési ék



Tőkepiaci ék



A hitelezési éket bemutató ábra szerint ez az ék szintén pozitív volt az időszak nagyobb részében, az utolsó két év kivételével, és 2002-ig tendenciájában emelkedett, majd csökkent. Különösen erős csökkenés figyelhető meg 2002 és 2004 között, ami valószínűleg a hitelkorlátok gyors oldódását jelzi.

Az ábra harmadik része a két előző ék eredőjeként előálló tőkepiaci éket mutatja. Az időszak első felében az ék folyamatosan csökkent, majd utána növekedésnek indult. Ez összhangban van azzal a makroképpel, hogy a magyar gazdaság beruházásvezérelt pályáról fokozatosan fogyasztásvezérelt pályára állt át. Érdekes, hogy ez a trend a válság idején sem tört meg, mivel 2008–2009-ben a beruházás a fogyasztásnál is gyorsabban csökkent. Fontos kérdés, hogy vajon a válságból való kilábalás mennyiben jár együtt a beruházás emelkedésével és így a tőkepiaci ék csökkenésével.

Meg kell jegyeznünk, hogy az időszak közepének viszonylag alacsony tőkepiaci éke két jelentős, de egymást kioltó, hatékonyságot kiváltó folyamat eredője. Az ék dekompozíciójából kiderül, hogy a beruházás viszonylagos hatékonysága a fogyasztásnövekedés alacsony szintjének köszönhető, ami viszont a magas hitelezési ék következménye volt. A hitelkorlátok oldódásával a fogyasztás növekvő pályára állt, amit viszont nem követett a beruházás. A beruházási ék magas szintje végig fennmaradt, jelezve, hogy a tőkeberuházás mértéke jelentősen elmaradt attól a szinttől, ami alternatív költségének (a reálkamatnak) megfelelt volna. Azt azonban, hogy beruházási ék magyarországi szintje mennyire tekinthető kimagaslónak, csak nemzetközi összehasonlításban tudjuk értelmezni, amit a következőkben fogunk megtenni.

