

JAKAB M. ZOLTÁN–KÓNYA ISTVÁN

Munkapiaci súrlódások DSGE modellekben

A tanulmány célja, hogy bemutassa a munkapiaci keresés alapmodelljét és annak felhasználását újkeynesi modellkeretben. Az általános ismertető után megmutatjuk, hogy miként lehet ezt a megközelítést a magyar gazdaság makrofolymatainak jobb megértésére felhasználni. Ehhez ismertetjük a modell magyar gazdaságra kifejlesztett és magyar adatokon bayesi módon megbecsült változatát. A becsült modellt összehasonlítjuk egy olyan, szintén becsült újkeynesi modellel, amely csak a munkapiaci leírásában különbözik. Az eredmények alapján a munkapiaci súrlódások modellezése számos ponton realisztikusabb és jobban értelmezhető impulzusválaszokat, illetve becsült historikus sokkokat eredményez. Fontos eleme a megközelítésünknek a bérmerevségek figyelembevétele, különösen ezek megkülönböztetése meglévő álláshelyek és új belépők között. A becslés alapján az átlagos bérmerevség magas, és összevethető a korábbi magyar eredményekkel. Az új belépők bére azonban becslésünk szerint lényegesen rugalmasabban reagál a gazdaságot érő sokkokra.*

Journal of Economic Literature (JEL) kód: E24, E32, J31, J64

A munkanélküliség megértésének mára talán legismertebb közgazdasági eszköze a munkapiaci keresési modell. A megközelítés arra a meglátásra épül, hogy a potenciális munkavállalók (munkanélküliek) és munkáltatók (üres álláshelyek) csak fokozatosan „találnak egymásra”. Míg a neoklasszikus megközelítésben a munkapiac – a többi piachoz hasonlóan – az egyensúlyi bér mellett azonnal egyensúlyba kerül, a keresési modellben ez nincs így. A keresési súrlódások következménye az egyensúlyi munkanélküliség, ami természetes jelenség. A modellkeret azt is lehetővé teszi, hogy ezen egyensúlyi munkanélküliség meghatározóit azonosítsuk: ezek a munkapiac földrajzi, szerkezeti és intézményi sajátosságai, amelyek egy része a gazdaságpolitika által befolyásolható. A munkapiaci keresési megközelítés fontosságát jelzi, hogy 2010-ben Peter Diamond, Dale Mortensen és Christopher Pissarides Nobel-díjat kaptak az ezen a területen végzett munkásságukért.

* A tanulmányban kifejtett gondolatok a szerzők nézeteit tartalmazzák és nem feltétlenül tükrözik a Nemzetközi Valutaalap vagy a Magyar Nemzeti Bank hivatalos álláspontját.

Ebben a tanulmányban egy olyan megközelítést mutatunk be, amely a munkapiaci keresést beépíti a korábbi magyar dinamikus, sztochasztikus, általános egyensúlyi (DSGE) modell (*Jakab-Világi* [2008]) egy némileg egyszerűsített változatába. Ennek segítségével lehetőség nyílik nemcsak a munkanélküliség explicit megjelenítésére és magyarázatára, hanem a keresési súrlódások által az inflációs folyamatok jobb megértésére is. Elsődleges célunk nem a modell minden technikai részletének ismertetése, bár a *Függelék* tartalmazza a modellt, illetve a becslés fontosabb jellemzőit. Ehelyett azt szeretnénk bemutatni, hogy 1. a keresési modell önmagában milyen vizsgálatokra ad lehetőséget, 2. miként segíthetnek a munkapiaci DSGE modellek az inflációs perzisztencia megértésében, illetve 3. mit tanultunk a magyar adatokra illesztett munkapiaci DSGE modellünkből.

A keresési modellek egyik fő erénye, hogy megjelenik bennük az időben változó, a gazdasági környezet által meghatározott nem önkéntes munkanélküliség. Ez azért is fontos, mert a gazdasági ciklusok fő megközelítéseiben – mind a gazdasági ciklusok reálmodelljében (*real business cycle, RBC; Hansen* [1985]), mind az újkeynesi modellkeretben (*Smets–Wouters* [2003]) – a munkanélküliség általában hiányzik. A dinamikus, sztochasztikus, általános egyensúlyi (DSGE) makromodellek a foglalkoztatást magyarázzák, a munkanélküliség és inaktivitás között azonban nem tesznek különbséget. Ilyen munkapiaci feltevést tartalmaz a Magyar Nemzeti Bank munkatársai által kidolgozott, és a magyar gazdaságra megbecsült DSGE modell is (*Jakab-Világi* [2008]).

A munkapiaci keresés beillesztésével kapott úgynevezett munkapiaci DSGE modellek másik előnye, hogy az egyszerű újkeynesi modellekhez összehasonlítva jobban képesek az infláció lassú alkalmazkodását megragadni. Ennek oka az, hogy a munkapiaci súrlódások lelassítják a reálhatárkölség reakcióját, ami pedig az infláció fő meghatározója.

Természetesen nem ez az első tanulmány, amely munkapiaci DSGE modellt mutat be. A keresési modell korábban már megjelent gazdasági ciklusok reálmodelljeiben (*Andolfatto* [1996]), illetve a közelmúltban újkeynesi DSGE modellekben is (*Trigari* [2006]). Az Európai Központi Bank Wage Dynamics Network (WDN) kutatási projektje keretében több ilyen irányú tanulmány is született.¹ Ezekhez képest a mi megközelítésünk újdonsága részben a magyar vonatkozásból fakad, részben pedig abból, hogy kis, nyitott gazdaságot vizsgáló közepes méretű modellünkben külön kezeljük az új belépők és meglévő álláshelyek bérmerőségét. Hasonló modellt fejlesztettek például az új-zélandi jegybankban *Albertini–Kamber–Kirker* [2011], de a bérezés differenciálása nélkül.

A továbbiakban először ismertetjük a munkapiaci keresés alapmodelljét, majd bemutatjuk ennek használatát DSGE modellekben. Az ismertetőben rávilágítunk a munkapiaci DSGE modellek előnyeire, illetve a technikai nehézségekből fakadó egyszerűsítések okozta hiányosságokra. A modellkeret ismertetése után rátérünk a magyar modell sajátosságaira, illetve bemutatjuk a modell bayesi becslésének eredményeit. Végül áttekintjük a becslés modell főbb üzeneteit a magyar gazdaság jellegzetességeinek megismerésében.

¹ http://www.ecb.int/home/html/researcher_wdn.en.html.

A munkapiaci keresés alapmodellje

A munkapiaci keresés talán legismertebb modelljét Dale Mortensen és Christopher Pissarides állította fel (*Mortensen–Pissarides* [1994]). Ebben a részben ennek a modellnek egy egyszerűsített változatát mutatjuk be.

Állományok és áramlások

A modellkeret alapösszefüggéseinek felírásában van némi szabadságfokunk, aszerint, hogy a döntéshozatal és az áramlások esetében milyen időzítést feltételezünk. A továbbiakban azt a változatot mutatjuk be, amely az irodalomban leginkább használatos.

A megközelítés a munkanélküliséget állapotváltozóként kezeli, és az állomány változásaira helyezi a hangsúlyt. Általános esetben a munkapiaci státus lehet *munkanélküli*, *foglalkoztatott* vagy *inaktív*. A keresési modell többnyire nem foglalkozik az inaktivitással, hanem azt feltételezi, hogy a foglalkoztatás változása csak a munkanélküliségen keresztül történik.

Mindezek alapján a munkanélküliség és foglalkoztatottság között a következő áramlási egyenletet írhatjuk fel:

$$n_t = (1 - \rho_{t-1})n_{t-1} + s_{t-1}u_{t-1}, \quad (1)$$

ahol u_t és n_t a munkanélküliek, illetve a foglalkoztatottak aránya az aktívakon belül, ρ_t a munkahely elvesztésének valószínűsége, s_t pedig annak a valószínűsége, hogy egy munkát kereső állást talál. Feltételezzük, hogy egy adott időszakban létrejövő munkahelyek csak a következő időszakban válnak produktívává.

Az alapmodellben nincsen heterogenitás, minden álláshely és munkanélküli egyforma. Nyilvánvaló, hogy az állományok arányként történő definíciója miatt teljesül, hogy:

$$u_t + n_t = 1. \quad (2)$$

A keresési modell fő kérdése az, hogy miként határozódnak meg az egyensúlyi áramlások, ρ_t és s_t . A két változó relatív súlya a munkanélküliség ingadozásának magyarázatában még ma is vita tárgya. Az Egyesült Államok adatainak vizsgálata alapján a munkanélküliségből való kiáramlás ingadozása tűnik meghatározóbbnak (*Shimer* [2007]). Nemzetközi vizsgálatokban ez az eredmény sokkal kevésbé robusztus (*Elsby–Hobijn–Sahin* [2009]). Bár a referenciatanulmányban (*Mortensen–Pissarides* [1994]) mindkét áramlás endogén, a munkapiaci DSGE modellekben általában feltételezik, hogy $\rho_t = \rho$ exogén konstans. Az egyszerűség kedvéért a továbbiakban mi is ezzel a feltevéssel élünk.

A találati függvény

A keresési modellek másik fontos alkotóeleme a *találati függvény* (*matching function*), amely redukált formában ragadja meg a munkapiaci keresés súrlódásait. Formálisan,

$$m_t = \mu v_t^\sigma u_t^{1-\sigma}, \quad (3)$$

ahol m_t az időszakban létrejött „találkozások”, v_t pedig a vállalatok által meghirdetett nyitott pozíciók száma. A találati függvény felírt formájában konstans skáláhozadékok feltételez. A μ paraméter a keresés általános hatékonyságát méri, míg σ a találati függvény üres álláshelyekre vetített rugalmassága.

A találati függvény segítségével felírhatjuk annak a valószínűségét, hogy a munkanélküliek munkát találnak (s_t), illetve egy üres álláshelyet betöltenek (q_t):

$$\begin{aligned} s_t &= \frac{m_t}{u_t} = \mu \theta_t^\sigma \\ q_t &= \frac{m_t}{v_t} = \mu \theta_t^{\sigma-1}, \end{aligned} \quad (4)$$

ahol $\theta_t = v_t/u_t$ a *munkapiaci feszesség* mérőszáma. Látható, hogy a konstans skáláhozadékból adódóan mindkét valószínűség kizárólag a munkapiaci feszesség függvénye.

Üres álláshelyek

Az (1) egyenletből látható, hogy a munkanélküliség változása az állástalálás valószínűségén múlik, ez pedig a (4) képlet szerint a munkapiaci feszesség függvénye. Mivel a munkanélküliség szintje lassan változó állapotváltozó, a feszességet rövid távon az üres álláshelyek számának változása határozza meg. Ennek magyarázatához a vállalatok előrettekintő viselkedését kell elemeznünk.

A modellkeret fontos feltevése, hogy az üres álláshelyek meghirdetése költséges. A vállalatok tehát annak alapján nyitnak meg álláshelyeket, hogy azok várható haszna miként viszonyul a meghirdetés költségéhez. Belátható, hogy ez a feltétel a következőképpen írható fel:

$$\frac{\kappa}{q_t} = \beta(1-\rho) \mathbb{E}_t \left(z_{t+1} - w_{t+1} + \frac{\kappa}{q_{t+1}} \right), \quad (5)$$

ahol κ az üres álláshely kiírásának költsége, z_t egy betöltött álláshely termelékenysége, w_t pedig a fizetendő bér. Az egyenlet bal oldala az álláshely betöltésének várható költsége, hiszen a vállalat q_t valószínűséggel talál munkavállalót. A jobb oldal pedig a várható haszon: a vállalat nettó profitja, illetve az abból adódó haszon, hogy nem kell újra meghirdetni az üres állást a következő periódusban. Ez a kifejezés az irodalomban a *munkahelyteremtés egyenleteként* (*job creation condition*) ismert.

