

BAKSA DÁNIEL–KÓNYA ISTVÁN

Növekedés és pénzügyi környezet

A tanulmányban a magyar gazdaság 1995–2015 közötti növekedési pályájának külső meghatározóit vizsgáljuk. Fő kérdésünk az, hogy mely sokkok magyarázzák elsősorban a GDP és fő összetevőinek volatilitását a vizsgált időszakban. Az elemzéshez a neoklasszikus növekedési modell sztochasztikus változatát használjuk, amelyben elsősorban a technológiai, növekedési, illetve a kamatprémium-sokkok hozzájárulását elemezzük. Az empirikus sokkok dekompozíciójához bayesi becslést végzünk, magyar növekedési idősorokat használva. Eredményeink azt mutatják, hogy a magyar GDP-növekedés változásait elsősorban perzisztens technológiai sokkok magyarázták, míg a növekedés összetételében a külső kamatprémium-sokkok is jelentős szerepet játszottak.*

Journal of Economic Literature (JEL) kód: E13, O11, O41, O47.

Bevezetés

A szocialista rendszer összeomlása és a gazdasági átalakulást követő időszakban a magyar gazdaság korábban nem látott növekedési pályára tért át. Az 1990-es évek második felétől jellemző robusztus növekedést alátámasztotta a fogyasztás és a beruházások 5 százalékot meghaladó átlagos növekedése, valamint a növekedést támogató külső gazdasági környezet. Az országba beáramló külföldi tőkeállomány ugyan tartósan deficitre fordította a kereskedelmi mérleg egyenlegét, és folyamatosan növelte az ország külső eladósodottságát, de ez nem járt együtt a pénzügyi kondíciók szigorodásával. A külső adósság növekvő pályája ellenére folytatódhatott a beruházások és a belső kereslet élénkülése. Ez a gyors és robusztus konvergenciafolyamat némileg lelassult a politikai ciklusokból adódó költségvetési konszolidációkat követően, bár egyik kormányzati beavatkozás sem volt

* A tanulmány az OTKA K116033. számú projekt részeként és az NKFIH támogatásával készült. Kónya István a kutatás ideje alatt az MTA Bolyai-ösztöndíjasa volt.

olyan mértékű hatással a gazdaság fejlődésére, mint a 2008–2009-ben kirobbanó gazdasági válság.

A pénzügyi válság alapvetően rajzolta át az ország növekedési pályáját, a szigorodó külső pénzügyi feltételek drasztikus mérlegalkalmazkodásra kényszerítették a gazdaság szereplőit, aminek keretében közel tíz éve folyamatosan leépítik a fennálló adósságállományukat. Ennek hatására a kereskedelmi mérleg korábban rekordmélységeket mutató egyenlege rekordmértékű többletbe csapott át. A válság óta eltelt időszakban a külső adósság csökkenésével párhuzamosan a kereskedelmi mérleg a GDP 5 százalékát kitevő többletet halmozott fel. A gazdaság alkalmazkodása az újabb, szigorúbb külső pénzügyi környezethez azonban súlyos reálgazdasági áldozattal járt. A GDP növekedése számottevően lelassult, a korábban 3 százalékot meghaladó növekedési átlagokat felváltotta a 2 százalék alatti átlagos növekedési ütem. A beruházások az orrnehéz alkalmazkodást követően nem tudtak olyan mértékben bővülni, mint a válság előtt. Ugyan a beruházások visszaesését az utóbbi években némileg ellensúlyozták a beáramló bőséges európai uniós támogatások, valamint a kormányzati beruházások felfutása, de továbbra is kérdéses a beruházások bővülésének tartóssága. A háztartások viselkedését nagyban meghatározza a mérlegalkalmazkodás, és meghatározóvá vált az óvatossági megtakarítási motívum, így a lakossági fogyasztás sem tudott a válság óta oly mértékben nőni, mint a 2008-at megelőző időszakban.

Összességében elmondhatjuk, hogy vegyes kép alakult ki a gazdaság elmúlt húszéves fejlődésével kapcsolatban. Ezekre a kérdésekre nehéz objektív választ adnunk, így olyan strukturális modelleket kell felhasználnunk, amelyekkel azonosítani tudjuk a növekedés mozgatórugóit. A növekedés szerkezetével kapcsolatban számos kérdés merül fel, például: mely időszakokban mennyire tekinthető tartósnak a magyar növekedési pálya? Az sem világos, hogy milyen tényezők vezettek a gazdaság korábbi robusztus növekedéséhez. Kérdéses továbbá, hogy milyen mértékben befolyásolta a külső kedvező környezet a hazai gazdaság fejlődését. A válság során azt érzékeltük, hogy alapvetően változott meg a konvergenciapálya, ugyanakkor nehéz megmondani, hogy a gazdaság mely fundamentumai sérültek meg, illetve a válság óta eltelt időszakban mennyire sikerült visszatérni a korábban jellemző növekedési szerkezetre.

Az itt felvetett kérdések vizsgálatára számos (elsősorban empirikus) tanulmány született Magyarországon. Ugyanakkor a magyar helyzetelemzésekből hiányoznak az olyan strukturális növekedési modellek, amelyek a potenciális növekedés strukturális alapú leírására törekednének. Vizsgálatunkban arra teszünk kísérletet, hogy feltérképezzük az 1995–2015-ös időszak magyar növekedési pályájának fő exogén tényezőit. Elemzési eszközünk a neoklasszikus növekedési modell lesz, illetve annak sztochasztikus változata, amelyben a növekedés mozgatórugói az úgynevezett strukturális sokkok. A sokkokat akkor tekintjük strukturálisnak, ha egymástól függetlenek, és jól definiált eloszlásból származnak. Magukat a sokkokat azonban csak gyakorlati eszközökkel nem tudjuk megmérni, ehhez egy jól definiált elméleti modellre van szükségünk.

A gazdasági ciklusok reálmodelljének (*real business cycle*, *RBC*) egyik alapfeltevése az, hogy a gazdaság növekedése és ingadozásai visszavezethetők a termelékenység – technológia – exogén, véletlenszerű változásaira. Ugyanakkor léteznek az RBC modellnek számos kiterjesztései, beleértve az ár- és/vagy bérragadóságot feltételező

újkeynesi (dinamikus, sztochasztikus, általános egyensúlyi, *DSGE*) modelleket, amelyek megengedik, hogy a technológiai sokkok mellett más véletlen folyamatok is hatással legyenek a szereplők döntéseire. Ilyen további sokkok eredhetnek a kormányzat viselkedéséből, a háztartások időpreferenciájából, a szabadidő értékéből, egy országgal szembeni kockázati felár változásából és számos más forrásból.

A Magyarországhoz hasonló kis, nyitott, felzárkózó gazdaságok esetében a szakirodalom két fő strukturális sokkot tárgyal mint a növekedés – illetve annak ingadozásai – fő mozgatóit (*Aguiar–Gopinath* [2007], *García-Cicco és szerzőtársai* [2010]). Az egyik sokk az RBC-feltevéshez hasonlóan a termelékenységet befolyásolja, de nem annak szintjét, hanem a növekedési ütemét, míg a másik sokk a nemzetközi pénzügyi környezet változásainak hatását igyekszik megragadni. *Aguiar–Gopinath* [2007] Mexikó és Kanada növekedési történetét vizsgálta a 1980-as évektől, és arra a következtetésre jutott, hogy Mexikóban az egy főre jutó GDP visszafogott növekedésének elsősorban termelékenységi okai voltak: számos esetben sérült a középtávú termelékenység növekedési üteme. Ezzel szemben *García-Cicco és szerzőtársai* [2010] felvetette, hogy *Aguiar–Gopinath* [2007] figyelmen kívül hagyta a pénzügyi sokkok hatását, amely a szerzők szerint meghatározó egy kis, nyitott gazdaság fejlődésében. Elemzésükben rámutattak arra, hogy *Aguiar és Gopinath* módszere némileg megtevéstől lehet, hiszen a szerzőpáros rövid idősorokat használt alapvetően tartós gazdasági folyamatok értékeléséhez. A cáfolathoz *García-Cicco és szerzőtársai* [2010] lehetséges példának Argentínát és az Egyesült Államokat hozta fel, és 1900-tól ábrázolta e két ország egy főre jutó GDP-jének pályáját. Ebből egyértelműen látható, hogy a középtávú növekedési trend ugyan változhat, de ennek ellenére a sokkok a tartós növekedési pályától kevésbé térítik el a termelékenységi trendeket. Tehát a GDP-nek a fejlődő országokban tapasztalt nagyobb volatilitása elsősorban más – pénzügyi – természetű sokkoknak köszönhető.

A válság kapcsán élénk vita folyt az előbb bemutatott két tanulmány megítéléséről. Az elemzések egy része amellet foglalt állást, hogy a fejlődő – elsősorban afrikai – országokban az országspecifikus termelékenységi sokkok mozgatták a GDP középtávú növekedését. *Naoussi–Tripier* [2013], illetve ezt kiegészítve *Guerron-Quintana* [2013] kimutatta, hogy a közös nemzetközi volatilitás a pénzügyi sokkokhoz képest jobban magyarázza a potenciális GDP-ben bekövetkezett változásokat. Ezzel szemben *Tastan* [2013] szerint Törökországban a pénzügyi természetű sokkok jelentősebbek. Számos olyan modell született, amely a pénzügyi közvetítőrendszer jellegét igyekezett strukturális szempontból mélyebben megérteni. *Zhao* [2013] olyan modellt fejlesztett, amelyben a gazdaság szereplői likviditási korláttal szembesülnek, és a szerző a likviditási feltételek romlásával magyarázza a kockázati felár változását. *Minetti–Peng* [2013] a belföldi és külföldi hitelezők közötti információs aszimmetriából indult ki, ami akkor válik effektív problémává, ha romlanak a gazdasági szereplők jövedelemkilátásai. Ez később heves reakciót vált ki a külső finanszírozásban, amivel implicit módon emelkedik az országkockázat és az effektív külföldi kamatláb.

A magyar gazdaság növekedését sokan – elsősorban empirikus szempontból – vizsgálták. A rendszerváltás utáni növekedési pályájáról *Oblath* [2014] ad áttekintést. A növekedés szerkezetének legegyszerűbb dekompozíciója a növekedési számvitellel

oldható meg, amikor a termelési függvény felhasználásával a GDP növekedését a termelési tényezők és a teljes tényezőtermelékenység (*Total Factor Productivity, TFP*) hozzájárulásaira bontjuk. *Dombi* [2013] tanulmánya a tőkefelhalmozást találja a növekedés fő forrásának, míg *Földvári–van Leeuwen* [2011] cikkében az emberi tőke is lényeges növekedési tényező. Hozzájuk képest némileg eltérnek *Kónya* [2015] eredményei, amelyek alapján a termelékenység hozzájárulása is fontos. Ez a tanulmány azt is tárgyalja, hogy amennyiben a termelési tényezők – és különösen a tőke – mennyisége endogén a termelékenységre nézve, akkor az egyszerű dekompozíció alulbecsüli a TFP szerepét. Strukturális modellünkben is ez történik: a hosszú távú növekedés forrása kizárólag a termelékenység sztochasztikus növekedése, amely a termelési tényezők szintjét is meghatározza. Érdeemes megjegyezni, hogy modellünkben az emberi tőke akkumulációját nem vesszük figyelembe. Mivel mi elsősorban a növekedés ingadozására vagyunk kíváncsiak, ez az egyszerűsítés eredményeinket érdemben nem befolyásolja.

Tanulmányunk – tudomásunk szerint – az első, amely Magyarország GDP-növekedésére dinamikus, általános egyensúlyi modellt becsül statisztikai eszközökkel. Strukturális modelleket korábban is becsültek a magyar gazdaságra, amelyek az újkeynesi (DSGE) keretet használták a hazai üzleti ciklusok vizsgálatára (*Jakab–Világi* [2008], *Jakab–Kónya* [2012], *Baksa és szerzőtársai* [2014]). Mivel az említett tanulmányok célja a gazdaság rövid távú ingadozásainak megértése volt, a növekedés trendjével nem foglalkoztak, hanem kiszűrték azt az adatokból a Hodrick–Prescott-szűrő segítségével. Mi ezzel szemben ugyanannak a modellnek a determinisztikus változatához képest értelmezzük a gazdaság ingadozásait. Ezzel nem a növekedés középtávú ingadozásait távolítjuk el az adatokból, hanem csak a loglinearizált modell által nehezen értelmezhető konvergenciadinamikát szűrjük ki.