A becslések értelmezése

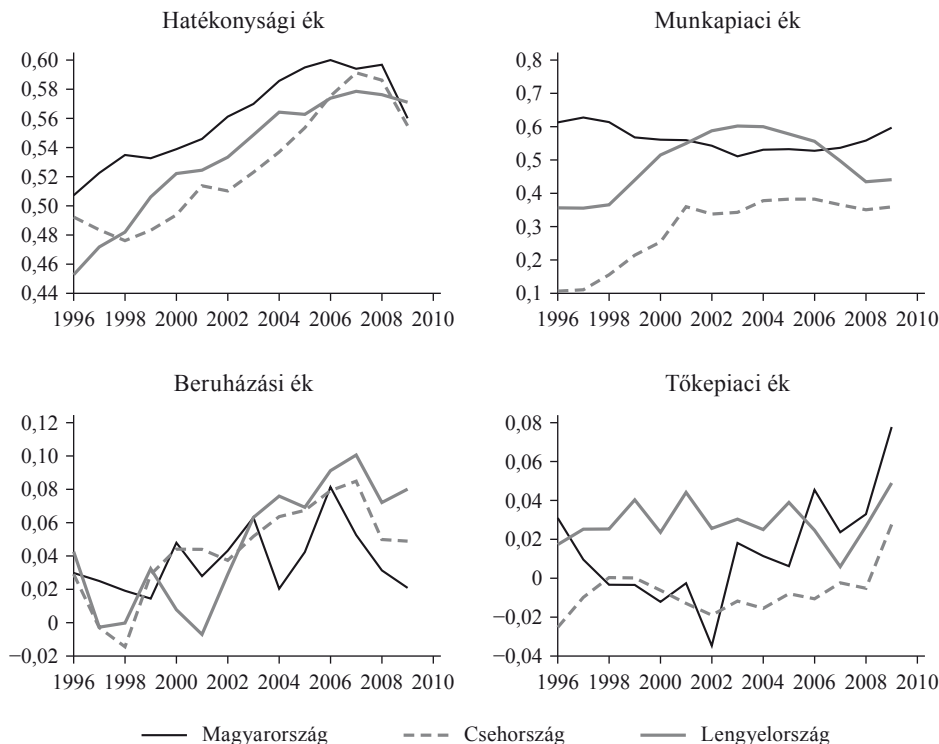
Régiós összehasonlítás

A magyarországi eredmények értelmezéséhez fontos a regionális összehasonlításuk. Ezért a hatékonysági, munkapiaci és intertemporális éveket kiszámoltuk Csehország és Lengyelország esetében is. Az adatok a magyar adatokhoz hasonlóan a PWT 7.0-ból, illetve az OECD és Eurostat weboldalairól származnak (lásd a *Függeléket*). A paraméterek többségénél a magyar esetben használt értékeket vettük, kivéve a népességnövekedést, ahol országspecifikus számokat használtunk: $n_{CZ} = 1,0037$ és $n_{PL} = 1,0046$.

A 6. ábra mutatja a kapott eredményeket. A hatékonysági ék szintje a három országban meglehetősen hasonló volt a vizsgált időszakban, ami az országok hasonló gazdasági teljesítménye alapján nem meglepő. Ugyanakkor az időszak elején a magyar termelékenység magasabb volt a cseh és lengyel termelékenységnél, ám ez az előny az időszak végére fokozatosan eltűnt. Míg Csehországban a lényegesen magasabb munkainput sokáig nem párosult hasonlóan magasabb GDP-vel, addig az alacsonyabb lengyel GDP mellé alacsonyabb munkaórákat is láttunk. Az átlagosan lassabb magyar növekedés és a lengyel gazdaság 2008–2009 alatti viselkedésének hatására mostanra a termelékenységek gyakorlatilag kiegyenlítődték.

A munkapiaci ék a leginkább eltérő a három ország között. Átlagosan a magyar torzulás a legmagasabb a vizsgált időszakban, bár az időszak közepén a lengyel ék nagyobb volt. A cseh munkapiaci jóval hatékonyabban működött, de az időszak eleji, szinte elhanyagolható torzuláshoz képest jelentős növekedést tapasztalhatunk. Az ék dinamikáját megfigyelve, azt látjuk, hogy a cseh és lengyel idősorok erősen együtt mozognak, a magyar idősor változása viszont ellenkezően alakul. A munkapiaci ék a gazdasági ciklus fontos jellemzője, ami alapján elmondható, hogy a magyar ciklus a vizsgált időszakban a régióhoz képest teljesen másként viselkedett. Végül érdemes megjegyezni, hogy 2008-ban kezdődő válság

6. ábra
Az ékek regionális alakulása



a magyar adatban látszik erősebben, míg a cseh és lengyel munkapiaci ékek nem romlottak szignifikánsan.

Az intertemporális ékek közül a beruházási és tőkepiaci ékeket mutatjuk be (a hitelezési ék ezek kombinációja). A beruházási ékek nagyjából hasonlóan viselkedtek, bár erős éves ingadozásokkal. A tőkepiaci ék esetében az időszak elején a magyar és cseh, míg az időszak második felében a cseh és lengyel idősor mutat hasonló pályát. Érdekes megfigyelni, hogy a cseh és lengyel idősorok alapvetően stabilnak mondhatók, ellentétben a magyarral. A kezdeti erős beruházási kedv, amely Csehországban szinte végig fennmaradt, elapadt, és az ék a jóval magasabb lengyelországi szintre emelkedett.