Bérezés

A modell zárásához még a bérmegállapítás leírása szükséges. Fontos észrevennünk, hogy a bérezés kérdése a modellkeretben nem egyértelmű. Ennek oka az, hogy a súrlódásokból adódóan egy létrejött találkozás (*match*) általában többletet generál.² A többlet elosztása a két fél között azonban nem nyilvánvaló, hiszen kétoldali alku eredménye. Ráadásul a találkozáskor kialakult bér vonatkozhat csak a következő időszakra, de akár egy hosszabb időtartamra is, hiszen a létrejött álláshely várhatóan $1/\rho$ időszakig „él”. Mindaddig, amíg az aktuális bér mellett mindkét fél pozitívan részesedik a többletből, a bér megváltoztatása nem szükségszerű. A keresési modellben a bér tehát nem „allokatív”: bizonyos korlátok között nem befolyásolja a reálváltozókat.

A szakirodalom alapfeltevése az, hogy a bért minden időszakban újratárgyalják, az ún. Nash-alku alapján. Ez azt feltételezi, hogy a felek alkuereje egy állandó paraméter, illetve a külső lehetőségeik függvénye. Az ily módon létrejövő bért a következő egyenlet írja le:

$$w_t = \eta(z_t + \kappa\theta_t) + (1 - \eta)b_t, \quad (6)$$

ahol η jelöli a munkavállalók alkuerejét, b_t pedig a munkanélküliségből származó hasznot. Ez utóbbi az alapmodellben exogén, és többnyire a munkanélküli-segélyt, illetve a rendelkezésre álló többletszabaddiót jelenti. A szakirodalomban az összefüggés neve *béregyenlet*.

A folyamatos Nash-alku feltevése a szakirodalomban komoly vita tárgya. Megmutatható, hogy a munkahelyteremtés szempontjából az új belépők bére a kulcsfontosságú, nem pedig a már a vállalatnál dolgozók bére. Az új belépők béreinek meghatározódása azonban empirikusan vitatott: egyes tanulmányok szerint rugalmasan alkalmazkodik a munkatermelékenység változásához (*Pissarides* [2007]), míg közvetlen vállalati felmérések azt jelzik, hogy a cégek az új belépők béreit a már ott dolgozókéhoz igazítják (*Galuscak és szerzőtársai* [2009]). A Európai Központi Bank–MNB magyar vállalati WDN-felmérése is ez utóbbit támasztja alá (*Kézdi–Kónya* [2012]).

A béralku modellezési bizonytalanságai és a nem egyértelmű empirikus eredmények miatt a munkapiaci DSGE modellekben célszerű rugalmas megközelítéssel élni. Különösen fontos, hogy megkülönböztessük az új belépők béreinek rugalmasságát, hiszen a munkapiac feszességére és a munkanélküliség alakulására elsősorban ez van hatással. A magyar munkapiaci DSGE modellben ennek megfelelően külön kezeljük az átlagbérek és az új belépők béreinek rugalmasságát (lásd később).

² Ennek elégséges feltétele, hogy a munkanélküliségből származó haszon – a segély és a szabaddió (b_t) – ne haladja meg a munkavállaló termelékenységét (z_t). A továbbiakban ezzel a feltevéssel fogunk élni.

Hosszú távú egyensúly

Feltételezve, hogy a bérek legalábbis hosszú távon a Nash-alku által meghatározott szinthez tartanak, a munkapiac nyugalmi állapota leírható a következő egyenletekkel:

$$\bar{u} = \frac{\rho}{\rho + \mu\bar{\theta}^\sigma} \quad (7)$$

$$(1-\eta)(\bar{z} - \bar{b}) = [1 - \beta(1-\rho)]\kappa\bar{\theta}^{1-\sigma} + \beta\eta\kappa\bar{\theta}.$$

Látható, hogy a második egyenletből egyértelműen meghatározható a munkapiaci feszesség mértéke ($\bar{\theta}$), míg ennek segítségével az első egyenlet megadja a hosszú távú munkanélküliség szintjét (\bar{u}).

A keresési súrlódások ezen egyszerű modellezésével számos fontos következtetést vonhatunk le.

1. A munkapiaci súrlódások ($\mu < \infty$, $\kappa > 0$) miatt a természetes, hosszú távú munkanélküliség pozitív.

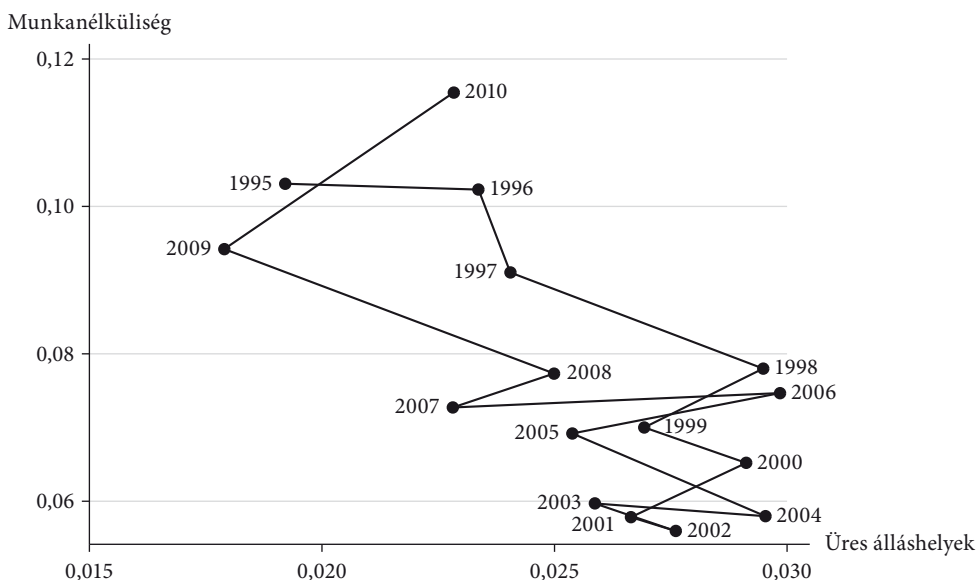
2. A munkanélküli-segély adott szintje mellett a termelékenység növekedése csökkenő munkanélküliséghez vezet.

3. Adott termelékenység mellett a munkanélküli-segély emelése növeli a munkanélküliséget.

4. A termelékenységnövekedés hatására az üres álláshelyek száma nő, míg a munkanélküliek száma csökken. Ezt az empirikusan is megfigyelt negatív korrelációt írja le a Beveridge-görbe.

1. ábra

A Beveridge-görbe Magyarországon (adott év első negyedéve)



Forrás: Magyar Nemzeti Bank.

5. A munkapiaci súrlódások növekedése (μ csökken) növeli a munkanélküliséget, vagyis a Beveridge-görbe kifelé tolódik.

Ez utóbbi jelenség magyarázza azt, hogy egy gazdaság strukturális átalakulása idején a munkanélküliség átmenetileg megnő, mivel a munkanélküliek képzettsége és az üres álláshelyekkel rendelkező vállalatok igényei közötti különbség megnő (*skill mismatch*). Megfigyelhettük ezt az 1990-es években Magyarországon és a többi átmeneti gazdaságban, illetve a 2008–2009. évi pénzügyi válság kapcsán az amerikai gazdaságban.

Érdekes megfigyelni Beveridge-görbe alakulását Magyarországon, ami az 1. ábrán látható. Az általános negatív korreláció mellett világosan kirajzolódik, hogy a görbe a 2000-es évekre befelé tolódott el, tehát az 1990-es évekhez képest a munkapiaci súrlódások csökkentek. Ugyanakkor figyelmeztető jel, hogy a 2010-es adatpont ismét a súrlódások növekedésére utal – e jelenség tartósságát azonban egyelőre még nem tudjuk megítélni.

A modell kiterjesztései

A bérezés kérdései mellett az alapmodell számos más feltevése módosítható. Már említettük a munkahely megszűnési valószínűségének endogenizálását (*Mortensen–Pissarides* [1994]) és az ehhez kapcsolódó empirikus vitát. Egy érdekes tanulmány ehhez a vitához kapcsolódik, de új modellezési stratégiát választ (*Barnichon* [2009]). Bemutatja, hogy amennyiben a munkahelyek megszüntetését nem a termelékenységi változásai, hanem keresleti sokkok vezérlik, az így kapott modell empirikus teljesítménye sokkal jobb lesz.

Ehhez kapcsolható az a kérdés, hogy a munkapiaci változók (munkanélküliség, üres álláshelyek, bér) fő mozgatói termelékenységi vagy pedig más típusú sokkok. A korábbi irodalom nagy része a termelékenységi sokkok hatásait vizsgálta. Nagy vitát kiváltó cikkében Robert Shimer megmutatta, hogy a realiztikusan kalibrált alapmodell nem képes reprodukálni a munkanélküliség adatokban megfigyelt volatilitását (*Shimer* [2005]). A cikkre született válaszok egy része (és maga Shimer is) a bérek ragadóságát hangsúlyozza. Más tanulmányok viszont arra mutatnak rá, hogy a munkapiaci ingadozásokat nem feltétlenül a technológiai sokkok okozzák (*Balleer* [2009]). Hasonló eredményre jut egy másik tanulmány is, amely európai és amerikai adatokon végzi el az alapmodell ragadós bérekkel bővített változatának bayesi becslését (*Kónya–Krause* [2011]).

Végül érdemes megemlíteni azokat a kiterjesztéseket, amelyek az alapmodellben nem vizsgált munkapiaci áramlásokat is figyelembe veszik. Ezek egyrészt az inaktivitás és aktivitás közötti mozgások (*Haefke–Reiter* [2006]), másrészt a foglalkoztatottak munkahelyváltása (*job-to-job transition*) (*Krause–Lubik* [2007]). Ezek és a korábban említett kiterjesztések realiztikusabbá, de egyben nehezebben kezelhetővé teszik a modellt. Mivel a mi megközelítésünk elsősorban a DSGE modellkeret integrálására és a bérmevségek szerepére koncentrál, a továbbiakban a fentebb ismertett alapmodellt fogjuk használni.

Munkapiaci DSGE modellek

A munkapiaci keresés alapmodellje, illetve annak változatai egyszerűségük mellett is számos ponton realizisztikusabb képet festenek a munkapiac működéséről, mint a súrlódásoktól eltekintő neoklasszikus megközelítés. Segítségükkel értelmezhető az egyensúlyi munkanélküliség, a munkapiac feszessége, valamint a munkapiaci áramlások és állományok változása a paraméterek függvényében. A DSGE modellek korábbi generációjában (*Smets–Wouters* [2007]) a munkapiac súrlódásoktól mentes és az intenzív határon alkalmazkodik, ezért ezek a modellek nem képesek megragadni az állományok lassú változását. A keresési modell beillesztése DSGE modellekbe tehát önmagában is fontos azért, hogy a munkapiaci folyamatokat, a munkapiaci sokkok hatását a nemzetgazdaságra, illetve a munkapiacon kívüli sokkok hatását a munkapiacra elemezni tudjuk.