Elméleti keret

A modell a Ramsey–Cass–Koopmans-keret egy változata, és nagyon hasonló a *García-Cicco és szerzőtársai* [2010] tanulmányában található, rugalmas áras megközelítéshez. Az egyszektoros gazdaságban a termelés (Y) a fogyasztás (C), a beruházás (I) és a kormányzati kiadás (G) között oszlik meg. A végtermék előállításához munkára (L) és tőkére (K) van szükség, és mind az áru-, mind a tényezőpiacok kompetitívek. A hosszú távú gazdasági növekedés forrása az exogén termelékenységnövekedés. Az egyszerűség kedvéért eltekintünk a népességnövekedéstől, amely Magyarország esetében elhanyagolható.

Háztartások

A háztartások problémáját az alábbi hasznosságfüggvénnyel és költségvetési korláttal jellemezhetjük:

$$\max \mathbb{E}_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\log \left(C_t - \chi \bar{C}_{t-1} \right) - \frac{\theta_t}{1+\eta} h_t^{1+\eta} \right], \text{ feltéve, hogy}$$

$$C_t + \Xi_t + D_t = W_t h_t + \Pi_t + \frac{D_{t+1}}{R_t}.$$

A reprezentatív háztartás részt vesz a nemzetközi pénzpiacon, ahol D hitelt vehet fel, illetve adott időszakai jövedelméből C egyperiódusos fogyasztási kiadásáról dönthet. A hitel kamata (R) a *világkamat*, amely egy *endogén tényező* és egy *prémiumsokk* kombinációja. Ezeket a későbbiekben részletesebben fogjuk specifikálni. A háztartás a munkájáért cserébe munkabért (W) kap, illetve megkapja az általa tulajdonolt vállalatok profitját (Π). Végül Ξ_t egy *kormányzati sokk*, amelyet egyösszegű adóként implementálunk. Az egyszerűség kedvéért feltételezzük, hogy az adó felhasználása nem ad közvetlen hasznosságot a háztartásoknak, tehát egy adóemelés csökkenti a jövedelmeket és a kiadásokat.

Az időszaki hasznosságban bevezetjük az η paramétert, amely a *munkakínálat rugalmasságát* méri. A paraméter inverze azt mutatja meg, hogy a háztartás mennyi többletmunkát hajlandó vállalni, ha a bére egy százalékkal emelkedik. Az RBC típusú modellekben a munkakínálat alkalmazkodása kulcsfontosságú, és a reálbér emelkedésének a munkakínálat növekedéséhez kell vezetnie. A munkakínálatot egy sokk (θ) is befolyásolja, amely az RBC-keretben a szabadidő relatív értékét méri. Általánosabban a θ minden olyan egyéb véletlen és/vagy exogén hatást – például a demográfia, a szabályozás változásai vagy akár a munkakereslet nem modellezett tényezői – tartalmaz, amely a munkapiaci egyensúlyt közvetlenül alakítja.

A háztartás döntési problémájához meghatározhatjuk az elsődrendű feltételeket, amelyek alapján ki lehet fejteni az RBC-irodalom közismert intra- és intertemporális helyettesítési függvényeit:

$$\theta_t L_t^\eta = \left(C_t - \chi \bar{C}_{t-1} \right)^{-1} W_t,$$

$$\beta R_t \mathbb{E}_t \left(C_{t+1} - \chi \bar{C}_t \right)^{-1} = \left(C_t - \chi \bar{C}_{t-1} \right)^{-1}.$$

Egy kis, nyitott gazdaság háztartásai által fizetett kamatláb három részből tevődik össze:

$$R_t = \bar{R} + \psi \left(e^{D_{t+1}/Y_t - d_y} - 1 \right) + e^{\epsilon_t^r} - 1,$$

ahol \bar{R} a hosszú távú egyensúlyi világkamat, ϵ_t^r nulla várható értékű kamatsokk, a középső tényező pedig a gazdaság által fizetett *kamatprémium*. Feltételezzük, hogy a kamatprémium az eladósodottság függvénye: minél magasabb a gazdaság GDP-arányos adósságszintje [egy hosszú távú egyensúlyi szinthez (d_y) képest], annál jobban büntetik a nemzetközi pénzpiacok. Ez a mechanizmus kettős célt szolgál a modellben. Egyrészt jól ismert a szakirodalomban, hogy az endogén kamatprémium feltevése megoldja a kis, nyitott gazdaságok modellezésénél fellépő egységgyökproblémát (*Schmitt-Grohé-Urbe* [2003]). Másrészt az egyenlet redukált módon jelenít meg pénzügyi súrlódásokat, amelyek például a modellben nem szereplő visszánemfizetési kockázatból fakadhatnak. Bár elméleti szempontból kielégítőbb lenne a pénzügyi súrlódásokat explicit módon beépíteni modellünkbe, ez lényegesen bonyolítaná a megoldhatóságát, és még inkább a becslését.

A kamategyenletben kulcsszerepet játszik a ψ paraméter nagysága. A modell stationerré tételéhez elegendő egy nagyon kis visszacsatolás az adósságzinttől a kamat felé, ezért Schmitt-Grohé és Uribe eredetileg a $\psi = 0,0001$ feltevéssel él. Ugyanakkor, ha a kamatprémiumot tágabban pénzügyi súrlódásként értelmezzük, akkor jóval magasabb értékeket is választhatunk. *Benczúr-Kónya* [2013] kalibrálásában $\psi = 0,05$, amely hasonló a *Magyari* [2010] által a közép-európai régió esetére becsült értékekhez. Ugyanakkor a *García-Cicco és szerzőtársai* [2010] által Argentína esetében becsült érték nagyságrendekkel magasabb ($\psi = 2,8$). A modell becslése során bemutatjuk, hogy ezeken a szélsőségeken belül milyen előzetes szelekciót alkalmaztunk.

Vállalatok

A vállalatok problémáját a következő optimalizációs feladat írja le:

$$\max \mathbb{E}_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \frac{\Lambda_t}{\Lambda_0} \left\{ A_t K_t^\alpha (X_t h_t)^{1-\alpha} - I_t - \left[1 + \frac{\nu}{2} \left(\frac{h_t}{h_{t-1}} - 1 \right)^2 \right] W_t h_t \right\}, \text{ feltéve hogy}$$

$$K_{t+1} = (1-\delta)K_t + \left[1 - \frac{\phi}{2} \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} - \bar{g} \right)^2 \right] I_t,$$

ahol Λ a jövedelem határhaszna, az X és az A pedig az exogén termelékenységet méri (lásd később). Az optimalizálási feladatot kiegészítettük a munkakeresleti és beruházási alkalmazkodási költséggel. Számos tanulmány érvel amellett (*Christiano és szerzőtársai* [2005], *Cooper-Haltiwanger* [2006], *Smets-Wouters* [2007], *Wang-Wen* [2012]), hogy enélkül a tőke és a beruházások alkalmazkodása túl gyors. Az alkalmazkodás költségének bevezetése egyike a DSGE-irodalomban használt *reálmevségeeknek*, amelyeknek a mikroökonómiai megalapozottsága kérdéses, de segíti a makromodell empirikus illeszkedését. Vegyük észre, hogy az alkalmazkodási költség úgy van felállítva, hogy az a hosszú távú egyensúlyban átlagosan nulla. Később ugyanis belátjuk, hogy a determinisztikus állandósult állapotban a tőkeállomány növekedési üteme \bar{g} . A munkakereslet alakulásához is alkalmazkodási költséget rendeltünk, amely segíti a munkaórak volatilitásának mérséklését és az empirikus tényeknek való megfeleltetést. A vállalatok elsőrendű feltételei a következők:

$$(1-\alpha) \frac{Y_t}{h_t} = W_t \left[1 + \frac{\nu}{2} \left(\frac{h_t}{h_{t-1}} - 1 \right)^2 \right] + \nu \left(\frac{h_t}{h_{t-1}} - 1 \right) \frac{h_t}{h_{t-1}} -$$

$$- \nu \beta \mathbb{E}_t W_{t+1} \left(\frac{h_{t+1}}{h_t} \right)^2 \left(\frac{h_{t+1}}{h_t} - 1 \right) \frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t}$$

$$Q_t = \beta \mathbb{E}_t \left[\frac{\alpha Y_{t+1}}{K_{t+1}} + (1-\delta) Q_{t+1} \right] \frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t}$$

$$1 - Q_t + \frac{\phi}{2} \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} - \bar{g} \right)^2 Q_t = \beta \phi \mathbb{E}_t \left(\frac{I_{t+1}}{I_t} - \bar{g} \right) \left(\frac{I_{t+1}}{I_t} \right)^2 \frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} Q_{t+1} - \phi \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} - \bar{g} \right) \frac{I_t}{I_{t-1}} Q_t,$$

ahol Q a beruházás árnyékára (Tobin-féle q).

A kibocsátást technológiai sokkok is befolyásolják. *Aguiar–Gopinath* [2007], valamint *García-Cicco és szerzőtársai* [2010] tanulmányához hasonlóan mind az átmeneti, mind a tartós sokkok jelenlétét megengedjük. Az RBC-irodalomban használt átmeneti sokk (A_t) mellett feltételezzük, hogy a trendnövekedés (X_t) is sztochasztikus folyamat:

$$\frac{X_t}{X_{t-1}} = g_t$$

$$\log g_t = (1 - \rho_g) \log \bar{g} + \rho_g \log g_{t-1} + v_t^g.$$

A hosszú távú növekedés szempontjából a modell tulajdonságai megegyeznek a Ramsey–Cass–Koopmans-féle modellel. Sokkok nélkül az állandósult állapotban a gazdaság növekedési üteme \bar{g} lenne. A sokkok hatására azonban nemcsak ideiglenesen, hanem tartósan is magasabb vagy alacsonyabb lehet a növekedés, elsősorban a termelékenység trendjét mozgató g_t folyamatnak köszönhetően.