Összességében elmondhatjuk, hogy a magyar ékek szintje a régióban nem egyedülálló, de a munkapiac és a beruházás esetében a magasabbak közé tartozik. Mindkét piacon a kezdeti kedvező folyamatok visszafordultak, és az időszak végére mindegyik torzítás a régió legmagasabbjává vált. Bár a hatékonysági ék szintje végig kedvezőbb volt a csehországinál és a lengyelországinál, 2008–2009-re a különbség gyakorlatilag eltűnt.

Modellszimulációk

Az ékek számolásához használt modell arra is alkalmas, hogy segítségével a tényekkel ellentétes (*counterfactual*) szimulációkat végezzünk. Egyes vagy akár mindegyik éket „kikapcsolva” előállíthatunk nem megfigyelhető, hipotetikus idősorokat. Ebben a részben azt vizsgáljuk, hogy a mintaidőszakban hogyan alakult volna a kibocsátás, be-

ruházás és foglalkoztatottság, ha a munkapiaci és/vagy a tőkepiaci ék értéke a tényektől eltérően nulla lett volna.

Az ékek kiszámolásához olyan módszert használtunk, amellyel el tudtuk kerülni a nem megfigyelt ékek sztochasztikus tulajdonságaira vonatkozó feltevéseket. A szimulációk esetében ez már nem lehetséges, hiszen a várakozások modellezéséhez meg kell mondanunk a döntéshozók információs halmazát. További nehézség, hogy a modell megoldásához szükséges állandósult állapot függ az ékek hosszú távú szintjétől, ami részben az idősor rövidege, részben a becült ékek instabilitása miatt nehezen elkülöníthető a rövid távú ingadozásoktól. Feltevéseink a következők.

Ékek. Az ékeket első rendű autoregresszív folyamatként modelleztük:

$$z_t = \rho z_t + (1 - \rho) \bar{z} + \varepsilon_{z,t},$$

ahol $z = \log A / A^{US}, g, \tau^h, \tau^k$. Az állandósult állapotok esetében $\bar{A} = A^{US}, \bar{g}$, a kormányzati fogyasztás mintaátlaga (tehát a nettó export hosszú távú szintje 0), $\bar{\tau}^h$ a munkapiaci ék mintaátlaga, illetve $\bar{\tau}^k = 0,01$.⁶

Modell. A korábbi fejezetekben ismertetett sztochasztikus modellt szimuláltuk, racionális várakozásokkal. A döntéshozók ismerik az ékek jelenlegi értékét, és az azokat meghatározó sztochasztikus folyamatokat. A megoldás tehát leírható a jól ismert módon, döntési függvények (*policy function*) segítségével, ahol az állapotváltozók az időszak elején rendelkezésre álló tőkeállomány, illetve az ékek időszaki értékei. A döntési függvényeket a modell loglinearizált változatának megoldásával kaptuk meg (DYNARE programcsomag⁷ használatával).

Szimulációk. A szimulációk során a következő eseteket mutatjuk be: 1. a mintaidőszaki tényadatok, 2. a mintaidőszak abban az esetben, ha a munkapiaci ék azonosan nulla, 3. a mintaidőszak abban az esetben, ha a tőkepiaci ék azonosan nulla, 4. a mintaidőszak abban az esetben, ha mind a tőke-, mind a munkapiaci ék azonosan nulla. Az összes esetben feltettük, hogy a hatékonysági és GDP-ékek a tényadatoknak megfelelően alakulnak.

Vegyük észre, hogy a modellszimuláció nem adhatja vissza tökéletesen a tényadatokat akkor sem, ha mindegyik éket a tényadatnak megfelelő szinten tartjuk! Ennek egyrészt az az oka, hogy az ékek számolásakor nem a feltételezett sztochasztikus folyamatokkal konzisztens várakozásokat használtuk, hanem előre jelzett értékeket. Másrészt a független elsőrendű autoregresszív – AR(1) – folyamatok erősen tökéletlen közelítései a tényleges, akár strukturális töréseket tartalmazó idősoroknak, ezért a rájuk alapozott modellbeli várakozások is eltérnek a jövőbeli tényadatoktól. Harmadrészt pedig a loglinearizálás is közelítési hibához vezet, bár ennek mértéke feltehetően kicsi.