A munkanélküliség DSGE modellbeli kezelésére létezik egy másik módszer is (*Galí–Smets–Wouters* [2011]). Ez az oszthatatlan munkakínálatot feltételező RBC modelleken alapul (*Hansen* [1985]), de monopolisztikusan versenyző és bérmegállapító háztartásokat feltételez (*Erceg–Henderson–Levin* [2000]). Az oszthatatlan munkaidő feltevése miatt a reprezentatív háztartás az extenzív határon alkalmazkodik, azaz tagjainak egy része foglalkoztatott lesz, más része viszont nem dolgozik.³ Mivel a bér általában magasabb a fogyasztás és szabadidő közötti helyettesítési határrátánál, a háztartás szeretné nem dolgozó tagjait munkába állítani. Ez az eredmény ekvivalens azzal, hogy a nem árdiszkrimináló monopóliumok szeretnének többet termelni adott ár mellett, ám a többlettermelés árcsökkenő hatása miatt nem teszik. A monopolisztikusan megállapított bér tehát az oka annak, hogy a szerzők a nem dolgozókat munkanélkülüként – és nem inaktívként – kezelik. Bár az ily módon generált munkanélküliség egyszerűen beépíthető DSGE modellekbe, a monopolisztikus bérmegállapítás véleményünk szerint csak egyik, és vélhetően nem is fő oka a munkanélküliség létének. A keresési súrlódások szerepe szerintünk legalább ilyen fontos, ezért ebben a tanulmányban a munkanélküliséget elsősorban ilyen súrlódásokkal magyarázzuk. A bérezés a mi megközelítésünkben is fontos szerepet kap, de nem az optimálisnál magasabb bérszint, hanem a bérek ragadósága miatt.

A munkapiaci keresés beillesztése potenciálisan fontos lehet az inflációs folyamatok és a monetáris politika hatásmechanizmusának megértésében is. Ennek oka az, hogy az újkeynesi modellekben az infláció fő meghatározója a vállalati határköltség alakulása, amit pedig nagyobb részt – főként rövid távon – a munkabérek mozgatnak. Az újkeynesi Phillips-görbe legegyszerűbb felírásában, ahol a munka az egyetlen input, és konstans skáláhozadék van, a kapcsolat közvetlen:

$$\hat{\pi}_t = \beta \mathbb{E}_t \hat{\pi}_{t+1} + \zeta \hat{w}_t. \quad (8)$$

³ A megközelítés feltételezi a háztartáson belüli tökéletes kockázatmegosztást, amelyet lentebb mi is tárgyalunk.

Az egyenletben π_t az árinfláció, w_t a reálbér, egy tetszőleges x változó esetén pedig $\hat{x}_t = \log(x_t/\bar{x})$ a hosszú távú egyensúlyi (*steady state*) állapottól vett százalékos eltérést jelöli. Az inflációt tehát az alapesetben az inflációs várakozások és a reálbér alakulása mozgatja.

A munkapiaci keresés beépítése az újkeynesi keretbe legegyszerűbben úgy történik, hogy a munkapiaci és az árazási döntések egymástól elkülönülnek. Feltesszük, hogy a termelőszektor tökéletesen versenyzői piacon rugalmas árak mellett értékesít a kiskereskedelmi szektornak; míg a kiskereskedelmi szereplők monopolisztikus versenyben ragadós árakkal értékesítenek a végső fogyasztóknak. Az árazási és munkapiaci döntések szétválasztása lényegesen leegyszerűsíti a modellezést, és a (9) Phillips-görbét eredményezi.

$$\hat{\pi}_t = \beta \mathbb{E}_t \hat{\pi}_{t+1} + \zeta \hat{p}_{w,t}, \quad (9)$$

ahol $p_{w,t}$ a termelő (nagykereskedelmi) szektor relatív árát jelöli.

A reálhatárkölség azt méri, hogy a végső kínálat marginális növelésének mekkora a költsége. Versenyzői munkapiacon ez egyenlő a munka határkölségével (w_t), amelyet pedig a foglalkoztatottak termelékenységé határoz meg. Keresési súrlódások mellett ez az összefüggés nem teljesül. Ebben az esetben a megfelelő határkölség a $p_{w,t}$ nagykereskedelmi ár. Érdeemes végiggondolni, hogy ez miként határozódik meg.

A termelés bővítése – amely feltételezésünk szerint a nagykereskedelmi szektorban történik – üres álláshelyek kiírásával és azok betöltésével történik. Ennek költsége $\kappa/q_t = \kappa\theta_t^{1-\sigma}$, amely az (5) egyenlet alapján nemcsak a gazdaság jelenlegi, hanem a későbbiekben várható állapotától is függ. Ez azt jelenti, hogy átmeneti sokkok esetén a foglalkoztatottság és a termelés kevésbé fog változni, mint a keresési súrlódások nélküli modellben. A reálváltozók perzisztenciája tehát a keresési modellben nagyobb, beleértve a reálhatárkölséget is.

Mivel az inflációt a reálhatárkölség befolyásolja, ezért azt várjuk, hogy az is perzisztensebbé válik. A keresési súrlódások hatására tehát az újkeynesi modell nagyobb „belső” perzisztenciával rendelkezik, és kevésbé érdemes „külső” perzisztenciát – magas exogén árragadóságot – feltételezni. Nem árt megjegyezni azonban, hogy a keresési súrlódások inflációs perzisztenciára gyakorolt hatása a termelési és árazási döntés elkülönítése miatt meglehetősen gyenge. Azok a modellek, amelyekben a kétféle döntést ugyanazok a vállalatok hozzák meg, a hatás lényegesen erősebb (*Thomas [2009]*). A kétféle döntés együttes modellezése azonban önmagában is nehéz, az általunk vizsgált bérmereségekkel együtt pedig gyakorlatilag kezelhetetlen. Megközelítésünkben mi a bérmereségek szerepére koncentráltunk, tudatában a munkapiac reáloldaláról eredő transzmisszió gyengeségének. Az alább bemutatott eredmények alapján azonban megfontolásra érdemes a két szektor – várhatóan más egyszerűsítő feltételek mellett – integrálása, és az árazási és a bérezési/foglalkoztatottsági döntés kölcsönhatásainak vizsgálata.

Magyar tapasztalatok

Mielőtt rátérnénk a munkapiaci blokkra, röviden ismertetjük a modell struktúráját. A modell teljes, loglinearizált leírása a *Függelékben* található. A modell alapja a Magyar Nemzeti Bankban kifejlesztett DSGE modell (*Jakab-Világi* [2008]), amelyhez képest néhány egyszerűsítéssel éltünk.

A DSGE modell struktúrája

A modellkeret fő jellegzetességei az előretekinthető és optimalizáló háztartások és vállalatok, racionális várakozások, valamint számos nominális és reálagadóság jelenléte. Az előbbieket követve a monetáris politika rövid távon nem semleges, viselkedését a nominális kamatláb megválasztása írja le. A modell kis, nyitott gazdaságot feltételez, ahol a már leírt módon különül el a termelő és értékesítő szektor. Az értékesítés történhet hazai piacra, illetve exportra; mindkét esetben Calvo-féle áragadóság mellett.

A reprezentatív háztartás időszaki hasznossága a fogyasztás és munkakínálat függvénye. A fogyasztás hasznossága függ az előző időszaki átlagos fogyasztástól (*external habit*). A háztartás munka-, tőke- és profitjüvedelmét, valamint újonnan felvett külföldi hiteleinek összegét fogyasztásra, beruházásra, illetve a külföldről felvett adósság kamatkiadásainak finanszírozására használja.⁴ A külföldi adósság kamatlába függ a nemzetgazdaság átlagos eladósodottságától. A beruházás alkalmazkodási költsége az előző időszaki beruházástól vett eltérés függvénye (*Christiano-Eichenbaum-Evans* [2005]). A meglévő tőkeállomány kapacitáskihasználtsága változtatható.

A termelési oldalon három fázist különböztetünk meg. A közbülső termékeket gyártó szektorban homogén terméket állítanak elő a vállalatok. Ezek legfeljebb egy munkavállalót, valamint tőkét és importtermékeket használnak a termeléshez. Ebben a szektorban jelennek meg a munkapiaci keresési súrlódások. A homogén közbülső terméket differenciált változatokat előállító cégek vásárolják meg. Ezek egyszerűen újracsomagolják a közbülső jószágot, további input felhasználása nélkül. A fő szerepük ezeknek a cégeknek az, hogy ők töltik be az árazói szerepet a gazdaságban. Az árazók minden periódusban fix valószínűséggel választhatják meg optimálisan új áraikat (Calvo-árazás), ellenkező esetben az ár részlegesen indexálódik az előző időszaki inflációhoz. A hazai és az exportszektorokban különböző lehet az optimális újraárazás valószínűsége. Végül, a különböző változatok egy összetett hazai, illetve összetett exportált terméké alakulnak. Az összetett hazai terméket használják a háztartások beruházásra és fogyasztásra. Az összetett exportterméket külföldön értékesítik; a külföldöt egy *ad hoc* exportkeresleti görbével reprezentáljuk.

⁴ Az egyszerűség kedvéért feltételezzük, hogy nincsenek likviditáskorlátos háztartások, ellentétben az MNB DSGE modelljével (*Jakab-Világi* [2008]). További egyszerűsítés, hogy a várakozások racionálisak, míg az MNB DSGE modellben van adaptív tanulás.

A fiskális politikát egy exogén kormányzati kiadási sokkal írjuk le. A monetáris politika Taylor-szabályt követ: a jegybank a nominális kamatot határozza meg az infláció és a kibocsátási rés függvényében. Feltételezzük, hogy a Taylor-szabály tartalmaz kamatsimítást is. Az importált inputok külföldi ára exogén, hazai árakat pedig a vásárlóerő-paritás határozza meg.

A gazdaságot különböző véletlen folyamatok befolyásolják, ezek: 1. *autoregresszív sokkok* (termelékenység, beruházási költség, kormányzati kiadás, munkakínálat, belső kamatfelár, külföldi kamatfelár, exportkereslet, importár), illetve 2. *fehértaj-sokkok* (monetáris politika, hazai árrés, exportárrés). A döntéshozók ismerik a sokkok valószínűségi eloszlását, de maguk a sokkok csak adott időszak elején válnak ismertté.

A munkapiac részleteit részben már bemutattuk, a bérezést pedig a következőkben ismertetjük. A munkapiaci súrlódások ismertetett alapmodelljéhez képest még a következő eltérések jelennek meg. Mivel a háztartások hasznossága konkáv, a foglalkoztatottak és munkanélküliek jövedelme és így döntési helyzete is különböző lenne. Ennek a heterogenitásnak a kiküszöbölésére használjuk a szakirodalomban bevett háztartáson belüli tökéletes kockázatmegosztás feltevését (*Andolfatto* [1996]). Ezáltal a reprezentatív háztartás internalizálja a munkanélküliségből adódó jövedelemvesztést, és belső újraelosztás segítségével kiküszöböli ennek egyéni hatását. A munkanélküliségből adódó heterogenitásnak ebben az esetben nincsen jelentősége.

A munkapiacon részt vevő vállalatok a munka mellett tőkét és importált inputokat is használnak. Mivel a feltételezett termelési függvény Cobb–Douglas-típusú, és a tőkének és az importált inputoknak tökéletesen versenyzői piaca van, a munka átlagterméke a teljes output fix hányada. A vállalat foglalkoztatottságból eredő haszna tehát az alapesettől csak egy konstans szorzóban tér el.

A ragadós bérek szerepe

A korábban leírt munkapiaci keresési modell ragadós bérekkel bővített változatát építettük be a modellbe. A bérragadósság jelentősége részben empirikus, mint ahogy számos korábbi tanulmány, illetve az Európai Központi Bank–MNB magyar vállalati WDN-kérdőíve (*Kézdi–Kónya* [2012]) is bemutatta. Különösen fontos az új belépők bérének alakulása, amelyről az irodalomban még nincsen konszenzus (lásd fent).