Egyensúly

Összevonva a háztartások és a vállalatok viselkedését leíró függvényeket, illetve a nemzetgazdaság erőforráskorlátját, a következő egyenletrendszerhez jutunk:

$$\Lambda_t = \frac{1}{C_t - \chi \bar{C}_{t-1}}$$

$$(1 - \alpha) \frac{Y_t}{h_t} = W_t \left[1 + \frac{v}{2} \left(\frac{h_t}{h_{t-1}} - 1 \right)^2 + v \left(\frac{h_t}{h_{t-1}} - 1 \right) \frac{h_t}{h_{t-1}} \right] -$$

$$- v \beta \mathbb{E}_t W_{t+1} \left(\frac{h_{t+1}}{h_t} \right)^2 \left(\frac{h_{t+1}}{h_t} - 1 \right) \frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t}$$

$$\theta_t h_t^\eta = W_t \Lambda_t$$

$$1 = \beta R_t \frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t}$$

$$Q_t = \beta \mathbb{E}_t \left[\frac{\alpha Y_{t+1}}{K_{t+1}} + (1 - \delta) Q_{t+1} \right] \frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t}$$

$$1 - Q_t + \frac{\phi}{2} \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} - \bar{g} \right)^2 Q_t = \beta \phi \mathbb{E}_t \left(\frac{I_{t+1}}{I_t} - \bar{g} \right) \left(\frac{I_{t+1}}{I_t} \right)^2 \frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} Q_{t+1} - \phi \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} - \bar{g} \right) \frac{I_t}{I_{t-1}} Q_t$$

$$Y_t = C_t + I_t + \Xi_t + D_t - \frac{D_{t+1}}{R_t} + \frac{\nu}{2} \left(\frac{h_t}{h_{t-1}} - 1 \right)^2 W_t h_t$$

$$K_{t+1} = (1 - \delta) K_t + \left[1 - \frac{\phi}{2} \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} - \bar{g} \right)^2 \right] I_t$$

$$Y_t = A_t X_t^{1-\alpha} K_t^\alpha h_t^{1-\alpha}$$

$$R_t = \bar{R} + \psi \left(e^{D_{t+1}/Y_t - d_t} - 1 \right) + e^{e^t} - 1.$$

A modell szimulációjához és becsléséhez az egyensúlyi feltételeket stacioner alakra kell hozni. Ehhez a sztochasztikus növekedési faktort használjuk. Legyen tehát $c_t = C_t/X_t$, $i_t = I_t/X_t$, $y_t = Y_t/X_t$, $k_t = K_t/X_t$, $d_t = D_t/X_t$, $\lambda_t = X_t \Lambda_t$. Az új változók segítségével az egyensúlyi egyenletek a következő módon írhatók fel:

$$\frac{1}{c_t - (\chi/g_t) c_{t-1}} = \lambda_t \equiv \Lambda_t X_t$$

$$e^{\theta_t} h_t^\eta = w_t \lambda_t$$

$$w_t \left[1 + \frac{\nu}{2} \left(\frac{h_t}{h_{t-1}} - 1 \right)^2 + \nu \left(\frac{h_t}{h_{t-1}} - 1 \right) \frac{h_t}{h_{t-1}} \right] = (1 - \alpha) \frac{y_t}{h_t} +$$

$$+ \beta \nu \mathbb{E}_t w_{t+1} \left(\frac{h_{t+1}}{h_t} \right)^2 \left(\frac{h_{t+1}}{h_t} - 1 \right) \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t}$$

$$\beta R_t \mathbb{E}_t \frac{1}{g_{t+1}} \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} = 1$$

$$\beta \mathbb{E}_t \frac{1}{g_{t+1}} \left[\frac{\alpha g_{t+1} y_{t+1}}{k_{t+1}} + (1 - \delta) Q_{t+1} \right] \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} = Q_t$$

$$1 + \frac{\phi}{2} \left(g_t \frac{i_t}{i_{t-1}} - \bar{g} \right)^2 Q_t + \phi \left(g_t \frac{i_t}{i_{t-1}} - \bar{g} \right) g_t \frac{i_t}{i_{t-1}} Q_t = Q_t +$$

$$+ \beta \phi \mathbb{E}_t \frac{1}{g_{t+1}} \left(g_{t+1} \frac{i_{t+1}}{i_t} - \bar{g} \right) \left(g_{t+1} \frac{i_{t+1}}{i_t} \right)^2 \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} Q_{t+1}$$

$$c_t + i_t + \xi_t + \frac{d_t}{g_t} - \frac{d_{t+1}}{R_t} = y_t + \frac{\nu}{2} \left(\frac{h_t}{h_{t-1}} - 1 \right)^2 w_t h_t$$

$$\frac{d_t}{g_t} - \frac{d_{t+1}}{R_t} = t b_t$$

$$\frac{1-\delta}{g_t} k_t + \left[1 - \frac{\phi}{2} \left(g_t \frac{i_t}{i_{t-1}} - \bar{g} \right)^2 \right] i_t = k_{t+1}$$

$$A_t \left(\frac{k_t}{g_t} \right)^\alpha h_t^{1-\alpha} = y_t$$

$$\bar{R} + \psi \left(e^{d_{t+1}/y_t - d_y} - 1 \right) + \left(e^{\epsilon_t^r} - 1 \right) = R_t.$$

Könnyen ellenőrizhető, hogy a módosított differenciaegyenlet-rendszernek létezik egyértelmű, determinisztikus állandósult állapota, amelyben a változók értéke konstans. Ebből adódóan az eredeti változóink (a GDP, fogyasztás, beruházás, tőkeállomány, adósság) hosszú távon a munkakibővítő termelékenység növekedési ütemével nőnek.

A modell zárásához meg kell határoznunk a véletlen sokkok sztochasztikus folyamatait. A szakirodalomnak megfelelően azt feltételezzük, hogy mindegyik sokk elsőrendű autoregresszív folyamatot követ, vagyis:

$$\log \Xi_t = (1 - \rho_\Xi) \bar{\Xi} + \rho_\Xi \log \Xi_{t-1} + v_t^\Xi$$

$$\varepsilon_t^r = \rho_r \varepsilon_{t-1}^r + v_t^r$$

$$a_t = \rho_a a_{t-1} + v_t^a$$

$$\log g_t = \rho_g \log \bar{g} + (1 - \rho_g) \log g_{t-1} + v_t^g$$

$$\theta_t = \rho_\theta \theta_{t-1} + (1 - \rho_\theta) \bar{\theta} + v_t^\theta.$$

A v_t^i innovációk független, azonos eloszlású véletlen változók, a szimulációk során feltételezzük, hogy normális eloszlásúak.

Modell és tények

Stilizált tények

A modell ismertetése után térjünk át arra, hogy miért érdemes a trendszerű termelékenységi és kamatsokkokat vizsgálni Magyarország növekedésének megértéséhez. A 1. táblázat három részében négy fő makrováltozó volatilitásának, a GDP-vel vett együttmozgásának, valamint perzisztenciájának mutatóit láthatjuk, a Penn World Table 9.0 adatbázist felhasználva. A GDP, a fogyasztás és a beruházás lánccindexált idősorainak a növekedési ütemét nézzük, míg a kereskedelmi mérleget a nominális GDP-hez viszonyítjuk. Az eredetileg vizsgált nyolc országból hatra közülünk adatokat. Ennek oka az, hogy míg Magyarország és Lengyelország idősorai 1970-től állnak rendelkezésre, Csehország és Szlovákia esetében csak 1990-től érhetőek el az idősorok, ezért az időszak rövidege miatt az utóbbi két országot kihagyjuk. A négy nyugat-európai gazdaság adatai 1950-től indulnak, de az összehasonlítás kedvéért ott is az 1970–2014 közötti időszakot használjuk.

1. táblázat

Leíró statisztikák

	GDP	Fogyasztás	Beruházás	Kereskedelmi mérleg
<i>Volatilitás</i>				
Ausztria	0,0188	0,0196	0,0606	0,0218
Egyesült Királyság	0,0221	0,0245	0,0814	0,0172
Franciaország	0,0177	0,0151	0,0582	0,0142
Lengyelország	0,0443	0,0486	0,1103	0,0265
Magyarország	0,0356	0,0361	0,1167	0,0359
Németország	0,0203	0,0166	0,0652	0,0329
<i>Korreláció a GDP-vel</i>				
Ausztria	1	0,7461	0,7621	-0,3001
Egyesült Királyság	1	0,8542	0,7631	0,0686
Franciaország	1	0,8280	0,7947	0,1997
Lengyelország	1	0,7885	0,7557	-0,2213
Magyarország	1	0,7232	0,5599	-0,2619
Németország	1	0,5876	0,8103	-0,2558
<i>Autokorreláció</i>				
Ausztria	0,1825	0,1635	-0,0366	0,8942
Egyesült Királyság	0,3570	0,5195	0,1009	0,7856
Franciaország	0,3978	0,5500	0,0477	0,8059
Lengyelország	0,6267	0,2418	0,4135	0,6557
Magyarország	0,5867	0,4915	0,0858	0,7263
Németország	0,1857	0,6573	0,0619	0,9678

Megjegyzés: a táblázat a GDP, a fogyasztás és a beruházás növekedési ütemeinek, illetve a GDP-arányos kereskedelmi mérleg idősorainak alapstatisztikáit tartalmazza. A növekedési ütemek a láncindexált reálidősorokból származnak, a kereskedelmi mérleg a nominális export és import különbsége, osztva a nominális GDP-vel.

Forrás: Eurostat.

1. TÉNY: a GDP, a fogyasztás és a beruházás volatilitása. Az első stilizált tény, amely a trendszerű növekedési sokkok vizsgálatát indokolta (*Aguiar–Gopinath [2007]*), a fogyasztás és a GDP relatív volatilitása. Az RBC modellekben, amelyekben a termelékenység sokkok átmenetiek, a fogyasztásé jellemzően alacsonyabb, mert a hasznosságfüggvény konkavítása miatt a háztartások simítani kívánják fogyasztásukat. Később látni fogjuk, hogy trendszerű növekedési sokkok esetében ez már nem igaz, mert trendszerű sokkok esetében a háztartások permanens jövedelme sokkal nagyobb mértékben változik. Ez összhangban van azzal, hogy Magyarországon és különösen Lengyelországban a fogyasztás változókéonyabb, mint a kibocsátás. A négy fejlett ország közül Németországban és Franciaországban a fogyasztás pályája simább, mint a GDP-é, de Ausztriában és különösen az Egyesült Királyságban ennek az ellenkezőjét

látjuk. Érdeemes ugyanakkor azt is megfigyelni, hogy a két visegrádi országban minden makrováltozó jóval változékonyabb, mint Nyugat-Európában.

2. TÉNY: a kibocsátás és a kereskedelmi mérleg együttmozgása. Ha a nemzetközi tőkepiacok tökéletesen működnének, akkor a fogyasztás pályája független lenne a lokális sokkóktól (teljes biztosítás). Egy kis, nyitott gazdaság negatív jövedelmi sokk esetén hitelt vehet fel a nemzetközi tőkepiacról, amivel elkerüli az átmeneti fogyasztáscsökkenést. Feltételezhetjük, hogy minél fejlettebb egy ország, annál jobban működik ez a mechanizmus. Hitelfelvétel esetén a kereskedelmi mérleg jellemzően negatív, míg hitel-visszafizetéskor pozitív. Ennek megfelelően azt várjuk, hogy ha a sokkok jellemzően átmenetiek, és az ország hozzáfér a nemzetközi pénzpiachoz, akkor a GDP és a kereskedelmi mérleg pozitívan korrelál egymással. Ezzel szemben azt láthatjuk, hogy Magyarországon és Lengyelországban a korreláció negatív, bár nem túl erős. Ez utalhat a sokkok trendjellegére, de következhet a pénzügyi piacok tökéletlenségéből is. Érdekes módon Ausztriában és Németországban szintén negatív értékeket látunk, míg Franciaországban pozitívat.

3. TÉNY: a kereskedelmi mérleg autokorrelációja. Ha a növekedést elsősorban tartós sokkok mozgatják, akkor – mint lentebb látni fogjuk – a kereskedelmi mérleg autokorrelációjának 1-hez közeli értéknek kell lennie. És bár az autokorreláció mind a hat országban magas, különösen a két visegrádi országban lényegesen alacsonyabb 1-nél. Ez arra utal, hogy a trendszerű sokkok mellett más véletlen folyamatok is fontos szerepet játszanak a növekedési folyamatban.

Modellszimulációk

Nézzük meg, hogy modellünk mennyire képes visszaadni az ismertetett stilizált tényeket különböző sokkok esetén! A stilizált tények és a szakirodalom által motiváltan három sokkot vizsgálunk meg: a két termelékenységi sokkot (a , g) és a kamatsokkot (ε'). Mivel a modell tulajdonságai jelentős mértékben függnnek a kamatprémium-függvénytől, ezért két specifikációt is megvizsgálunk. Az elsőt a gyenge pénzügyi súrlódások esetének (ψ kicsi), a másodikat az erős pénzügyi súrlódások esetének (ψ nagy) nevezzük.

A modellt loglineárisan közelítve, numerikusan oldjuk meg. Ehhez különböző paramétereknek értékeket kell adnunk. Ezeket az értékeket részben kalibrálással, részben a szakirodalomra támaszkodva állítjuk elő. A kapott értékeket a 2. táblázat tartalmazza. A szimulációk ebben a részben illusztrációként szolgálnak, ezért a paraméterválasztást is inkább numerikus példaként fogjuk fel. A következő részben gondosabban fogunk eljárni, amikor a modellt magyar adatokon megbecsüljük.

A modellszimulációkban egyszerre egy sokkot vezetünk be, az innovációk szórását egységnyire normalizálva. A megoldást és a szimulációt a DYNARE programcsomaggal végeztük, elsőrendű, loglineáris közelítést alkalmazva. A lineáris közelítés előnyös tulajdonsága, hogy a később bemutatott statisztikák analitikusan számolhatók a döntési szabályok segítségével.