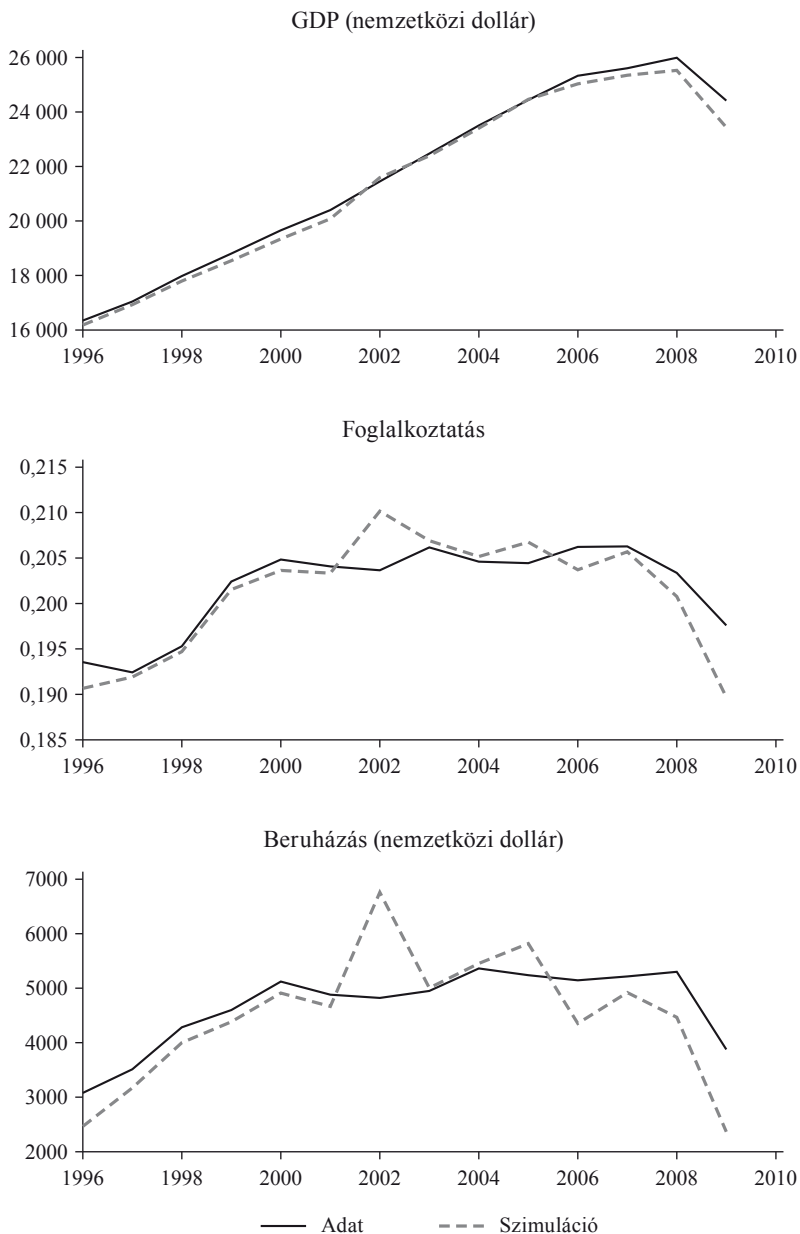
Annak ellenőrzésére, hogy mindezekkel együtt a modell nem vezet-e irreális eredményekhez, az összes ék tényleges mintaidőszaki értékére vonatkozó alapszimulációt készítettünk. Az eredményt a 7. ábra mutatja. Bár nem tökéletes, az illeszkedés kellően jó ahhoz, hogy a további modellszimulációk hitelességét ne kérdőjelezzük meg.