Hogy ennek jelentőségét megértsük, nézzük meg, hogy a bérragadósság miként módosítja a keresési modell alapegyenleteit. A bérragadósság modellezéséhez a Calvo-feltevést használjuk, ahol a Calvo-paraméter az új Nash-alku valószínűségét méri. A már korábban is a vállalatnál dolgozók esetében a γ_w , míg az újonnan felvettek esetében a ϑ_w paraméter jelzi a Nash-alku elmaradásának valószínűségét. A becslésünk tehát lehetőséget ad arra, hogy az új belépők bérének merevsége eltérjen a többi munkavállalótól. Ha a Nash-alkura nincs lehetőség, a bérek részben indexálódnak az inflációhoz, ahol az indexálás mértékét a ξ_w paraméter jelzi. Ha $\xi_w = 1$, akkor az indexálás teljes (reálbérmerevség), míg ha $\xi_w = 0$, akkor nincs indexálás (nominálbér-merevség). A becslésünk ennek a paraméternek az értékéről is tájékoztat.

A képletek egyszerűsítése kedvéért a továbbiakban tegyük fel, hogy nincsen indexálás, valamint az új belépők és a régi dolgozók bérmerevsége azonos ($\gamma_w = \vartheta_w$).⁵ A loglinearizált béregyenlet ekkor a következőképpen írható fel:

$$\hat{\pi}_t^w = \beta(1-\rho)(1-\bar{s})\mathbb{E}_t\hat{\pi}_{t+1}^w + \frac{(1-\gamma_w)[1-\beta\gamma_w(1-\rho)]}{\gamma_w}(\hat{w}_t^N - \hat{w}_t), \quad (10)$$

ahol w_t^N a (6) egyenlet által definiált *Nash-bér*, míg π_t^w a *nominálbér-infláció*. A nominálbér változása az egyenlet szerint fokozatos, végső soron pedig a tényleges és a Nash-bér közötti különbség mozgatja. Az egyenlet ily módon teljesen analóg a jól ismert újkeynesi Phillips-görbével. Érdekes viszont, hogy a görbe meredeksége nem csak a Calvo-paraméterektől, hanem a munkapiaci áramlásoktól (ρ, \bar{s}) is függ.

A munkahelyteremtés egyenlete szintén módosul. Továbbra is feltételezve az indexálás hiányát, illetve a közös új/régi Calvo-paramétert, a következő loglinearizált egyenlethez jutunk:

$$\frac{\kappa}{\bar{q}}\hat{q}_t = \beta(1-\rho)\mathbb{E}_t\left(\bar{w}\hat{w}_{t+1} - \bar{z}\hat{z}_{t+1} + \frac{\kappa}{\bar{q}}\hat{q}_{t+1}\right). \quad (11)$$

Látható, hogy az (5) egyenlethez képest a különbség mindössze annyi, hogy a *munkahelyteremtést nem a Nash-bér, hanem az átlagbér befolyásolja*. Fontos megjegyezni, hogy az (5) egyenletet a $\vartheta_w = 0$ esetben kapjuk vissza; ehhez sem nem szükséges, sem nem elégséges a $\gamma_w = 0$ feltétel teljesülése.⁶ Ennek az az oka, hogy ha az új belépők bére teljesen rugalmas, akkor a kezdeti béralku képes figyelembe venni a bérek esetleges későbbi merevségét. Mivel az alku előretekintő, a munkahely meglétének várható többlete előre felosztható a kezdeti bér megfelelő választásával. Ekkor a későbbi merevség irreleváns a vállalati várható profit – és így a munkahelyteremtés – szempontjából.

Az átlagbér változását mindaddig a (10) egyenlet írja le, amíg $\gamma_w > 0$, de ez egy közgazdasági következmények nélküli összefüggés, amennyiben $\vartheta_w = 0$. Ha viszont mindkét Calvo-paraméter pozitív, akkor a munkahelyteremtés és az átlagbér is a kettő együttes nagyságától és interakciójától függ. Ha például az új belépők bére ragadós, de a meglévő dolgozók bére rugalmasan újratárgyalható, az előbbi hatása jelentéktelen, hiszen a ragadósság csak egy időszakra vonatkozik. A bérmerevségek közgazdasági hatásai tehát mindkét Calvo-paraméter nagyságától függnék.

Összegezve tehát, munkapiaci DSGE modellünk vizsgálja 1. a keresési súrlódások hatását a reálgazdaságra, illetve a monetáris politikára, illetve 2. a bérmerevségek szerepét keresési súrlódások esetén. A munkapiac részletesebb és realisztikusabb modellezésétől azt várjuk, hogy az *ad hoc* reál- és nominális merevségek helyett

⁵ A teljes modellben és a becslés során természetesen megengedjük a két bérragadóssági paraméter különbözőségét.

⁶ A bér- és munkahely-teremtési egyenletek az általános esetben ($\gamma_w \neq \vartheta_w$) hasonlóan értelmezhetők, de a képletek némileg bonyolultabbak (lásd *Függelék*). Ekkor világosan látszik, hogy a munkahelyteremtés egyenlete akkor és csak akkor különbözik a rugalmas béres alapesettől, ha $\vartheta_w \neq 0$.

strukturális módon magyarázhatjuk a lassú alkalmazkodásokat. A megközelítés további előnye, hogy vizsgálni tudunk olyan jól értelmezhető munkapiaci sokkokat, amelyek a korábbi DSGE modellekben *ad hoc* módon jelennek meg. Ennek legjobb példája a munkakínálati sokk, amely a korábbi megközelítésekben egy preferencia-paraméter, itt azonban fő komponense a munkanélküli-segély, ami jól megfigyelhető és értelmezhető.

A munkapiaci paraméterek kalibrálása

Érdemes röviden végignézni azoknak a munkapiaci paramétereknek a magyarországi értékeit, amelyeket nem becsléssel, hanem kalibrálással határozunk meg. A kalibrálás során a paraméter értékét egyetlen statisztika alapján választjuk ki, míg a becslés a felhasznált adatsorok összes statisztikai tulajdonságát figyelembe veszi. Olyan paraméterek esetében, amelyek egyértelműen köthetők egy jól megfigyelt statisztikához, a kalibrálás pontosabb, megbízhatóbb eredményhez vezet. Amennyiben ilyen statisztika nem áll rendelkezésre, a becslést kell választanunk. A munkapiaci áramlások paraméterei, valamint a munkanélküliséghez tartozó hasznosság egy része jól megfigyelhető. Az 1. táblázat tartalmazza a kalibrált paramétereket.

1. táblázat

A munkapiac kalibrált paraméterei

Paraméter	Paraméter értéke
Munkát találás valószínűsége	0,18
Munkahely megszűnésének valószínűsége	0,0156
Egyensúlyi munkanélküliség	0,08
Munkanélküli-segély a bér hányadában	0,62

A munkát találás negyedéves valószínűségét *Hobijn–Sahin* [2007] alapján választottuk, amit szerzők a munkaerő-felmérésben található munkanélküliségi időtartamból számolták.⁷ Az egyensúlyi munkanélküliség értékét 8 százalékra állítottuk be, ami a 2001 harmadik negyedéve és 2010 első negyedéve közötti időszak mintaátlagának felel meg. E két statisztika (\bar{s} és \bar{u}), valamint az egyensúlyi munkanélküliség (7)-ben látható egyenlete segítségével számíthatjuk ki a munkahelyek megszűnésének negyedéves valószínűségét ($\bar{\rho}$).

Magyarországon a munkapiaci áramlások mértéke alacsony. Az Egyesült Államokban a hasonló statisztikák értéke $\bar{s} = 0,9$ és $\bar{\rho} = 0,1$, míg a nyugat-európai szintek hasonlóak a magyarországihoz.⁸ Ennek fő következménye, hogy bár

⁷ *Hobijn–Sahin* [2007] OECD-országokra – köztük Magyarországra – végezte el a kalkulációt, innovatív módszertannal.

⁸ A negyedéves munkát találási valószínűség az Európai Unióban 7,3 százalék (Olaszország) és 57,8 százalék (Svédország) között szóródik (*Hobijn–Sahin* [2007]). A munkahely megszűnésének valószínűsége 2 százalék (Olaszország) és 5,8 százalék (Spanyolország) közé esik (uo.); a magyar érték abban

a munkanélküliség szintje viszonylag alacsony, a munkanélküliség időtartama hosszú. Azt is érdemes figyelembe venni, hogy az átlagos áramlási valószínűségek nagyfokú heterogenitást takarhatnak. Érdekes kutatási téma lehetne, hogy mennyiben duális a magyar munkaerőpiac – együttesen vannak jelen a rugalmas, könnyen munkát találók és a rendkívül nehezen alkalmazható munkanélküliek. Modellünkben ezt a heterogenitást csak nagyon felszínesen (az átlagos értékek módosításával) tudjuk figyelembe venni.

A munkapiac további kulcsfontosságú paramétere a munkanélküliek külső opciója, amely a munkanélküli-segély és a munkanélküliségből adódó egyéb hasznosság (szabadidő, otthoni, illetve szürkegazdaságbeli foglalkoztatottság) összege. Az előbbi értékét az OECD összehasonlító statisztikájából vesszük.⁹ A munkanélküli-segély szintje európai összehasonlításban közepesnek tekinthető. Mivel a munkahelyteremtés és a bérezés a teljes külső opció függvénye, ezért a segélyen felüli részt – amely közvetlenül nem megfigyelhető – a becslés során kapjuk meg. A munkanélküli-segély kalibrálásának esetleges pontatlansága ezért kevésbé probléma, mert a becsült rész rugalmassága ezt ellensúlyozza.

Becslési eredmények

Az eddigiekben röviden ismertetett modellt magyar adatokon megbecsültük. Ebben a részben a becslés eredményeit mutatjuk be. A becsléshez a következő időszakok publikus adatait használtuk: reálfogyasztás, reálberuházás, kormányzati reálfogyasztás, reálimport és -export, reálbér, foglalkoztatottság, fogyasztói árindex, nominális kamatláb, exportár, importár és a nominális effektív árfolyam változása. A mintaperiódus 2001 harmadik negyedéve és 2010 első negyedéve közötti időszak: a minta kezdetét az a tény korlátozta, hogy az MNB akkor tért át az inflációs célt követő rendszerre. A negyedéves idősorok többségére Hodrick–Prescott- (HP) trendet illesztettünk (a szokásos $\lambda = 1600$ simítási paramétert használva) 2008 harmadik negyedévéig, majd 2008 negyedik negyedévéől a második és harmadik negyedév között becsült trendnövekedést extrapoláltuk.¹⁰ Az árfolyamváltozás, a fogyasztói árindex és a nominális kamat esetében egyszerűen csak kivontuk a 2001 harmadik negyedéve és 2008 harmadik negyedéve közötti átlagos értéküket.

A munkapiaci DSGE-becslést [amelyet a továbbiakban SM-modellnek (*search and matching model*) rövidítünk], illetve az abból nyert impulzusválaszokat ösz-

a tanulmányban 2,9 százalék (uo.). A mi kalibrált értékünk ennél alacsonyabb, mivel modellünk nem veszi figyelembe a munkából inaktivitásba áramlás lehetőségét.

⁹ Forrás: Benefits and Wages Statistics (OECD). Az itteni táblázatban található érték 2006-ra és egy átlagbért kereső egyedülállóra vonatkozik a munkanélküliség első fázisában.