2. táblázat

A modell paramétereinek kalibrált értékei

Paraméter	Jelölés	Érték
Diszkontfaktor	β	0,96
Munkakínálati rugalmasság	η	0,6
Szabadidő értéke	$\bar{\theta}$	2,0144
Tőkehányad	α	0,3
Amortizáció	δ	0,06
Kormányzat súlya	$\bar{\Xi}/\bar{y}$	0,1
Átlagos külső adósság	d_y	0,6
Átlagos növekedés	\bar{g}	1,0132
Beruházási költség	ϕ	4
Munkakeresleti alkalmazkodás költsége	ν	5
Kamatprémium rugalmassága	ψ	0,00001 0,05
Sokkok autokorrelációja	ρ_i	0,75

A 3. táblázat tartalmazza az eredményeket gyenge pénzügyi súrlódások ($\psi = 0,0001$) esetén. Ez megfeleltethető az *Aguiar–Gopinath* [2007] modelljében kapottaknak, amelyben a szerzők az átmeneti és a trendszerű TFP-sokkok hatásait hasonlították össze. Láthatjuk, hogy az előbbi esetben a fogyasztás növekedésének volatilitása messze elmarad a GDP-növekedés volatilitásától, a beruházás növekedésének volatilitása (trendszerű TFP- és kamatsokkok esetén) pedig meghaladja a GDP volatilitását, de kevésbé, mint azt az adatokban láttuk. Mindkét technológiai sokk és a kamatsokk esetében is azt látjuk, hogy a kereskedelmi mérleg alakulása gyakorlatilag véletlen bolyongást követ, hiszen még az ötödik késleltetésnél is 1-hez közeli értékeket látunk, különösen a trendsokknál. Bár az adatokban erős a kereskedelmi mérleg perzisztenciája, de ennél azért lényegesen alacsonyabb (1. táblázat). A kereskedelmi mérleg volatilitása pedig egy nagyságrenddel nagyobb az adatokban látottnál. Gyenge pénzügyi súrlódások esetén az átmeneti vagy trendszerű termelékenységi sokkok vagy akár a kamatsokkok által vezérelt modell nem képes visszaadni a kereskedelmi mérleg perzisztenciájának mértékét (*García-Cicco és szerzőtársai* [2010]).

A 4. táblázat ugyanazokat a statisztikákat közli, mint az előző, de erős pénzügyi súrlódások ($\psi = 0,05$) esetén. Érdeemes értelmezni a paraméter nagyságrendjét: tegyük fel, hogy a GDP-arányos adósság szint 10 százalékponttal megnő. Ekkor a kis, nyitott gazdaságtól várt kamatprémium az első ($\psi = 0,00001$) esetben elhanyagolható mértékben, 0,001 bázisponttal nő meg. A második esetben a kamatprémium emelkedése körülbelül 50 bázispont. Ez utóbbi már lényeges nagyságrend, és erőteljesen akadályozza az eladósodottság gyors növekedését. Remélhető tehát, hogy az előző esethez képest érdemben megváltoznak a modell tulajdonságai.

3. táblázat

Modellszimulációk, gyenge pénzügyi súrlódás ($\psi = 0,0001$)

	TFP-sokk	Trendsokk	Kamatsokk
<i>Volatilitás a GDP-hez viszonyítva</i>			
GDP-növekedés	1,00	1,00	1,00
Fogyasztásnövekedés	0,07	1,70	2,54
Beruházásnövekedés	0,19	2,42	2,11
Kereskedelmi mérleg	7,63	28,7	25,62
<i>Korrelációk a GDP-vel</i>			
GDP-növekedés	1,00	1,00	1,00
Fogyasztásnövekedés	0,70	0,39	-0,96
Beruházásnövekedés	0,64	0,62	-0,82
Kereskedelmi mérleg	0,07	-0,15	0,01
<i>A kereskedelmi mérleg autokorrelációs függvénye</i>			
$t - 1$	0,99	1,00	0,99
$t - 2$	0,99	1,00	0,98
$t - 3$	0,98	0,99	0,97
$t - 4$	0,98	0,99	0,95
$t - 5$	0,97	0,99	0,94

Megjegyzés: a táblázat a GDP-, a fogyasztás- és a beruházásnövekedés, illetve a GDP-arányos kereskedelmi mérleg modellbeli alapstatisztikáit tartalmazza. Mivel a modell loglinearizált, a statisztikák az elméleti momentumokat jelentik.

Forrás: saját számítás.

Nézzük meg először a modell viselkedését TFP-sokkok esetén! A relatív volatilitást vizsgálva azt láthatjuk, hogy a fogyasztás és a kereskedelmi mérleg esetében a trendsokk, míg a beruházás esetében a kamatsokk közelíti legjobban az adatokat. A kereskedelmi mérleg autokorrelációs függvénye lényegesen más képet mutat, mint az előző esetben. Az átmeneti technológiai sokknál az autokorreláció kifejezetten alacsony, míg a trendsokknál és a kamatsokknál az adatokhoz képest magasabb, de messze van a véletlen bolyongástól. Ezek mögött az eredmények mögött az húzódhat meg, hogy az eladósodottság erőteljesen visszahat a kamatra, ami fékezi a további hitelfelvételt, ezért a háztartások nem képesek olyan mértékben simítani a fogyasztásukat, mint alacsony ψ esetén.

A növekedési ütemek együttmozgását mind az átmeneti, mind a trendszerű TFP-sokk jól megragadja. A kamatsokk esetében azonban nagyon erős negatív korrelációkat kapunk. Ennek az az oka, hogy egy (pozitív) kamatsokk nagyfokú mérlegalkalmazkodáshoz vezet: a beruházás és a fogyasztás csökken, míg a nettó export nő. Kalibrálásunkban az utóbbi hatás az erősebb, és a GDP nő. Összességében azt mondhatjuk, hogy önmagban egyik sokk sem képes megmagyarázni az összes megfigyelt stilizált tény. Ahhoz, hogy többet tudjunk mondani, az adatsorok és a modell alaposabb ökonometriai vizsgálata szükséges.

4. táblázat

Modellszimulációk, erős pénzügyi súrlódás ($\psi = 0,05$)

	TFP-sokk	Trendsokk	Kamatsokk
<i>Volatilitás a GDP-hez viszonyítva</i>			
GDP-növekedés	1,00	1,00	1,00
Fogyasztásnövekedés	0,40	1,09	3,20
Beruházásnövekedés	0,44	1,89	2,51
Kereskedelmi mérleg	0,81	1,35	6,31
<i>Korrelációk a GDP-vel</i>			
GDP-növekedés	1,00	1,00	1,00
Fogyasztásnövekedés	0,76	0,81	-0,9624
Beruházásnövekedés	0,52	0,88	-0,8226
Kereskedelmi mérleg	0,71	-0,73	0,1191
<i>A kereskedelmi mérleg autokorrelációs függvénye</i>			
$t - 1$	0,56	0,90	0,84
$t - 2$	0,27	0,72	0,58
$t - 3$	0,09	0,53	0,33
$t - 4$	-0,02	0,35	0,11
$t - 5$	-0,08	0,20	-0,04

Megjegyzés: a táblázat a GDP-, a fogyasztás- és a beruházásnövekedés, illetve a GDP-arányos kereskedelmi mérleg modellbeli alapstatisztikáit tartalmazza. Mivel a modell loglinearizált, a statisztikák az elméleti momentumokat jelentik.

Forrás: saját számítás.

Növekedés és sokkok Magyarországon

Az előző részben megvizsgáltuk, hogy a termelékenységi sokkok és a kamatsokk mennyire képesek önállóan megmagyarázni a magyar növekedés fontos stilizált tényeit. Ahhoz, hogy pontosabb képet kapjunk az egyes sokkok szerepéről, ökonometriai becslést végzünk. Bayesi módszerrel magyar adatokra illesztjük a fent ismertetett modellt, és ezzel a technikával meghatározzuk a sokkok autoregresszív folyamatait, valamint a modell invertálásával az eredetileg nem megfigyelt sokkokat. Fő célunk annak meghatározása, hogy mely sokkok játszották a legfontosabb szerepet a magyar gazdaság ingadozásaiban az 1995–2015 közötti időszakban.

A becslési eljárás a modell loglinearizált verzióját használja fel, így ebben a formában a linearizált modell képtelen figyelembe venni a magyar gazdaság egyensúlyi helyzetének hosszabb távú megváltozását. Ugyanakkor a vizsgált periódusban – a rendszerváltást és a szerkezeti reformokat követően – a magyar gazdaság kezdett felzárkózni a nyugat-európai országokhoz, ami a termelékenység tartós megváltozásaként értelmezhető. Ez modellünk logikája szerint azt jelenti, hogy egy kezdeti

időponthoz képest a TFP szintje tartósan megemelkedik, ugyanakkor a TFP változásából az is következik, hogy tartósan megváltozik a modell hosszú távú egyensúlyi állapota. Ezt a tartós változást a linearizált modell nem képes kezelni. Éppen ezért először a modell nemlineáris szimulációjával meghatározzuk a hosszú távú egyensúlyi állapot változásából adódó hatásokat, és a becslés előtt ezt az átmeneti hatást kivonjuk a megfigyelt adatokból.

A hosszú távú növekedési pálya

A hosszú távú növekedési pálya kiszűrése a hosszú távú egyensúlyi növekedés és a termelékenység tartós elmozdulásainak kiszűrését jelenti. A TFP tartós elmozdulásának a becsléséhez növekedési számvitelt alkalmazunk (Kónya [2015]), és a magyar termelékenységet a német termelékenység alakulásához képest ábrázoljuk. Az eljárás során a fenti (nem normalizált) modell által konzisztens termelési függvényt tételezzük fel:

$$TFP_t = \frac{Y_t}{K_t^\alpha h_t^{1-\alpha}},$$

ahol a TFP_t jelöli a t -edik évi teljes termelékenységet, amelyben nem teszünk különbséget a szint- és trendtípusú sokkok között, Y_t a változatlan áras GDP, K_t a tőkeállomány, h_t a munkaórák száma. A munkaórákat a német 1995-ös munkaórák számával normáltuk, a GDP-t a KSH által közölt statisztikákból vettük át, míg a tőkeállomány nagyságát a beruházások alapján azzal a feltételezéssel becsültük meg, hogy 1995-ben az induló magyar GDP-arányos tőkeállomány nagysága a 75 százalékát tette ki a hosszú távú egyensúlyi állapotbeli értékének. Ez a feltevés konzisztens a Penn World Table által becsült tőkeállomány-értékkel is. Számításaink során a fenti modell paramétereit alkalmaztuk (2. táblázat), tehát az $\alpha = 0,3$ feltevéssel éltünk, ami konzisztens a nemzeti számlákban mért tőkejövedelem-hányaddal, ha az egyéni és kisvállalkozók bevallásából származó vegyes jövedelmeket elsősorban munkajövedelemnek tekintjük.¹

A termelési függvény alapján meghatározhatjuk az úgynevezett Solow-féle reziduumot. Az így kapott idősort normáltuk a német átlagos termelékenységnövekedéssel, valamint az induló értékeket átskáláztuk annak megfelelően, hogy a német és a magyar termelékenységbeli különbség konzisztens legyen az 1995-ös vásárlóerőparitáson (ppp) számolt egy főre jutó GDP-k és tényezőellátottság közötti különbséggel. Az így kapott relatív termelékenységi mutatóra egy AR(1) folyamatot illesztettünk, amelyben megbecsültük a magyar relatív termelékenység állandósult állapotát:

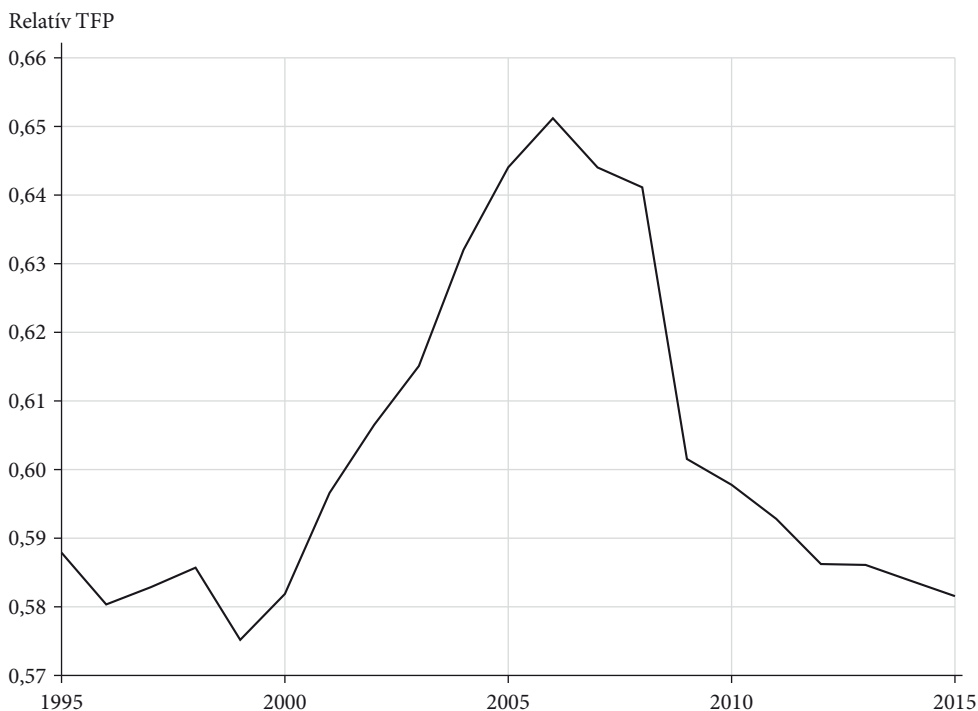
$$\log A_t = (1 - \rho_{tfp}) \log \bar{A} + \rho_{tfp} \log A_{t-1} + v_t^{tfp},$$

¹ A szakirodalomban gyakoribb feltevés, hogy a vegyes jövedelmet az aggregált munka- és tőkejövedelmek arányában bontjuk szét (Gollin [2002], Valentinyi–Herrendorf [2008]). Kónya [2015] azonban amellett érvel, hogy mivel Magyarországon a kisvállalkozók jelentős része kényszervállalkozó, a fejlett országok esetében alkalmazott felosztás túlbecsüli a tőkejövedelmet. Az általunk használt $\alpha = 0,3$ érték további előnye, hogy konzisztens az időszakban megfigyelt, meglehetősen alacsony magyar beruházási rátával.

ahol A_t a becslt relatív magyar termelékenység az adott évben, \bar{A} a termelékenység hosszú távú értéke. Számításaink során azt tételeztük fel, hogy a hosszú távú termelékenységnövekedés 1,0132 (ez a német GDP/fő növekedés átlagos értéke az 1995–2015 közötti időszakban). Mivel a magyar termelékenységet a német termelékenységhez képest fejeztük ki, így a kapott relatív TFP-t felhasználva vissza tudjuk számolni a relatív GDP alakulását is (1. ábra).

1. ábra

A magyar relatív TFP alakulása (az 1995. évi német TFP = 100)

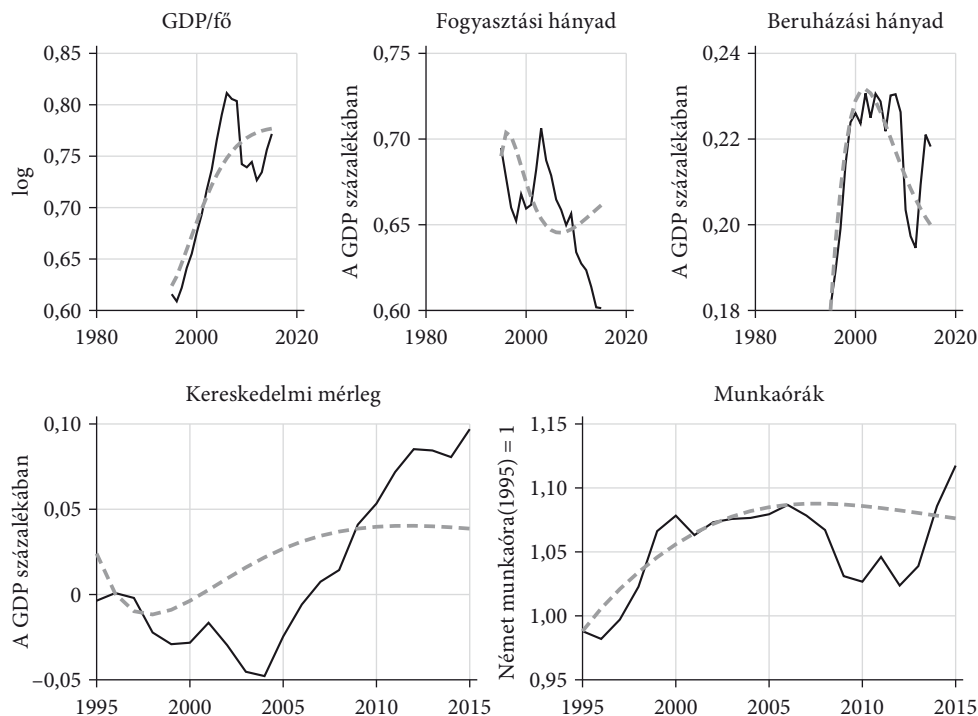


Számításaink alapján azt látjuk, hogy a magyar gazdaság hosszú távú TFP-szintje 0,6 körül alakul, ugyanakkor 1995-ben ez az érték mintegy 2 százalékkal alacsonyabb szinten volt. A megfigyelt adatok egyszerre tartalmazzák a termelékenység állandósult állapotbeli megváltozását és a termelékenység rövid távú ingadozását. Míg az utóbbi magyarázatához a linearizált modellt hívjuk segítségül, az előbbi hatás kiszűrése az adatokból szükségszerűen egy hosszabb távú nemlineáris folyamatot jelent, amelyet a linearizált modellünk nem képes megfelelően kezelni. Így mielőtt a linearizált modellel megvizsgálánk a magyar gazdaságra jellemző tipikus sokkok összetételét, előtte a modell nemlineáris változatával megnézzük, hogy az 1995-ös kiinduló állapotból a modellünk determinisztikus változata milyen konvergenciapályát jelez előre. A kezdeti értékek a termelékenység és a tőkeállomány hosszú távú egyensúlytól vett eltérései, valamint az eladósodottság szintje.

A 2. ábrán az illesztett konvergenciapályát szemléltetjük. Jól látható, hogy a simuláció során a kalibrált modell jól magyarázza a fő endogén változóknak bekövetkező hosszú távú alkalmazkodást. A sokkok becslése során a továbbiakban tehát a determinisztikus növekedési pályától vett eltéréseket használjuk fel adatsorokként.

2. ábra

A TFP tartós megváltozásának hatása



Megjegyzés: A folytonos fekete vonalak az adatsorokat, a szaggatott szürke vonalak az illesztett konvergenciapályát ábrázolják.

A sztochasztikus sokkok becslése

A fenti eljárást követően az adatokból eltávolítottuk a hosszú távú növekedéssel és a felzárkózással konzisztens trendeket, az ezen felüli adatokat pedig a linearizált modell bayesi becsléséhez használjuk fel. A bayesi becslés során a modellparaméterek becsléséhez *prior* eloszlásokat határozzunk meg, amelyek tükrözik előzetes, objektív és szubjektív információnkat a paraméterek lehetséges értékeiről. Ilyen nyilvánvaló előzetes elvárás lehet például, hogy a háztartások szubjektív diszkontfaktora 0 és 1 közé essen. A *prior* eloszlásokból és az adatokból Bayes tételének felhasználásával *poszterior* eloszlásokat számolunk, amelyek így az előzetes információk és a felhasznált idősorok együttes hatását tükrözik.

A becslést An-Schorfheide [2007] alapján, a DYNARE programcsomaggal végezzük el. García-Cicco és szerzőtársai [2010] választásához hasonlóan az egy főre jutó

GDP, a fogyasztási hányad, a beruházási hányad, a kereskedelmi mérleg GDP-hez viszonyított arányát, valamint a munkaórák számát választjuk adatforrásként.² Könnyen belátható, hogy a fenti nemlineáris szimuláció felhasználása után ezek a változók a modellbe stationer változóként kerülnek be, és ezért az empirikus megfigyelések közvetlenül megfeleltethetők a modellbeli változóknak.

A kezdeti priorjainkat úgy választjuk meg, hogy azok az intervallumkorlátokon kívül ne tartalmazzanak előzetes információt a paramétereikről. Ezeket az egyenletes eloszlású *prior* eloszlásokat felhasználva a modellt megbecsüljük az 1995–2015-ös mintán. A mély paramétereket továbbra is kalibráljuk. Ezek az 5. táblázat felső blokkjában található értékek, amelyek vagy jól illeszthetők az idősorok hosszú távú átlagaihoz, vagy pedig nehezen identifikálhatók a kismintás becslés során. Becsüljük ugyanakkor az öt sokk autoregresszív paramétereit és a sokkinnovációk standard hibáját.

5. táblázat

A paraméterek becslése

	Prior (1995–2015)			Poszterior	
	eloszlás	min	max	átlag	szórás
Paraméterek (éves autoregresszív együtthatók)					
ρ_a	egyenletes	0	0,99	0,83	0,09
ρ_g	egyenletes	0	0,99	0,33	0,10
ρ_r	egyenletes	0	0,99	0,85	0,10
ρ_{Ξ}	egyenletes	0	0,99	0,82	0,10
ρ_{θ}	egyenletes	0	0,99	0,75	0,13
Standard hibák					
v_a	egyenletes	0	0,2	0,02	0,02
v_g	egyenletes	0	0,2	0,06	0,06
v_r	egyenletes	0	0,2	0,01	0,01
v_{ξ}	egyenletes	0	0,2	0,15	0,15
v_{θ}	egyenletes	0	0,2	0,11	0,11
Becsült mérési hiba					
μ_y	egyenletes	0	0,025	0,015	0,005
μ_h	egyenletes	0	0,025	0,005	0,003

A táblázat a modellbecsléshez szükséges *prior* paramétereloszlások, illetve a becslés eredményeként kapott *poszterior* eloszlások alapvető momentumait mutatja be.

Forrás: saját számítás.

² Az említett szerzőktől eltérően mi nem növekedési ütemeket, hanem szinteket használunk. Ennek fő oka az, hogy rövid idősorunkban nem szeretnénk akár egy adatpont kihagyásával is információt veszteni.

A sokkok meglehetősen perzisztensek, négy sokk esetében 0,8 körüli éves autoregresszív együtthatókat látunk. A becslült növekedési sokkok esetében a perzisztencia kisebb, ugyanakkor a TFP-sokk esetében a 0,8 feletti érték magas perzisztenciára utal. Ez egy éves frekvenciájú modellben azt jelenti, hogy a háztartások számára a termelékenység és a jövedelemvárakozások alakulása nehezen előrejelezhető. Másképpen fogalmazva, a háztartások nehezen tudják eldönteni, hogy a gyorsabb (vagy lassabb) növekedési ütem átmeneti vagy tartós jelenség. A kamatsokkok tartóssága miatt szintén könnyű permanensnek tekinteni az átmenetileg lazább (vagy szigorúbb) pénzügyi feltételeket. A globális pénzügyi válság ezért érthette készületlenül a magyar háztartásokat és vállalatokat – ők hozzászórtak a viszonylag magas növekedési környezethez és a kedvező implicit kamatkörnyezethez.