Az ékek parciális hatásait a 8. ábrán láthatjuk. A GDP alakulásában a nagymértékű eltérést a munkapiaci ék megszüntetése esetén láthatjuk, amelynek fő oka a foglalkoztatás drámai növekedése. A magasabb foglalkoztatottság a vizsgált időszak első felében a beruházást is jóval magasabb szintre emelte volna, de ez a hatás az időszak második felében már nem látható. Az eredmény összességében nem meglepő, hiszen a munkapiaci ék Magyarországon nagyon magas.

⁶ Ez az érték alacsonyabb a mintaátlagnál, de a legjobb illeszkedést adja a modellszimuláció és az adatok között.

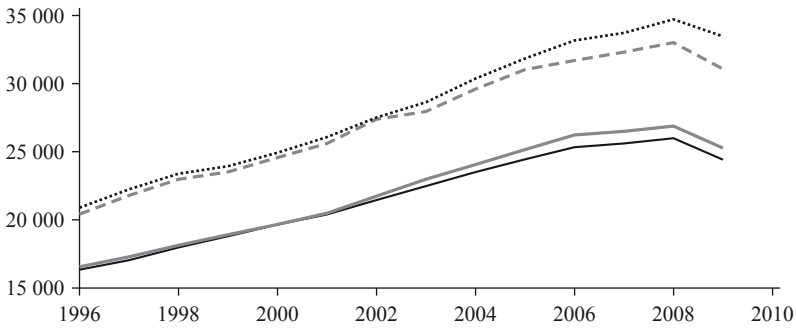
⁷ <http://www.dynare.org/>.

7. ábra
A modellszimuláció illeszkedése

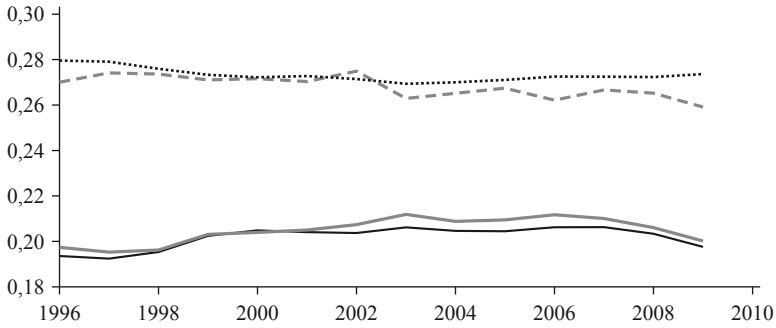


A tőkepiaci ék megszűnésének jóval kisebb (pozitív) hatása lett volna, ami azonban a vizsgált időszak végére jelentősebbé válik. A beruházás szintje végig lényegesen magasabb lett volna, ez azonban a tőkének a termelésben játszott viszonylag kis szerepe miatt a GDP-ben kevésbé látszik. A magasabb beruházás a foglalkoztatottság szerény növekedését vonta volna maga után.

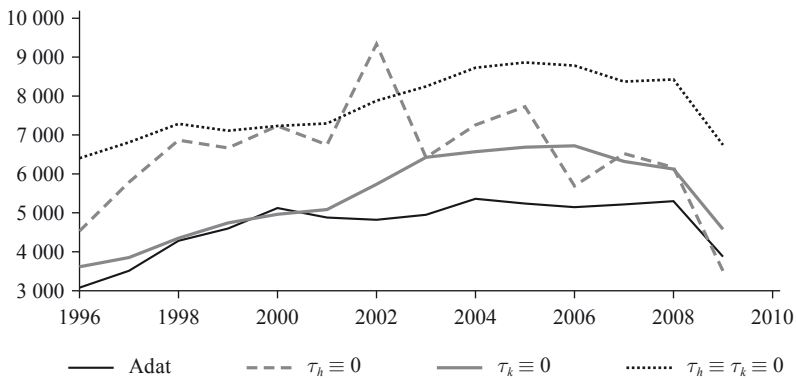
8. ábra
Az ékek parciális hatása – szimulációk
GDP (nemzetközi dollár)