¹⁰ Ennek oka a 2008 végén elmélyülő világgazdasági és magyarországi válság túl erős hatása a teljes mintán számolt HP-trendre. Mivel a válság a mintaperiódus végén még nem ért véget, nem tudjuk eldönteni, hogy a visszaesés mekkora része trend, és mekkora része átmeneti. Mivel a magyar növekedés már 2008 második és harmadik negyedéve között is lassú volt, az általunk 2008 negyedik negyedévéől kapott lineáris trend így is konzervatív trendbecslésnek tekinthető.

szevetjük egy olyan modellel, amelyben csak a munkapiaci blokkot cseréltük ki. Az összehasonlító modell (*Erceg–Henderson–Levin* [2000] modellje, amelyet a szerzők neveinek kezdőbetűi után EHL-modellnek nevezünk) a standard, monopolisztikus versenyen és bérragadóságon alapuló munkakínálati megközelítés. Az EHL-modellben a háztartások bérmegállapítóként viselkednek, de béreiket csak bizonyos (Calvo-féle) valószínűséggel tudják optimálisan módosítani. Az EHL-modell összes többi egyenlete megegyezik az SM-modellel; a két modell egyenletenkénti leírását a *Függelék* tartalmazza. Az EHL-modell lényegében ugyanaz, mint az MNB DSGE modellje (*Jakab–Világi* [2008]) tanulás és hitelkorlátos fogyasztók nélkül.

A 2. táblázat tartalmazza a főbb paraméterek becsült értékeit és a becslés illeszkedését. A likelihood függvény értékei közötti nagy különbség alapján látható, hogy a keresési súrlódások drámain javítják a modell azon képességét, hogy a magyar adatok viselkedését megmagyarázza. Érdekes módon a becsült paraméterek érté-

2. táblázat

Becsült paraméterek keresési frikciókkal és azok nélkül*

	SM-modell	EHL-modell
<i>Infláció és monetáris politika</i>		
Hazai árak Calvo-paramétere	0,8689 (0,8335–0,9046)	0,8298 (0,7803–0,8813)
Hazai árak indexálása	0,358 (0,1649–0,5462)	0,4609 (0,2402–0,6759)
Exportárak Calvo-paramétere	0,54375 (0,4664–0,6089)	0,2511 (0,1814–0,3184)
Exportárak indexálása	0,3398 (0,1173–0,5459)	0,4179 (0,1753–0,6382)
Taylor-szabály, kamatsimítás	0,8471 (0,8017–0,8927)	0,8489 (0,8043–0,8973)
Taylor-szabály, infláció	1,4818 (1,2447–1,7127)	1,5002 (1,2611–1,7264)
Taylor-szabály, kibocsátás	0,072 (0,0187–0,1238)	0,0370 (0,0040–0,0700)
<i>Munkapiac</i>		
Régi bérek Calvo-paramétere	0,8066 (0,7357–0,8774)	0,6703 (0,5658–0,7825)
Új belépők Calvo-paramétere	0,421 (0,1849–0,6505)	
Nominális (0) vagy reálbér (1) merevség	0,3574 (0,1902–0,5362)	0,3232 (0,1316–0,4911)
<i>Becslésdiagnosztika</i>		
A loglikelihood értéke	1039,38	905,36

* Zárójelben bayesi 90 százalékos konfidenciaintervallumok.

ke az esetek nagyobb részében meglehetősen hasonló. A Calvo-paraméterek értéke az SM-modellben magasabb, különösen az export és a bérek esetében. Az előbbit magyarázhatja az, hogy mivel az exportárak külföldi valutában ragadósak, az SM-modell változékonyabb nominális árfolyamát a becslés ily módon ellentételezi. Az árindexálás esetében viszont az SM-modell lényegesen alacsonyabb értékeket becsül. Ez összhangban van azzal a várakozásunkkal, hogy a munkapiaci súrlódások miatt az infláció endogén módon perzisztensebbé válik, és ezért az exogén perzisztencia kisebb paraméterére van szükség az adatok magyarázatához.

A bérek Calvo-paramétere az EHL-modell esetében az átlagos bérmerevséget méri, ami jóval alacsonyabb, mint a régi alkalmazottak bérének merevsége az SM-modellben. A különbséget nem magyarázhatja az új belépők bérének ennél lényegesen alacsonyabb merevsége, mivel ezek száma a munkapiaci áramlások csekély mértéke miatt alacsony. Ugyanakkor az EHL-modellben a munkapiaci alkalmazkodás sokkal erősebb (lásd lent), valószínűleg ehhez identifikál a becslés alacsonyabb Calvo-paramétert. Fontos azonban megjegyezni, hogy az új belépők bérmerevségének és kisebb mértékben a bérek EHL-modellbeli Calvo-paraméterének becslése meglehetősen pontatlan.

A bérek ragadóságának mértéke az Európai Központi Bank–MNB magyar WDN-felmérés alapján magas, a vállalatok általában évente egyszer változtatják béreiket (*Kézdi-Kónya* [2012]). Az éves bérezéshez tartozó Calvo-paraméter értéke 0,75. Ez nagyon hasonló az SM-modell átlagos becsült paraméteréhez, de lényegesen magasabb az EHL-modell becsült paraméterénél. Az MNB DSGE modellben (*Jakab-Világi* [2008]), amelyben az EHL-modellhez képest tanulás és hitelkorlátos fogyasztók is szerepelnek, a bérek becsült Calvo-paramétere a mintaidőszakra 0,698. Abban a modellben azonban az új belépők bérei nincsenek megkülönböztetve.

A Taylor-szabály paraméterei esetében is érvényesül, hogy az SM-modell kisebb perzisztencia mellett képes az adatokat magyarázni. A kibocsátás súlya mindkét modell esetében alacsony.

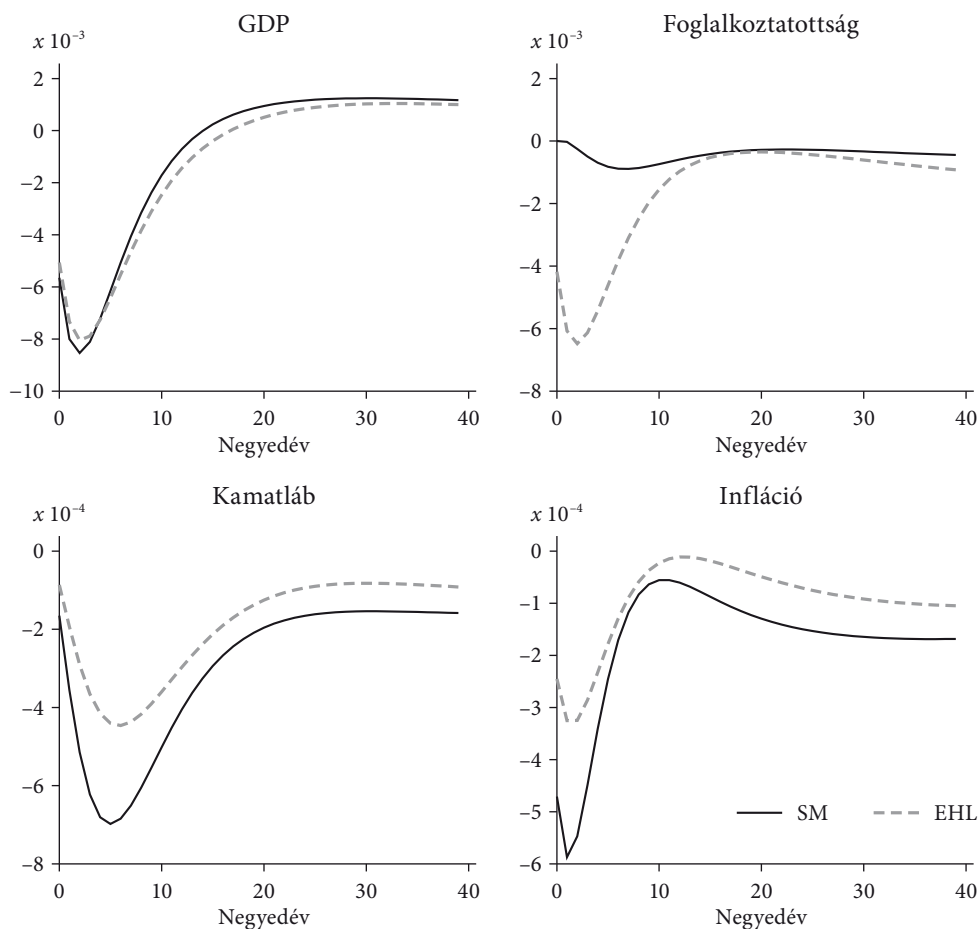
Összességében két fontos következtetést vonhatunk le a becsült paraméterek összehasonlításából. Először, a munkapiaci súrlódások bevezetésének hatására a nominális változók kevésbé tűnnek visszatekintőnek. Másodszor, a munkapiaci súrlódások nem magyarázzák a nominális változók merevségét. Az SM-modell ezek alapján fontos, de távolról sem elegendő lépés a monetáris politika hatásmechanizmusának megértésében.

Impulzusválaszok

A munkapiaci keresés szerepe az impulzusválaszok összehasonlításánál látszik a legvilágosabban. A becslés során 11 sokkot identifikálunk, amiből négynek a hatását mutatjuk itt be a GDP, foglalkoztatás, infláció és a jegybanki kamatláb alakulására. A keresési súrlódásos modell impulzusválaszait az SM-, míg az összehasonlító modell impulzusválaszait az EHL-görbék jelenítik meg *2. ábrán*.

2. ábra

Keresleti sokk



A 2. ábra egy keresleti sokk¹¹ hatását mutatja be a két modellkörnyezetben. A fő különbség a foglalkoztatás alakulásában van: az SM-modell lényegesen kisebb hatást jelez előre. Ennek oka a keresési súrlódásokból adódó, lassú és előretékintő menynyiségi alkalmazkodás. Az inflációra ennek megfelelően erősebben hat a sokk az SM-modellben, hiszen a foglalkoztatás alkalmazkodása helyett áralkalmazkodásra van szükség. E kettő eredőjeként a GDP hasonlóan viselkedik mindkét esetben. Az SM-modellben a jegybanki kamatláb erősebben csökken, hogy lehetővé tegye az infláció nagyobb mértékű csökkenését.

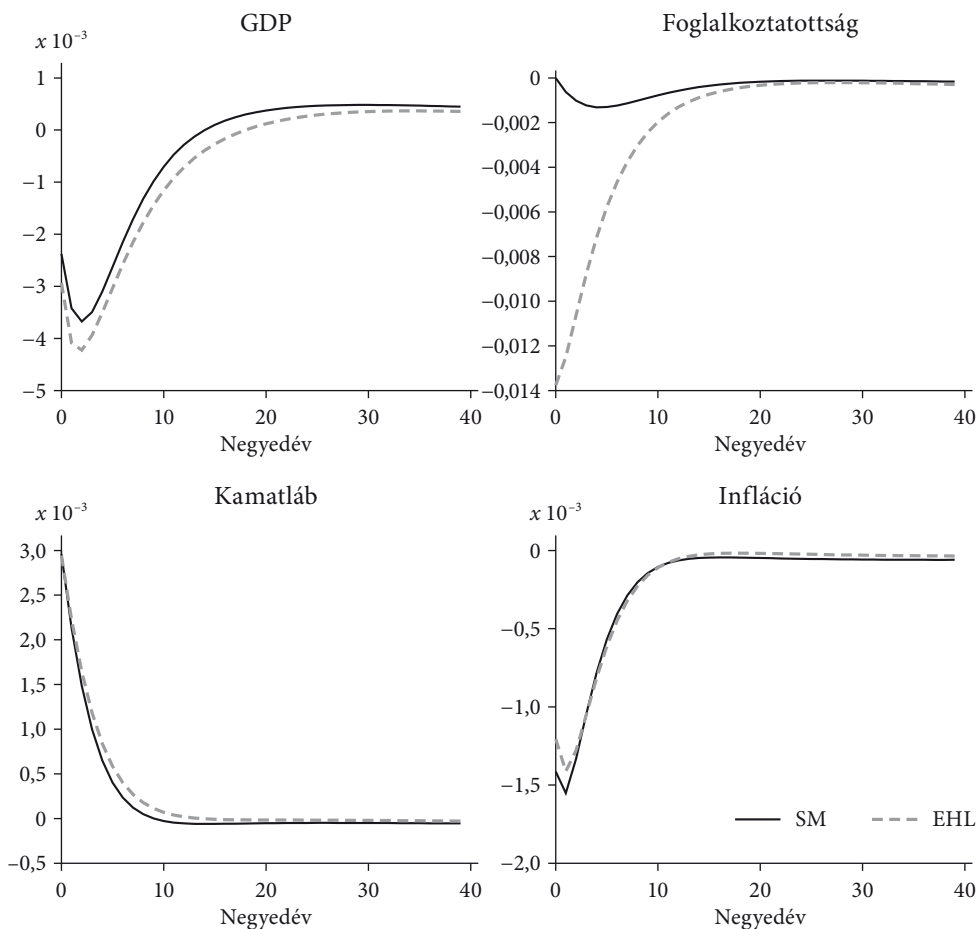
A 3. ábra egy monetáris politikai sokk hatásait jeleníti meg. A fő különbség ismét a foglalkoztatásban mutatkozik, ahol az EHL-esetben lényegesen nagyobb hatást lá-