Térjünk át fő kérdésünkre, vagyis arra, hogy az egyes sokkok milyen mértékben járultak hozzá a fő makrováltozók ingadozásaihoz. Ehhez historikussokk-dekompozíciót végzünk: a becslült paraméterek, valamint a modell megoldását adó viselkedési szabályok felhasználásával invertáljuk a modellt, és kiszámoljuk, hogy a megfigyelt endogén változókat milyen sokkok generálták. Természetesen ez a fajta felbontás mindig a felhasznált modell függvénye, ugyanakkor a Ramsey–Cass–Koopmans-modellkeret nagy erénye, hogy egyszerűsége mellett jól használható a fő empirikus tények értelmezésére, és kellően robusztus a gazdasági környezet finomabb különbségeire (*Chari és szerzőtársai* [2007]).

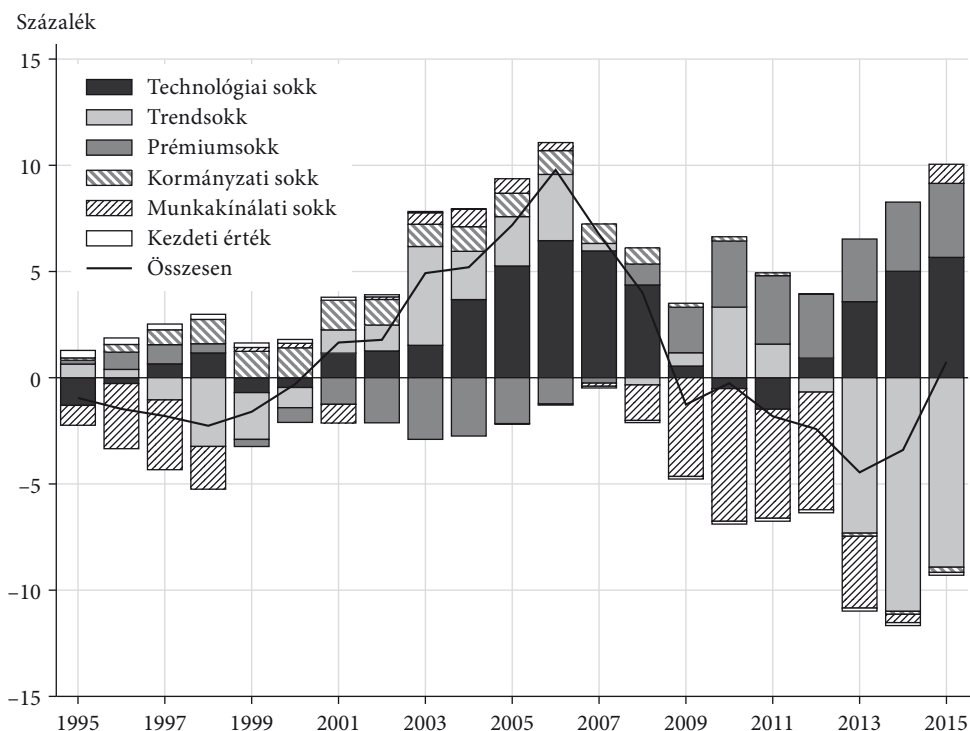
A becslésben felhasznált négy változó – az egy főre jutó GDP, a fogyasztás, a beruházás, valamint a GDP-arányos kereskedelmi mérleg – felbontásait a 3–6. ábrán mutatjuk be. Az öt sokk mellett szerepel a kezdeti érték is, amely abból adódik, hogy míg a megoldás és becslés a determinisztikus állandósult állapot körüli loglineáris közelítésen alapul, a megfigyelt változók első mintaidőszaki értékei eltérnek a hosszú távú egyensúlyi szinttől. Szerencsére felbontásainkban a kezdeti értékek szerepe nem jelentős.

Az egy főre jutó GDP-sokk dekompozíciója (3. ábra) alapján a magyar növekedésben a technológiai sokkok játszottak főszerepet. Mind az átmeneti, mind a trendszerű TFP-sokk lényegesen meghatározta a kibocsátás növekedését. Mivel az előbbi esetében is nagyon perzisztens folyamatot becsltünk, elmondhatjuk, hogy az aggregált növekedést elsősorban a potenciális GDP tartós vagy annak gondolt emelkedése/csökkenése vezérelte. Különösen jól látszik a pénzügyi válság, illetve az azt közvetlenül megelőző költségvetési kiigazítás okozta törés: 2006-ig a növekedési kilátások az átlagosnál jobbnak tündek, majd ezt követően fokozatosan rosszabbra fordultak. Mivel modellünket racionális várakozásokkal írtuk fel, nem tudjuk megmondani, hogy a becslült sokkok mekkora része jelent ténylegesen javuló termelékenységet, és mekkora része tulajdonítható a túlzott optimizmusnak. A várakozások önálló vizsgálata fontos, de nehéz jövőbeli kutatási irány lehet.

Érdekes megfigyelni azt is, hogy a GDP-nek közvetlenül a válsághoz kapcsolódó esését a modell a munkapiacnak tulajdonítja. Elképzelhető, hogy ez a sokk olyan hatásokat is felvesz, amelyek nem jelennek meg közvetlenül a modellünkben, mint például a nemzetközi kereslet átmeneti összeomlása. További figyelemre méltó jelenség az, hogy a 2012 utáni javulást dekompozíciónk jelentős részben az átmeneti TFP-

3. ábra

Az egy főre jutó GDP-sokk dekompozíciója



sokknak tulajdonítja, míg a tartós növekedési kilátások továbbra is negatívnak tűnnek. Mivel a két sokk nehezen szétválasztható, további megfigyelések szükségesek egyértelmű következtetések levonásához.

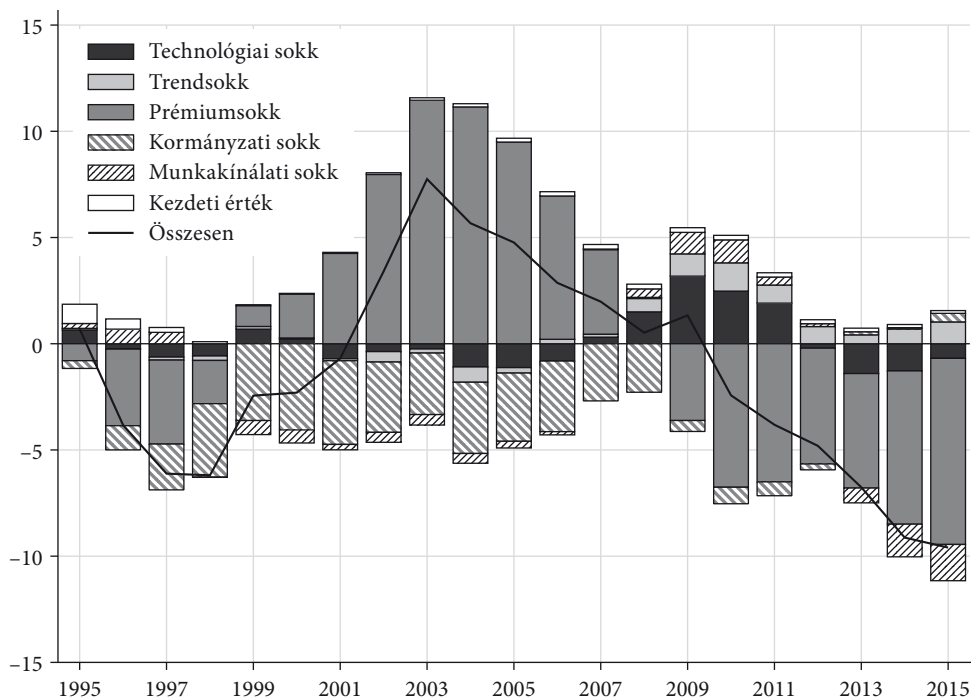
Átérve a fogyasztási hányad alakulására, azt látjuk (4. ábra), hogy a jövedelemváltozáson felül a pénzügyi környezet változásából adódó sokkok mozgatták a háztartások fogyasztási döntéseit. A válság kitörése előtt a háztartások viszonylag kedvező effektív kamatkörnyezettel és optimista jövedelemvárakozással szembesültek, ami nagyban hozzájárult a fogyasztás megemelkedéséhez. Ezzel szemben a válságot követően a romló jövedelemkilátások, a szigorodó pénzügyi feltételek erős mérlegalkalmazkodásra (*deleveraging*) kényszerítették a magyar háztartásokat, amelyek jelentős mértékben visszafogták fogyasztási kiadásait. Meg kell jegyeznünk, hogy a modell becslése során nem figyeltük meg külön a hazai kamatlábak alakulását, hanem a pénzügyi kondíciókra egy implicit kamatlábat számoltunk ki, amelyet a reálgazdasági változók alakulása alapján a modelltől következtettünk ki. Ezért adódhat az az eredmény, hogy a válság előtt ugyan a megfigyelt magyar forintkamatok relatíve magasak voltak, de a tényleges effektív kamatláb a devizahitelezésből adódóan a magyar irányadó kamatnál lényegesen kedvezőbben alakult, ami jelentősen hozzájárult a fogyasztás megemelkedéséhez.

Az előbbiekkal konzisztens képet kapunk akkor, ha a beruházási hányad (5. ábra) és a kereskedelmi mérleg (6. ábra) dekompozícióját vizsgáljuk meg. Mind a két változó

4. ábra

A fogyasztási hányad dekompozíciója

A GDP százaléka



esetében a prémiumsokk a meghatározó, ami jelentős mértékben megmagyarázza a válság előtti felfutó beruházási aktivitást és a külső egyensúlyromlást, a válságot követően pedig az orrnehéz alkalmazkodást. Ennek egyik oka, hogy a kamatsokk szerepe csekélynek tűnt az egy főre jutó GDP alakulásában, az lehet, hogy a nettó export és a fogyasztás/beruházás (belső felhasználás) a kamatsokk hatására ellentétes irányban mozdult el. A kamat szerepe becslésünk alapján tehát nem annyira az aggregált kibocsátást, mint annak összetételét befolyásolta.

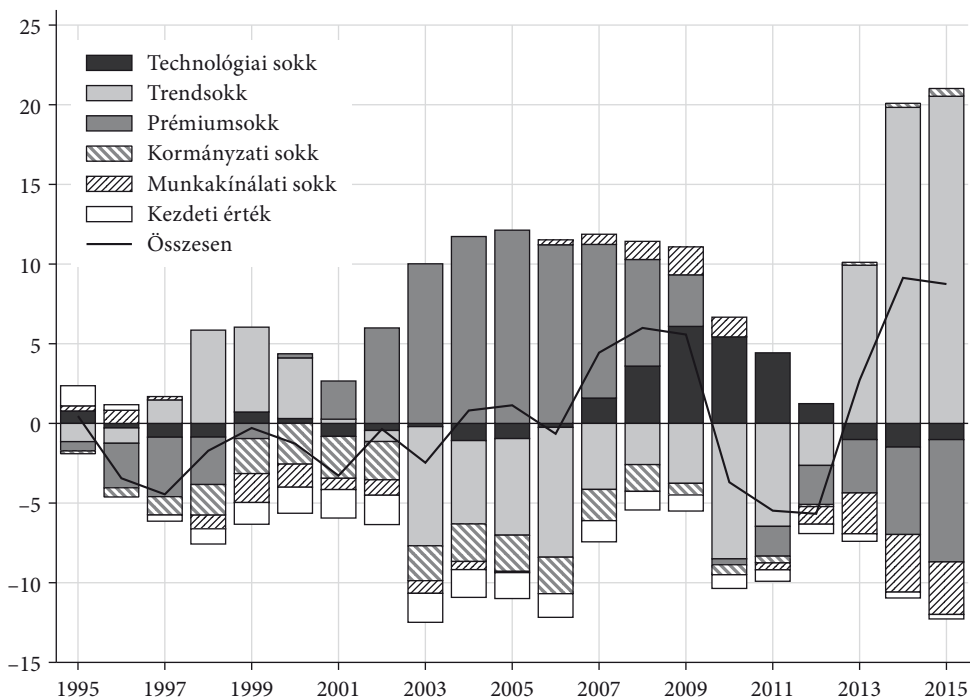
Érdekes megfigyelni, hogy a becslés szerint 2002 után a beruházást a kedvező kamatkörnyezet serkentette, a romló növekedési kilátások ellenére. Ez konzisztens azzal képpel, amely szerint a magyar gazdaság fenntartható növekedése a 2000-es évek elején megakadt. Némileg meglepő – különösen a GDP-vel összevetve –, hogy 2013 után a beruházások esetében erőteljes pozitív növekedési sokkokat látunk. Tudjuk, hogy az élénkítő beruházásokat elsősorban az EU-támogatásokból finanszírozott kormányzati beruházások vezérelték, a modellben azonban ezeket nem kezeljük külön. A jövőben érdemes lenne ezt a kérdést részletesebben megvizsgálni.