Foglalkoztatás



Beruházás (nemzetközi dollár)



Végül a két ék együttes megszűnésénél is – az eddigiekből következően – a munkapiaci ék domináns hatását láthatjuk. Mindazonáltal az időszak végére a tőkepiaci ék is jelentős szerephez jut, és a GDP jóval nagyobb, mint a tőkepiaci ék jelenlétében. Összességében tehát azt mondhatjuk, hogy míg a mintaidőszak nagy részében a munkapiaci torzítás szerepe volt meghatározó, 2008–2009-re már a tőkepiaci torzítás is fontossá vált. Az elemzés

gazdaságpolitikai következtetése tehát az, hogy a jelenlegi körülmények között mind a munka, mind a tőkepiac torzításai kiemelt figyelmet érdemelnek a magyar gazdaság jövőbeli növekedésének ösztönzésében.

Következtetések

A tanulmány azt mutatta meg, hogy Magyarországon az elmúlt 15 évben a munkapiaci, beruházási és kibocsátási döntéseket milyen ékek téríthették el a hatékony szinttől. Érdemes hangsúlyozni, hogy az identifikált ékek nemcsak torzításokat tartalmaznak, hanem a gazdasági környezet exogén, sztochasztikus változásait, illetve a modellbizonytalanságból eredő hibákat is.

A magyar termelékenység felzárkózása a mintaidőszakban lassult, és a kezdeti régiós előny az időszak végére eltűnt. A kibocsátás felzárkózását a számítások alapján elsősorban a termelékenység vezérelte, amelynek sebessége illeszkedik a más tanulmányokban talált értékekhez, és meglehetősen lassú konvergenciát jelez. A teljes tényezőtermelékenység növekedésének gyorsulásában tehát jelentős tartalékok vannak, ennek forrása azonban kevésbé nyilvánvaló, és túlmutat a tanulmány keretein.

A munkapiaci ék a vizsgált időszakban nagyon magas volt, míg a tőkepiaci ék az időszak végére vált jelentőssé. A munkapiaci ék megszűnése különösen erős pozitív hatást gyakorolt volna a magyar gazdaságra a vizsgált időszakban, a jövőben viszont mind a munka-, mind a tőkepiaci torzítások fontos forrásai lehetnek a gyorsabb felzárkózásnak. Regionális összehasonlításban azt mondhatjuk, hogy míg a tőkepiacok hatékonysága nagyon hasonló, addig a cseh gazdaság munkapiaca jóval hatékonyabb, míg Lengyelország munkapiaca az időszak végére vált lényegesen kevésbé torzítottá.

Összegezve azt mondhatjuk, hogy a magyar gazdaság elmúlt 15 évében a fő makroökonómiai változók alakulását jelentős torzítások kísérték. Ezek csökkentésével a magyar konvergencia lényegesen gyorsulhat, és rövid távon jelentős növekedési többletet érhetünk el. Fontos azonban hangsúlyozni, hogy a mért ékek számos tényező eredőjeként állnak elő, ezért részletes gazdaságpolitikai ajánlásoknak nem szolgálhatnak alapul. Ehhez az ékek mögött meghúzódó tényezők részletesebb, sok esetben mikroökonómiai elemzése szükséges, amely jövőbeli kutatások tárgya lehet.