¹¹ Itt a sokk definíciója: a jegybanki alapkamat és a háztartások által fizetett kamat közötti eltérése. Egy pozitív sokk tehát növeli a kamatkülönbséget, amely az Euler-egyenleten keresztül növeli a jelenbeli fogyasztást, illetve csökkenti a megtakarítást és a beruházást.

tunk. Érdekes módon a GDP és az infláció alakulásában nincs érdemi különbség. Ez az eredmény megegyezik a hasonló modellek becslésekor kapottakkal, amit már korábban említettük. A reálkamat szintén hasonlóan alakul, tükrözve a GDP és az infláció hasonlóságát.

3. ábra

Monetáris politikai sokk

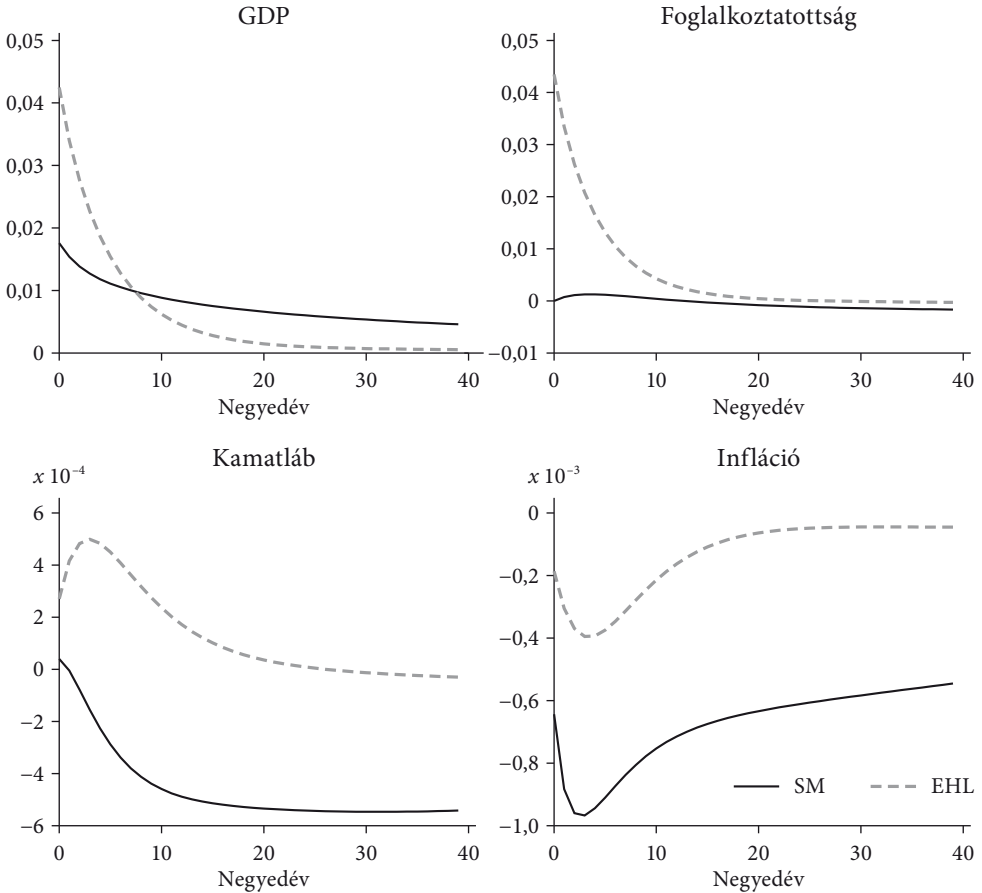


A 4. ábra egy külső keresleti sokkot mutat be. Ebben az esetben lényeges különbséget láthatunk mindegyik változónál. Az EHL-modell nagyobb mennyiségi és kisebb árkalkalmazkodást mutat, illetve az SM-hatások jóval tartósabbak. Az EHL-modell mennyiségi előrejelzései meglehetősen valószerűtlenek: egyszázalékos (0,01) külső keresleti növekedés hatására a GDP és a foglalkoztatás 4 százalékkal emelkedik. Az SM-modellben a foglalkoztatás kisebb bővülése mellett a GDP 1,5 százalékkal nő, amely lényegesen elfogadhatóbb nagyságrend. E sokk esetén tehát az SM-modell sokkal jobban viselkedik. A monetáris politika reakciója nagyon különböző: az SM-esetben a kezdeti minimális reakció után ka-

matcsökkentés kezdődik, míg az EHL erős kibocsátási reakciója kamatemelést indukál.

4. ábra

Exportkeresleti sokk



Végezetül az 5. ábra egy munkakínálati sokkra adott impulzusválaszokat jelenít meg. Mivel ez a sokk közvetlenül a szabadidő hasznosságát változtatja, ugyanolyan módon jelenik meg mindkét modell bér Phillips-görbéjében. Ennek megfelelően a reálbér reakciója nagyon hasonló (nem látható). A foglalkoztatás azonban sokkal erősebben esik az EHL-modellben, ezért a GDP reakciója is lényegesen nagyobb. Ez megjelenik az infláció alakulásában is: az EHL-modellben a reálhatárköltség jobban megemelkedik, tehát az infláció is erősebben reagál. Ennek megfelelően az SM-modellben jóval kisebb kamatemelés elegendő az infláció emelkedésének ellensúlyozására.

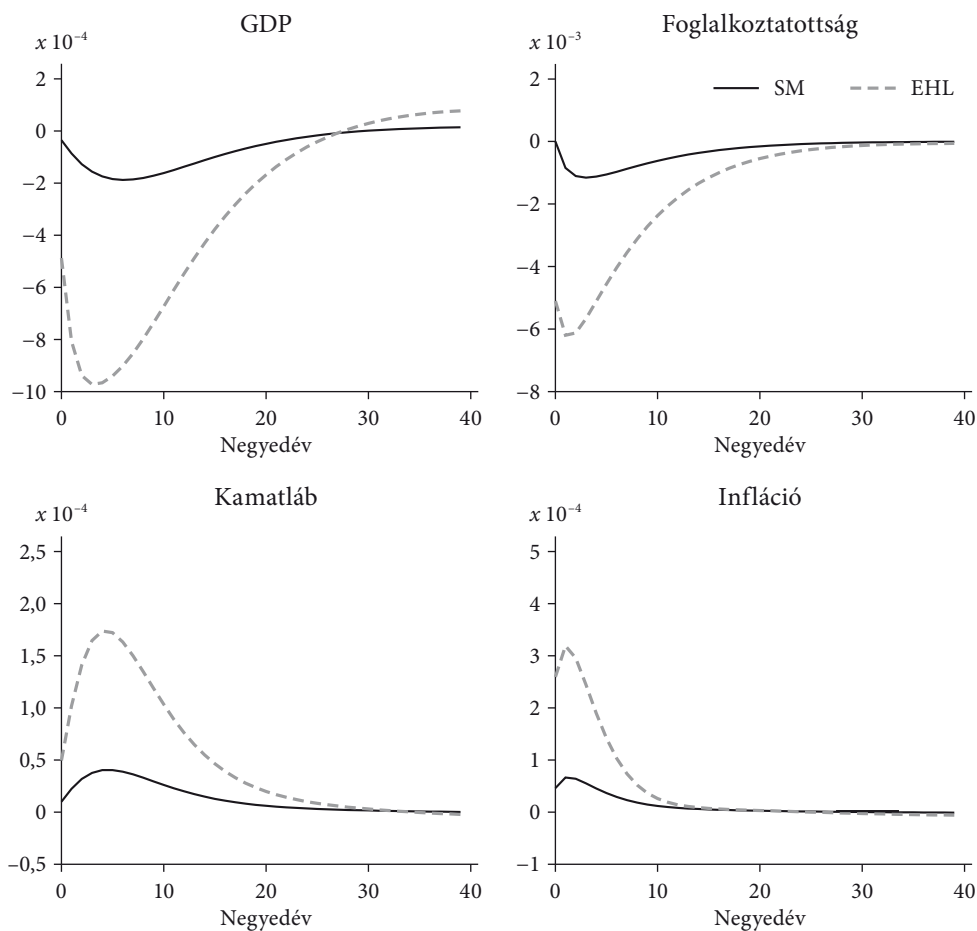
Összegezve azt mondhatjuk, hogy a munkapiaci keresési frikciók hatására a foglalkoztatottság kevésbé reagál a sokkokra, részben az alkalmazkodás lassúsága, részben pedig a munkahelyteremtés előretékintő jellege miatt. Ez bizonyos sokkok

esetén megváltoztatja az infláció és a GDP viselkedését is, az erősebb ár- és kisebb mennyiségi alkalmazkodás irányában. Érdekes módon ez alól fontos kivétel a monetáris politikai sokk, ahol az infláció és a GDP hasonlóan viselkedik a két modellben. Érdeemes azonban megjegyezni, hogy a monetáris politikai sokk nem szisztematikus jegybanki reakció, hiszen azt a Taylor-szabály jeleníti meg. A munkapiaci súrlódások tehát hatással vannak a monetáris politika szisztematikus részének transzmissziójára, amint ezt a munkakínálati sokk esete is mutatja.