A kormányzati sokkok hatása többnyire elhanyagolható, kivéve a fogyasztási hányadot 1999–2008 között. Ennek több oka lehet. Egyrészt modellünkben nem jelenik meg a keynesi hatás, amely növekvő kormányzati kiadások esetén – különösen

5. ábra

A beruházási hányad dekompozíciója

A GDP százaléka



deficitfinanszírozás mellett – pozitív jövedelemhatást jelent. Ezzel szemben nálunk a kiegyensúlyozott költségvetés feltételezése, illetve a kormányzati kiadások haszontalansága miatt a jövedelemhatás negatív. A kormányzat szerepének részletesebb vizsgálata is egy további kutatási irányt jelenthet.

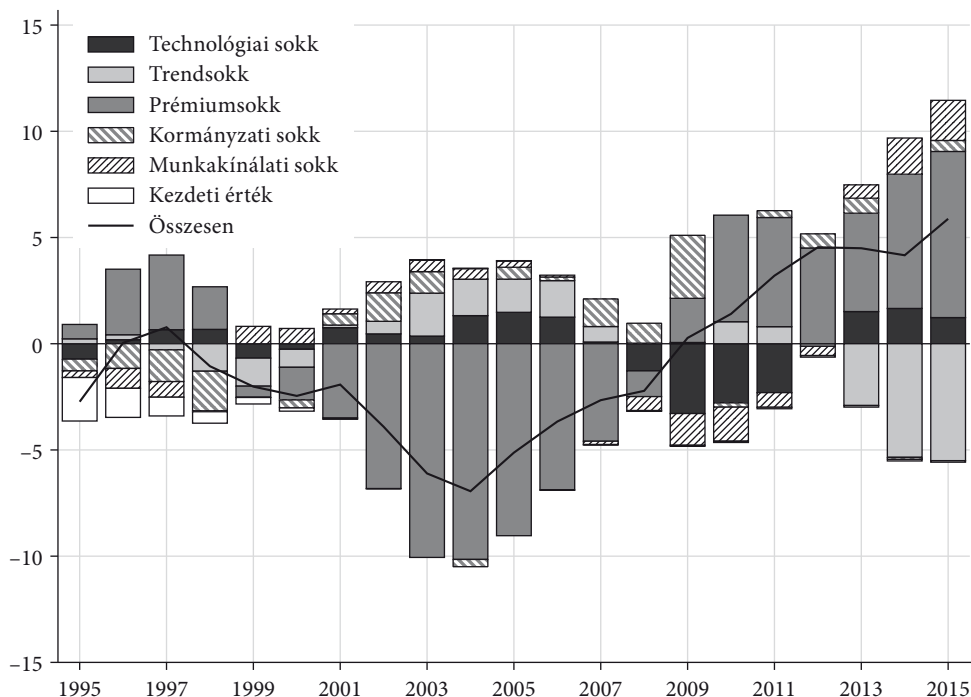
Bár a modell becslését csak öt idősoron végeztük el, a becslés során a Kálmán-szűrő segítségével előállítjuk az összes endogén változó idősorát. Fontos kérdés, hogy az így módon kapott „implicit” idősorok mennyire hasonlítanak a tényleges megfigyelésekhez. Formális ökonometriai vizsgálatot nem végzünk, és csak egy változóra koncentrálnunk, a modell és a becslés által előállított reálkamatra. Érdekes hangsúlyoznunk, hogy ez az általunk előállított idősor semmilyen módon nem támaszkodik megfigyelt reálkamat(ok)ra, hiszen csak a GDP-komponenseket, a munkaórákat, illetve a kereskedelmi mérleget használtuk megfigyelésként. El tudjuk végezni tehát Solow híres szagpróbáját: ha a modell generálta reálkamat-idősor megfelel az időszakra vonatkozó intuíciónknak, akkor jobban bízhatunk a modell többi implikációjában is.

Két kérdést vizsgálunk a 7. ábra segítségével. Egyrészt megnézzük a reálkamat implicit idősorát, másrészt végrehajtjuk a kamatlábsokk dekompozícióját. A becsült kamatlábsokk állandósult állapotól vett eltérését a folytonos vonal mutatja.

6. ábra

A kereskedelmi mérleg dekompozíciója

A GDP százaléka



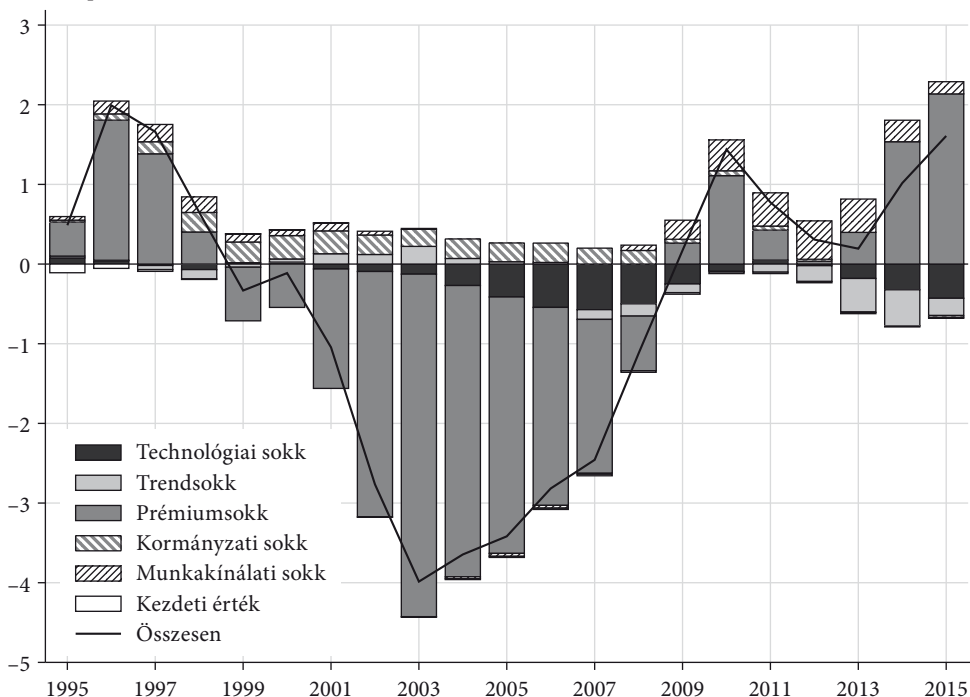
A „szagteszt” alapján értelmes viselkedést kapunk: a pénzügyi válság előtt a kamat fokozatosan egyre alacsonyabb lett, tükrözve a háztartások és a vállalatok eladósodását. A pénzügyi válság hatására az implicit kamat hirtelen megemelkedett, és csak 2014-re látunk egy kisebb csökkenést. Érdekes megfigyelni, hogy bár a magyar gazdaság már 2006-tól erőtejesen lelassult, és a kereskedelmi mérleg is javulni kezdett, a becsült implicit kamat 2007-ig csak lassan növekedett, és összességében nagyon alacsony maradt. Bár semmilyen külső információt nem használtunk fel, a modell mégis reprodukálja a devizahitelezés csúcsra járatásának időszakát 2004–2007 között!

Összegezve eredményeinket, azt látjuk, hogy a magyar gazdaság aggregált növekedését elsősorban a termelékenységi sokkok mozgatták. Bár formálisan nem tudjuk ezt bizonyítani, de azt a magyarázatot látjuk ígéretebbnek, hogy a becsült növekedési sokkok a gazdasági szereplők jövedelemvárakozásait tükrözik, amelyek utólag nem feltétlenül bizonyultak megalapozottnak. A kamatsokk szerepe is jelentős volt, de elsősorban a GDP tételeinek relatív súlyát befolyásolta. A válság előtt a kedvező kamatkörnyezet a belső felhasználást és az adósságállomány felépülését segítette, míg a válság után a nettó export és az adósság-leépítése vált fontosabbá.

7. ábra

A kamat dekompozíciója

Százalékpont



Megjegyzés: a folytonos vonal a becslés a kamat állandósult állapotától vett eltérését mutatja.

Modellezési dilemmák

Tanulmányunkban a gazdasági ciklusok reálmodelljének (*real business cycle, RBC*) egy kiterjesztett változatát használjuk, amelyben nincsenek ár- és bérragadóságok, valamint a pénzügyi rendszert sem modellezzük. Ezért úgy gondoljuk, hogy a magyar gazdaság növekedésének részletes vizsgálatára a mi modellünk nem alkalmas. Ahhoz azonban, hogy a megfelelő részletes modellt kiválasszuk, előzetes információkra van szükség. Cikkünk célja az, hogy ehhez nyújtson segítséget egy egyszerű, sok szempontból redukáltnak tekinthető, de a szakirodalomban referenciaként használt megközelítés segítségével. A makroökonómia természetéből adódóan alapvető adathiánnyal küzd, ezért mielőtt komplex, de végső soron empirikusan nem tesztelhető mechanizmusokat építünk egy modellbe, érdemes a fő idősorok segítségével néhány könnyen értelmezhető következtetést levonni.

A neoklasszikus növekedési modell általánosan használt eszköz a felzárkózó gazdaságok konvergenciájának vizsgálatára. Két fő referenciánk *Aguiar–Gopinath* [2007] és *García-Cicco és szerzőtársai* [2010] tanulmányai. Ezekben a legfontosabb kérdés az, hogy melyek azok a főbb sokkok a felzárkózó gazdaságokban, amelyek a középtávú

növekedés változásait magyarázzák. A két fő „jelölt” egy tartós jövedelmezőségi („termelékenységi”), valamint egy külső finanszírozási („kamatprémium”) sokk. Tanulmányunk célja az, hogy e két, a szakirodalomban azonosított sokk szerepét Magyarországon is megvizsgáljuk. Úgy véljük, hogy az általunk használt neoklasszikus növekedési modell segítségével választ kaphatunk arra az alapvető kérdésre, hogy a magyar gazdaság növekedésének szintjét és összetételét inkább a jövedelmi várakozások vagy a pénzügyi feltételek exogén változásai mozgatták.

Chari és szerzőtársai [2007] megmutatja, hogy a fő makrogazdasági döntéseket leíró feltételek – a fogyasztás, hitelfelvétel, tőkeberuházás Euler-egyenletei, a munkapiaci egyensúly, illetve a GDP-azonosság – részletesebb, pénzügyi súrlódásokat is tartalmazó modellekben is redukálhatók a neoklasszikus növekedési modell struktúrájára. *Chari és szerzőtársai* [2007] ennek megfelelően a neoklasszikus növekedési modell alapegyenleteiben ékeket számol, amelyek segítségével azonosíthatók az ígéretes részletes modellezési irányok. A mi becslésünk abban különbözik *Chari és szerzőtársai* [2007] számításától, hogy a mi „ékeink” definíció szerint nem korrelálnak.

Érdemes röviden kitérni néhány fontos modellezési döntésre, amelyeknél jogosan merülhet fel, hogy mennyire hasznos az általunk választott stratégia. Ezek a kérdések a pénzügyi súrlódások redukált vagy strukturális modellezése, a 2008–2009-es globális válság értelmezése, a pénzügyi súrlódások növekedési hatása, a kamat implicit identifikálása, a reálárfolyam szerepe, illetve az árak ragadosságának kérdése.