Hivatkozások

- BÄURLE, G.–BURREN, D. [2011]: Business Cycle Accounting with Model Consistent Expectations. *Economics Letters*, 110. 18–19. o.
- BAH, EL-HADJ M.–BRADA, J. C. [2009]: Total Factor Productivity Growth, Structural Change and Convergence in the New Members of the European Union. *Comparative Economic Studies*, Vol. 51. No. 4. 421–446. o.
- BURDA, M. C.–SEVERGNINI, B. [2009]: TFP Growth in Old and New Europe. SFB 649 Discussion Papers, Sonderforschungsbereich 649, Humboldt University, Berlin.
- CASELLI, F. [2005]: Accounting for Cross-Country Income Differences. Megjelent: *Aghion, Ph.–Durlauf, S.* (szerk.), *Handbook of Economic Growth*. 1. kiadás, Vol. 1. 9. fejezet, 679–741. o.
- CAVALCANTI, T. [2007]: Business cycle and level accounting: the case of Portugal. *Portuguese Economic Journal*, 6. 47–64. o.
- CHARI, V.–KEHOE, P.–MCGRATTAN E. [2007]: Business Cycle Accounting. *Econometrica*, Vol. 75. No. 3. 781–836. o.
- CHRISTIANO, L.–DAVIS, J. [2006]: Two Flaws In Business Cycle Accounting. National Bureau of Economic Research, WP 12647.

- CÚRDIA, V.–REIS, R. [2010]: Correlated Disturbances and U.S. Business Cycles. National Bureau of Economic Research, WP 15774.
- GOLLIN, D. [2002]: Getting Income Shares Right. *Journal of Political Economy*, 110. 458–474. o.
- HESTON, A. – SUMMERS, R. – ATEN, B. [2011]: Penn World Table Version 7.0, Center for International Comparisons of Production, Income and Prices at the University of Pennsylvania, március.
- JONES, J. B.–SAHU, S. [2008]: Transition Accounting for India in a Multi-Sector Dynamic General Equilibrium Model. University at Albany, SUNY, DP 08-03.
- KERSTING, E. [2008]: The 1980s Recession in the UK: A Business Cycle Accounting Perspective. *Review of Economic Dynamics*, Vol. 11. No. 1. 179–191. o.
- KOBAYASHI, K.–INABA, M. [1996]: Business Cycle Accounting for the Japanese Economy Japan and the World Economy. Elsevier, Vol. 18. No. 4. 418–440. o.
- OTSU, K. [2010]: A Neoclassical Analysis of the Asian Crisis: Business Cycle Accounting for a Small Open Economy. *The B.E. Journal of Macroeconomics*, Vol. 10. No. 1. Article 17.

Függelék

Fl. táblázat

Az adatok forrása

Megnevezés	Az adat tartalma	Az adatok forrása
GDP	reál-GDP nemzetközi dollárban, változó: $RGDPL \times POP$	Penn World Table 7.0
Fogyasztás	reálfogyasztás nemzetközi dollárban, változó: $RGDPL \times POP \times KC$	Penn World Table 7.0
Beruházás	reálberuházás nemzetközi dollárban, változó: $RGDPL \times POP \times KI$	Penn World Table 7.0
Foglalkoztatás	az OECD LFS-statisztikáiban szereplő magyar foglalkoztatásadatok, 15–64 éves korosztály	OECD
Munkaórák	a heti átlagos munkaórák száma, 15–64 éves korosztály, foglalkoztatottak	OECD
Nominálkamat	három hónapos pénzüpiaci kamatláb, éves átlag	Eurostat
Infláció	a magánfogyasztás deflátor	Eurostat
Előrejelzések	a GDP és a fogyasztás volumenei, valamint a fogyasztásdeflátor egyéves előrejelzése	OECD Economic Outlook Annual Projections for OECD Countries (1996–2009. december)

$RGDPL$ = egy főre jutó reál-GDP, POP = a lakosság száma, KC = a fogyasztás részaránya az egy főre jutó reál-GDP-ben, KI = a beruházások részaránya az egy főre jutó reál-GDP-ben.

Penn World Table 7.0: <http://pwt.econ.upenn.edu/>.

OECD: <http://stats.oecd.org/>.

Eurostat: <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/eurostat/home/>.