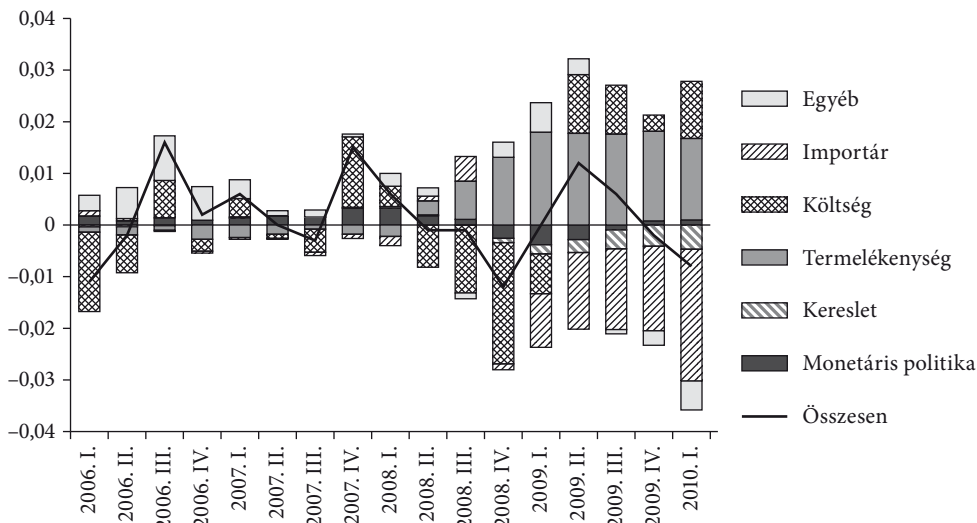
Érdeemes megjegyezni, hogy az EHL-modellben látott túlzott munkapiaci reakció hatására a „hagyományos” DSGE modellekben (Smets–Wouters [2007]) is megjelenik a foglalkoztatottság lassú alkalmazkodása. Mivel ezekben a modellekben a munkakínálat a munkaórákat jelenti, a foglalkoztatottság alakulását egy kiegészítő, a modellben nem magyarázott egyenlet jeleníti meg. Ezzel a megoldással az impulzusválaszok közelebb kerülnek az SM-modell impulzusválaszaihoz, de a keresési megközelítéssel ellentétben nem kapunk választ arra, hogy a foglalkozta-

5. ábra

Munkakínálati sokk

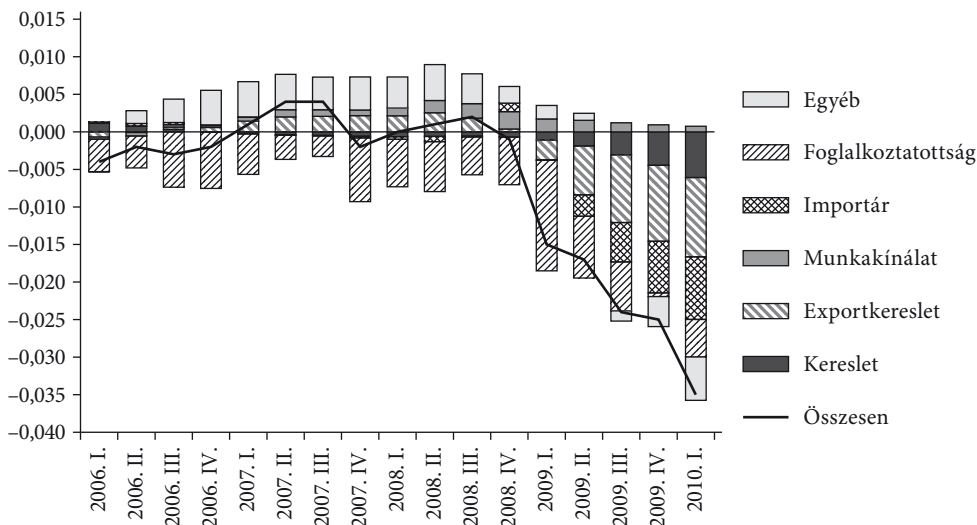


7. ábra
Az infláció sokkdekompozíciója (EHL-modell)



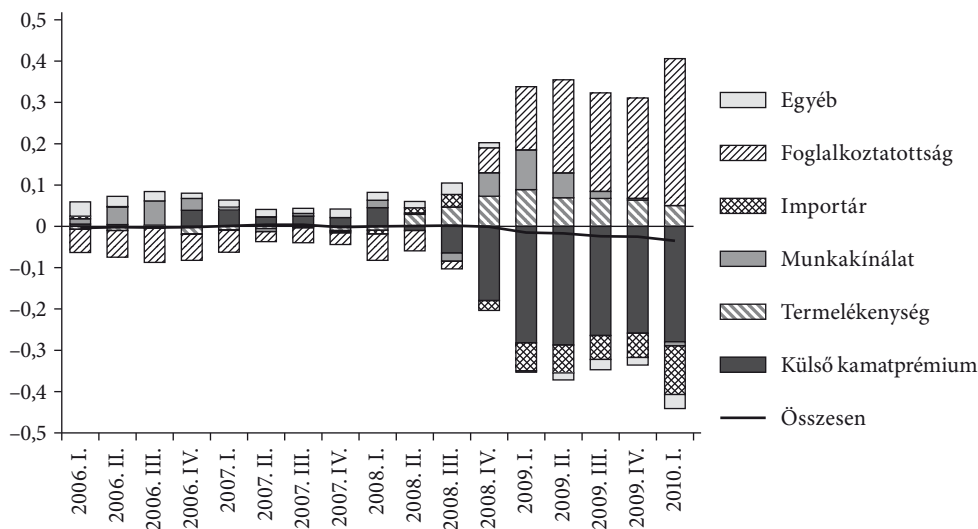
A 8. és 9. ábra drámaian illusztrálja a két modell közötti eltérést. A becslés során a foglalkoztatásnál mérési hibát feltételeztünk, mivel ennek hiányában a becslések lényegesen rosszabbul teljesítettek. Látható, hogy az EHL-modell nem képes megragadni a foglalkoztatás dinamikáját. Különösen a válság idején, de a többi időszak nagyobb részében is, mérési hibával ellensúlyozza a többi sokk hatását. Ha összehasonlítjuk a mérési hiba nélküli eredményeket a tényleges foglalkoztatottsággal, azt láthatjuk, hogy az EHL-modell a ténylegesnél egy nagyságrenddel nagyobb

8. ábra
A foglalkoztatás sokkdekompozíciója (SM-modell)



9. ábra

A foglalkoztatás sokkdekompozíciója (EHL-modell)



foglalkoztatásváltozást jelez előre. Ennek következményeit már láthattuk az impulzusválaszok bemutatásánál is.

Ezzel szemben az SM-modell lényegesen jobban teljesít. Bár a mérési hiba itt is jelentős, különösen a válság idején a modell képes azonosítani azokat a keresleti sokkokat, amelyek a foglalkoztatottság csökkenéséhez vezettek. A három domináns sokk a válság idején az exportkereslet, a belső kereslet, valamint – némileg meglepő módon – az importár. Az is látható, hogy a mérési hiba nagyságrendje hasonló a tényadatokéhoz, tehát az EHL-moddellel ellentétben nem dominálja a foglalkoztatottság dinamikáját. Végül érdemes megjegyezni, hogy a válság előtti időszakban az „egyéb” sokkok közül a monetáris politika volt a legfontosabb.

*

A tanulmány bemutatta, hogy miként illeszthető a munkapiaci keresés modellje egy általános egyensúlyi új-keynesi keretbe. Láttuk, hogy egy ilyen modellkeret használata mennyiben járul hozzá a magyar makroökonómiai idősorok viselkedésének megértéséhez. Végül vizsgáltuk, hogy mennyiben különbözik a munkapiaci sűrűlódásokkal bővített modell viselkedése egy olyan modellétől, ahol ezek a sűrűlódások nem jelennek meg.

A munkapiaci sűrűlódások beépítése hasznos és fontos, hiszen segítségével jobb illeszkedést, könnyebben értelmezhető strukturális sokkokat, és jóval realisztikusabb impulzusválaszokat kapunk. A monetáris politika hatásmechanizmusának teljesebb megértéséhez azonban további kutatásra van szükség. Különösen ígéretes iránynak tűnik az árazási és bérezési döntések összekapcsolása, amely a munkapiaci folyamatokat még közvetlenebbül csatornázza be a monetáris politika transzmisszióját meghatározó folyamatokba.

Hivatkozások

- ALBERTINI, J.–KAMBER, G.–KIRKER, M. [2011]: An estimated small open economy model with frictional unemployment. Reserve Bank of New Zealand, Discussion Paper Series DP2011/04.
- ANDOLFATTO, D. [1996]: Business Cycles and Labor-Market Search. *American Economic Review*, Vol. 86. No. 1. 112–132. o.
- BALLEER, A. [2009]: New Evidence, Old Puzzles: Technology Shocks and Labor Market Dynamics. Kiel Institute for the World Economy: Kiel Working Papers 1500.
- BARNICHON, R. [2009]: Demand-driven job separation. Reconciling search models with the ins and outs of unemployment. Board of Governors of the Federal Reserve System: Finance and Economics Discussion Series, 24.
- CHRISTIANO, L.–EICHENBAUM, M.–EVANS, C. [2005]: Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy. *Journal of Political Economy*, Vol. 113. No. 1. 1–45. o. <http://www.benoitmojon.com/pdf/Christiano%20%20Eichenbaum%20Evans%202005%20JPE.pdf>.
- ELSBY, M.–HOBIJN, B.–SAHIN, A. [2009]: Unemployment Dynamics in the OECD. Working Paper Federal Reserve Bank of San Francisco, 4.
- ERCEG, C.–HENDERSON, D.–LEVIN, A. [2000]: Optimal monetary policy with staggered wage and price contracts. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 46. No. 2. 281–313. o.
- GALÍ, J.–SMETS, F.–WOUTERS, R. [2011]: Unemployment in an Estimated New Keynesian Model. NBER Macroeconomics Annual 2011 Conference, Cambridge, MA, április 8–9.
- GALUSCAK, K.–KEENEY, M.–NICOLITSAS, D.–SMETS, F.–STRZELECKI, P.–VODOPIVEC, M. [2009]: The determination of wages of newly hired employees: survey evidence on internal versus external factors. European Central Bank, Working Paper, 1153.
- HAEFKE, C.–REITER, M. [2006]: Endogenous Labor Market Participation and the Business Cycle. Institute for the Study of Labor (IZA): IZA Discussion Papers, 2029. <http://ftp.iza.org/dp2029.pdf>.
- HANSEN, G. D. [1985]: Indivisible labor and the business cycle. *Journal of Monetary Economics*, 309–327. o.
- HOBIJN, B.–SAHIN, A. [2007]: Job-Finding and Separation Rates in the OECD. Federal Reserve Bank of New York, Staff Report, No. 298.
- JAKAB M. ZOLTÁN–VILÁGI BALÁZS [2008]: An estimated DSGE model of the Hungarian economy. Working Papers, 9. sz. Magyar Nemzeti Bank, Budapest, http://www.mnb.hu/Root/Dokumentumtar/MNB/Kiadvanyok/mnbhu_mnbfuzetek/mnbhu_wp2008_9/wp_2008_9.pdf.
- KÉZDI GÁBOR–KÓNYA ISTVÁN [2012]: Wage setting in Hungary: Evidence from a firm survey. MNB Occasional Papers, 103. http://www.mnb.hu/Root/Dokumentumtar/MNB/Kiadvanyok/mnbhu_mnbtanulmanyok/OP103.pdf.
- KÓNYA ISTVÁN–KRAUSE, M. [2011]: Wage Rigidity and Search Frictions in Europe and the United States. Mimeo, http://www.ecb.int/events/conferences/shared/pdf/labour_market8/02_Michael_Krause.pdf?72f869b15f3ad03bae57a2ccf020fb9b.
- KRAUSE, M.–LUBIK, T. [2007]: On-the-job search and the cyclical dynamics of the labor market. European Central Bank, Working Paper Series, 779.
- MORTENSEN, D.–PISSARIDES, C. [1994]: Job Creation and Job Destruction in the Theory of Unemployment. *Review of Economic Studies*, Vol. 61. No. 3. 397–415. o. <http://www.iab.de/>

- UserFiles/File/downloads/gradab/Dokumente%20Garloff/Mortensen_Pissarides_1994_Job%20creation%20and%20job%20destruction%20in%20the%20theory%20of%20unemployment_RES_pp_397_415.pdf.
- PISSARIDES, C. [2007]: The Unemployment Volatility Puzzle: Is Wage Stickiness the Answer? *Econometrica*, Vol. 77. No. 5. 1339–1369. o. http://personal.lse.ac.uk/pissarid/papers/WB_ECMA.pdf.
- SHIMER, R. [2005]: The Cyclical Behavior of Equilibrium Unemployment and Vacancies. *American Economic Review*, Vol. 95. No. 1. 25–49. o.
- SHIMER, R. [2007]: Reassessing the Ins and Outs of Unemployment. NBER Working Paper, 13421.
- SMETS, F.–WOUTERS, R. [2003]: An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area. *Journal of the European Economic Association*, Vol. 1. No. 5. 1123–1175. o.
- SMETS, F.–WOUTERS, R. [2007]: Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach. *American Economic Review*, 97. 586–606. o.
- THOMAS, C. [2009]: Search frictions, real rigidities and inflation dynamics. Bank of Spain, Mimeo.
- TRIGARI, A. [2006]: The Role of Search Frictions and Bargaining for Inflation Dynamics. IGER Working Paper, No. 304.
- VENN, G. [2009]: Legislation, collective bargaining and enforcement: Updating the OECD employment protection indicators. Social, Employment and Migration Working Paper No. 89: OECD.