PÉNZÜGYI SÚRLÓDÁSOK • Úgy gondoljuk, hogy a kamatprémiumsokk alkalmas a pénzügyi súrlódások egyszerű reprezentálására. Ez a sokk alapvetően befolyásolja a fogyasztási-megtakarítási, valamint a beruházási döntést. Nem célunk ugyanakkor a globális pénzügyi folyamatok magyarázata, továbbá nem gondoljuk, hogy a magyar devizahitelek esetében a szakirodalomban tárgyalt pénzügyi akcelátorhatás lényegesen változtatna a konklúziókon. A növekedési kilátások romlása és a kamatok emelkedése – amelyek számunkra exogének voltak – szerintünk elegendő a magyar válság előtti és utáni folyamatok aggregált vizsgálatához. Becslési eredményeink szerint egyébként a GDP összetételének változásait a válság előtt és után elsősorban, túlnyomó többségben a kamatprémiumsokk („pénzügyi frikciók”) magyarázza.

A 2008–2009-ES VÁLSÁG • Érdemes megjegyezni, hogy cikkünk elsősorban nem a pénzügyi válságot, hanem a magyar gazdaság 1995–2015 közötti pályáját vizsgálja. Ezzel együtt úgy véljük, hogy a válság alatti viselkedés dekompozíciója jól értelmezhető. A GDP növekedését a jövedelmi kilátások drasztikus (globális) romlása, míg a GDP összetételét magyarázó mérlegalkalmazkodást a kamatprémiumsokk magyarázza. Empirikus kérdés, hogy a válság előtti eladósodottságot a kedvező kamatkörnyezet vagy az *ex post* túlzottan optimista növekedési várakozások okozták. A devizahitelezés felfutása idején ráadásul a magyar gazdaság már leszálló ágban volt, és a hitelbővülés legfeljebb fékezte a lassulást.

KAMATSOKKOK ÉS NÖVEKEDÉS MAGYARORSZÁGON • 2008 végén erőteljes kamatemelést és árfolyamgyengülést figyelhattunk meg. Modellünk azonban rámutat arra,

hogy önmagukban ezek nem feltétlenül vezetnek recesszióhoz. A belső felhasználási tételek – fogyasztás, beruházás – visszaesését ellentételezi a nettó export növekedése. Ennek akadályá 2009-ben nem a (magyar) pénzügyi környezet szigorodása, hanem a világkereskedelem rövid távú összeomlása volt. Ezt becslésünk valószínűleg munkapiaci sokként identifikálja. Mivel az exportkereslet megfelelő, explicit modellezése lényegesen bonyolultabbá tenné a modellt, és éves frekvencián egy adatpontról van szó, ezt nem éreztük szükségesnek.

IMPLICIT KAMAT • Becslésünkben nem használunk kamatmegfigyelést. Ennek a használatát megfontoltuk, de nem világos, hogy melyik kamatot érdemes figyelembe venni egy erősen aggregált modellben. Ehelyett úgy gondoljuk, hogy a reálváltozók segítségével identifikált „árnyék” kamat hasznos információt nyújt a gazdaság számára effektív, akár mennyiségi korlátozásokat is tartalmazó pénzügyi kondíciókra nézve.

REÁLÁRFOLYAM • Modellünk egy szektort és kis, nyitott gazdaságot feltételez, ezért a reálárfolyam nem jelenik meg benne. Bár a reálárfolyam a mérlegalkalmazkodás fontos csatornája, úgy gondoljuk, hogy egy részletesebb export- és importszektor beépítése fő eredményeinket nem változtatná meg.

AZ ÁRAK RAGADÓSSÁGA • A válságot követő lassú kilábalást a szakirodalom egy része a nominális kamatláb (az árak ragadósságából eredő) nemnegativitási korlátjának (*zero lower bound*, *ZLB*) tulajdonítja. Magyarország esetében azonban ez egyáltalán nem volt effektív, és még ma sem az. A monetáris politika figyelmen kívül hagyása éves frekvenciájú, középtávú modellünkben – véleményünk szerint – tehát nem okoz jelentős torzítást. Mint például *Benczúr-Kónya* [2016] megmutatja, a relatív árak változása a pénzügyi válság során jelentős és viszonylag gyors volt, legalábbis éves frekvencián. A magyar gazdaság eladósodását sem hisszük, hogy elsősorban a monetáris politika vezérelte volna, főleg azon a hatáson túl, amelyet a kamatprémiumsokk redukált alakban megragad. Végül a monetáris politika hatásmechanizmusai potenciálisan szerteágazók, viszont empirikusan nehezen megragadhatók és számszerűsíthetők. Ezért a növekedési és finanszírozási sokkok szétválasztására szívesebben használunk egy egyszerű, de viszonylag robusztus megközelítést, amely néhány alapvető, jól megfigyelhető idősorra épül.

Összefoglalás

Tanulmányunkban a magyar gazdaság közel húszéves fejlődéstörténetét elemezzük egy kis, nyitott gazdaság neoklasszikus növekedési modelljének a segítségével. A modellt a magyar gazdaságra kalibráltuk, illetve bayesi módon becsültük meg.

A modell invertálásával képesek vagyunk a megfigyelt adatokat strukturális sokkokra felbontani, ezek a sokkok pedig megmutatják, hogy milyen mozgatórugói voltak a magyar gazdasági növekedésnek az elmúlt évtizedekben. Míg a rendszerváltást követő években, a 2008–2009-es világgazdasági válság kitöréséig a magyar gazdaságot robusztus növekedés jellemezte, amelyet a termelékenység és a várható

jövedelempozíció javulása kísért, ez a világgazdasági válságot követően megfordult, és a visszafogott növekedést nagyrészt a termelékenység és jövedelemvárakozások romlása magyarázza. A termelékenység mellett jelentős szerepe van a pénzügyi természetű sokkoknak, amelyek a válság előtt támogatták a növekedést, a válság során pedig a túlzott eladósodottság miatt radikális mérlegalkalmazkodásra kényszerítették a gazdaság szereplőit. Eddigi eredményeink összhangban állnak *Oblath* [2014] eredményeivel, ugyanakkor az továbbra is kérdéses, hogy az elmúlt két év javuló makrogazdasági adatai mennyiben magyarázhatók a gazdaság fundamentumainak tartós javulásával.

Hivatkozások

- AGUIAR, M.–GOPINATH, G. [2007]: Emerging Market Business Cycles: The Cycle Is the Trend. *Journal of Political Economy*, Vol. 115. No. 1. 69–102. o. <https://doi.org/10.1086/511283>.
- AN, S.–SCHORFHEIDE, F. [2007]: Bayesian Analysis of DSGE Models. *Econometric Reviews*, Vol. 26. No. 2–4. 113–172. o. <https://doi.org/10.1080/07474930701220071>.
- BAKSA DÁNIEL–BENK SZILÁRD–JAKAB ZOLTÁN [2014]: Létezik „a” költségvetési multiplikátor? Fiskális és monetáris reakciók, hitelesség és költségvetési multiplikátorok Magyarországon. *Sigma*, 45. évf. 1–2. sz. 57–84. o.
- BENCZÚR PÉTER–KÓNYA ISTVÁN [2016]: Interest Premium, Sudden Stop, and Adjustment in a Small Open Economy. *Eastern European Economics*, Vol. 54. No. 4. 271–295. o. <https://doi.org/10.1080/00128775.2016.1196109>.
- CHARI, V. V.–KEHOE, P. J.–MCGRATTAN, E. R. [2007]: Business Cycle Accounting. *Econometrica*, Vol. 75. No. 3. 781–836. o. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0262.2007.00768.x>.
- CHRISTIANO, L. J.–EICHENBAUM, M.–EVANS, C. L. [2005]: Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy. *Journal of Political Economy*, Vol. 113. No. 1. 1–45. o. <https://doi.org/10.1086/426038>.
- COOPER, R. W.–HALTIWANGER, J. C. [2006]: On the Nature of Capital Adjustment Costs. *Review of Economic Studies*, Vol. 73. No. 3. 611–633. o. <https://doi.org/10.1111/j.1467-937x.2006.00389.x>.
- DOMBI ÁKOS [2013]: The sources of economic growth and relative backwardness in the Central Eastern European countries between 1995 and 2007. *Post-Communist Economies*, Vol. 25. No. 4. 425–447. o. <https://doi.org/10.1080/14631377.2013.844927>.
- FÖLDVÁRI PÉTER–VAN LEEUWEN, B. [2011]: Capital accumulation and growth in Hungary, 1924–2006. *Acta Oeconomica*, Vol. 61. No. 2. 143–164. o. <https://doi.org/10.1556/aoecon.61.2011.2.3>.
- GARCÍA-CICCO, J.–PANCAZI, R.–URIBE, M. [2010]: Real Business Cycles in Emerging Countries? *American Economic Review*, Vol. 100. No. 5. 2510–2531. o. <https://doi.org/10.1257/aer.100.5.2510>.
- GOLLIN, D. [2002]: Getting Income Shares Right. *Journal of Political Economy*, Vol. 110. No. 2. 458–474. o. <https://doi.org/10.1086/338747>.
- GUERRON-QUINTANA, P. [2013]: Common and idiosyncratic disturbances in developed small open economies. *Journal of International Economics*, Vol. 90. No. 1. 33–49. o. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2012.10.002>.
- JAKAB M. ZOLTÁN–KÓNYA ISTVÁN [2012]: Munkapiaci súrlódások DSGE modellekben. *Közgazdasági Szemle*, 59. évf. 9. sz. 933–962. o.

- JAKAB M. ZOLTÁN–VILÁGI BALÁZS [2008]: An estimated DSGE model of the Hungarian economy. MNB Working Papers, Magyar Nemzeti Bank, Budapest.
- KÓNYA ISTVÁN [2015]: Több gép vagy nagyobb hatékonyság? Növekedés, tőkeállomány és termelékenység Magyarországon 1995–2013 között. *Közgazdasági Szemle*, 62. évf. 11. sz. 1117–1139. o. <https://doi.org/10.18414/ksz.2015.11.1117>.
- MAGYARI ILDIKÓ [2010]: Disentangling the Impact of Eurozone Interest Rate Movements on CEECs' Business Cycle Fluctuations: The Role of Country Spread. Master's Thesis, Central European University, Budapest, www.etd.ceu.hu/2010/magyari_ildiko.pdf.
- MINETTI, R.–PENG, T. [2013]: Lending constraints, real estate prices and business cycles in emerging economies. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 37. No. 12. 2397–2416. o. <https://doi.org/10.1016/j.jedc.2013.07.007>.
- NAOUSSI, C.–TRIPIER, F. [2013]: Trend shocks and economic development. *Journal of Development Economics*, Vol. 103. 29–42. o. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2013.01.004>.
- OBLATH GÁBOR [2014]: Gazdasági átalakulás, nekilendülés és elakadás. Magyarország makrogazdasági konvergenciája az Európai Unió fejlett térségéhez az 1990-es évek elejétől 2013-ig. Megjelent: *Kolosi Tamás–Tóth István György (szerk.): Társadalmi riport*. Tárki, Budapest, 21–50. o.
- SCHMITT-GROHÉ, S.–URIBE, M. [2003]: Closing small open economy models. *Journal of International Economics*, Vol. 61. No. 1. 163–185. o. [https://doi.org/10.1016/s0022-1996\(02\)00056-9](https://doi.org/10.1016/s0022-1996(02)00056-9).
- SMETS, F.–WOUTERS, R. [2007]: Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach. *American Economic Review*, Vol. 97. No. 3. 586–606. o. <https://doi.org/10.1257/aer.97.3.586>.
- TASTAN, H. [2013]: Real business cycles in emerging economies: Turkish case. *Economic Modelling*, Vol. 34. 106–113. o. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2013.01.030>.
- VALENTINYI, Á.–HERRENDORF, B. [2008]: Measuring factor income shares at the sectoral level. *Review of Economic Dynamics*, Vol. 11. No. 4. 820–835. o. <https://doi.org/10.1016/j.red.2008.02.003>.
- WANG, P.–WEN, Y. [2012]: Hayashi Meets Kiyotaki and Moore: A Theory of Capital Adjustment. *Review of Economic Dynamics*, Vol. 15. No. 2. 207–225. o. <https://doi.org/10.1016/j.red.2011.09.004>.
- ZHAO, Y. [2013]: Borrowing constraints and the trade balance–output comovement. *Economic Modelling*, Vol. 32. 34–41. o. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2013.01.024>.