Függelék

F1. táblázat

Modellváltozók és paraméterek

Endogén változók	Sokkok	Paraméterek
λ A jövedelem határhaszna	AR(1)	β Diszkontfaktor
c Fogyasztás	a Termelékenység	ϑ Fogyasztási rugalmasság
Q Tobin-féle Q	ϵ^{up} Külföldi kamatfelár	h Fogyasztási szokás
i Beruházás	ϵ^x Exportkereslet	δ Amortizáció
k Tőke	p^m Importár	α Tőkehányad
z Tőkekapacitás	g Kormányzati fogyasztás	α_z Importhányad
y Munkatermelékenység	ϵ^i Beruházás	Φ Beruházásalkalmazkodás
r^k A tőke bérleti díja	ϵ^d Hazai kamatfelár	ψ Kapacitáskihasználtság
y^m Import	χ Munkakínálat	σ Keresési függvény rugalmassága

Az Fl. táblázat folytatása

Endogén változók	Sokkok	Paraméterek
n Foglalkoztatottság	Fehér zaj	η Munkavállalói alkuerő (SM)
u Munkanélküliség	v^m Monetáris politika	σ_w Munkavállalói alkuerő (EHL)
m Új munkahelyek	μ Hazai árrés	φ Munkakínálat-rugalmasság (EHL)
v Üres álláshelyek	μ^x Exportárrés	b_u Munkanélküli-segély
q Álláshely-betöltési valószínűség	v_n Foglalkoztatás mérési hibája	ρ Álláshely megszűnése
ω Rugalmas (Nash) bér		γ Calvo-ármerevség
π^w Bérinfláció		ξ Árindexálás
w Reálbér		γ_x Az export Calvo-ármerevsége
θ Munkapiaci feszesség		ξ_x Exportár-indexálás
π Infláció		γ_w Calvo-bérmerevség
p^w Nagykereskedelmi ár		ξ_w Bérindexálás
n^d Foglalkoztatás, hazai szektor		ϑ_w Új bérek Calvo (SM)
r Nominális kamat		ζ_r Taylor-szabály, kamat
π^x Exportár-infláció		ζ_π Taylor-szabály, infláció
p^x Exportár		ζ_y Taylor-szabály, kibocsátás
n^x Foglalkoztatás, exportszektor		θ_x Exportkereslet
b Nettó külföldi követelések		ψ_{uip} Kamatadósság-érzékenység
ε Árfolyamváltozás		$\rho...$ AR(1) sokkperzisztencia
$reer$ Reálárfolyam		
y^x Export		
GDP Bruttó hazai termék		

A becsült modellek egyenletei

Az egyenletek a modell determinisztikus állandósult állapota körüli log-lineáris közelítést írják le. A változók az állandósult állapotból vett százalékos eltérésként jelennek meg, kivéve a nettó külföldi követeléseket (b), amelyek abszolút eltérésként definiálódnak.

Először az SM-modell és az EHL-modell megegyező egyenleteit vesszük sorra, majd a két modell egymástól különböző munkapiaci blokkjait ismertetjük.

MINDKÉT MODELL

1. Az Euler-egyenlet: $\lambda_t = -\frac{\vartheta}{1-h}(c_t - hc_{t-1})$
2. A jövedelem határhaszna: $r_t - \mathbb{E}_t \pi_{t+1} + \epsilon_t^d = \frac{\vartheta}{1-h} \mathbb{E}_t c_{t+1} - \frac{\vartheta(1+h)}{1-h} c_t + \frac{\vartheta h}{1-h} c_{t-1}$
3. A tőkeberuházás és kötvénybefektetés közötti átváltás:
 $Q_t = \beta(1-\delta) \mathbb{E}_t Q_{t+1} + [1-\beta(1-\delta)] \mathbb{E}_t r_{t+1}^k - r_t + \mathbb{E}_t \pi_{t+1} + \epsilon_t^d$
4. Beruházás: $i_t = \frac{1}{1+\beta} i_{t-1} + \frac{\beta}{1+\beta} \mathbb{E}_t i_{t+1} + \frac{1}{\phi(1+\beta)} Q_t + k_t^i$
5. Tőkefelhalmozás: $k_t = (1-\delta)k_{t-1} + \delta i_t - n_t + (1-\delta)n_{t-1}$
6. Tőkekapacitás kihasználtsága: $z_t = \psi r_t^k$
7. Termelési függvény: $y_t = \alpha(z_t + k_{t-1}) + \alpha_z(1-\alpha)y_t^m + a_t$
8. Tőkekereslet: $z_t + k_{t-1} = p_t^w + y_t - r_t^k$
9. Importkereslet: $y_t^m = p_t^w + y_t - p_t^m - reer_t$
10. Reálbér: $\pi_t^w = w_t - w_{t-1} + \pi_t$
11. Hazai Phillips-görbe: $\pi_t - \xi \pi_{t-1} = \beta(\mathbb{E}_t \pi_{t+1} - \xi \pi_t) + \frac{(1-\gamma)(1-\beta\gamma)}{\gamma} (p_t^w + \mu_t)$
12. Hazai egyensúly: $\bar{n}^d \bar{y} (n_t^d + y_t) = \bar{c} c_t + \bar{i} i_t + \bar{g} \bar{n}^d g_t + \bar{r}^k \bar{k} z_t$
13. Munkapiaci egyensúly: $\bar{n} n_t = \bar{n}^d n_t^d + \bar{n}^x n_t^x$
14. Taylor-szabály: $r_t = \zeta_r r_{t-1} + (1-\zeta_r)(\zeta_\pi \pi_t + \zeta_y GDP_t) + \nu_t^m$
15. Export Phillips-görbéje:
 $\pi_t^x - \xi_x \pi_{t-1}^x = \beta(\mathbb{E}_t \pi_{t+1}^x - \xi_x \pi_t^x) + \frac{(1-\gamma_x)(1-\beta\gamma_x)}{\gamma_x} (p_t^w - p_t^x - reer_t + \mu_t^x)$
16. Exportár: $\pi_t^x = p_t^x - p_{t-1}^x$
17. Exportkereslet: $n_t^x + y_t = -\theta_x p_t^x + \epsilon_t^x$
18. Folyó fizetési mérleg: $\beta b_t - b_{t-1} = \bar{p}^x \bar{n}^x \bar{y} (p_t^x + n_t^x + y_t) - \bar{p}^m \bar{y}^m \bar{n} (p_t^m + y_t^m + n_t)$

19. Kamatparitás: $r_t = \varepsilon_t - \beta\psi_{uip} b_t + \epsilon_t^{uip}$

20. Reálárfolyam: $reer_t - reer_{t-1} = \varepsilon_t - \pi_t$

21. Exporttermelés: $y_t^x = n_t^x + y_t$

22. GDP: $GDP_t = n_t + y_t$

SM-MODELL

23. Foglalkoztatottság: $n_t = (1 - \rho)(n_{t-1} + \rho m_{t-1}) + \nu_t^n$

24. Munkanélküliség: $\bar{u}u_t = -\bar{n}n_t$

25. Találati függvény: $m_t = \sigma v_t + (1 - \sigma)u_t$

26. Munkapiaci feszesség: $\theta_t = v_t - u_t$

27. Az üres álláshely betöltésének valószínűsége: $q_t = (\sigma - 1)\theta_t$

28. Nash-bér: $\omega_t = \frac{\eta}{\bar{w}} \left[(1 - \alpha)(1 - \alpha_z) \bar{p}^w \bar{y} (p_t^w + y_t) + \beta \kappa (\theta_t - \lambda_t) \right] + \chi_t$

29. A bér Phillips-görbéje: $\pi_t^w - \xi_w \pi_t = \frac{\beta \gamma_w (1 - \rho) \left(1 - \frac{\bar{s} \vartheta_w}{\gamma_w} \right)}{\rho \vartheta_w + (1 - \rho) \gamma_w} (\mathbb{E}_t \pi_{t+1}^w - \xi_w \mathbb{E}_t \pi_{t+1}) + \frac{[1 - \rho \vartheta_w - (1 - \rho) \gamma_w][1 - \beta \gamma_w (1 - \rho)]}{\rho \vartheta_w + (1 - \rho) \gamma_w} (\omega_t - w_t)$

30. Munkahelyteremtés:

$$q_t = \beta(1 - \rho) \mathbb{E}_t q_{t+1} - \frac{\beta(1 - \rho) \bar{s}}{\kappa} \left[(1 - \alpha)(1 - \alpha_z) \bar{p}^w \bar{y} (\mathbb{E}_t p_{t+1}^w + \mathbb{E}_t y_{t+1}) - \bar{w} \mathbb{E}_t \omega_{t+1} \right] - \lambda_{t+1} + \frac{\bar{s} \vartheta_w \bar{w} \beta (1 - \rho)}{\kappa [1 - \beta \gamma_w (1 - \rho)][1 - \vartheta_w \rho - \gamma_w (1 - \rho)]} \left[\beta(1 - \rho)(1 - \bar{s}) (\mathbb{E}_t \pi_{t+2}^w - \xi_w \mathbb{E}_t \pi_{t+2}) - (\mathbb{E}_t \pi_{t+1}^w - \xi_w \mathbb{E}_t \pi_{t+1}) \right]$$

EHL-MODELL

31. Munkakereslet: $w_t = p_t^w + y_t + \nu_t$

32. A bér Phillips-görbéje:

$$\pi_t^w - \xi_w \pi_t = \beta \left(\mathbb{E}_t \pi_{t+1}^w - \xi_w \mathbb{E}_t \pi_{t+1} \right) + \frac{(1 - \gamma_w)(1 - \beta \gamma_w)}{\gamma_w (1 + \sigma_w \phi)} (\phi n - \lambda - w + \chi)$$

F2. táblázat

A becslés részletei

Paraméter		Típus	Prior		Posterior SM			Posterior EHL			
SM	EHL		várható érték	szórás	várható érték	konfidencia-intervallum		várható érték	konfidencia-intervallum		
	ϑ	Normális	2	0,4	0,8579	0,4310	1,2458	0,8069	0,3828	1,1860	
	h	Béta	0,6	0,1	0,7285	0,6349	0,8262	0,7307	0,6381	0,8211	
	ϑ_w	-	Béta	0,5	0,15	0,4210	0,1849	0,6505	-	-	-
	γ	Béta	0,5	0,15	0,8689	0,8335	0,9046	0,8298	0,7803	0,8813	
	γ_x	Béta	0,5	0,15	0,5375	0,4664	0,6089	0,2511	0,1814	0,3184	
	γ_w	Béta	0,5	0,15	0,8066	0,7357	0,8774	0,6703	0,5658	0,7825	
	ξ	Béta	0,5	0,15	0,3580	0,1649	0,5462	0,4609	0,2402	0,6759	
	ξ_x	Béta	0,5	0,15	0,3398	0,1173	0,5459	0,4179	0,1753	0,6382	
	ξ_w	Béta	0,5	0,15	0,3574	0,1902	0,5362	0,3232	0,1316	0,4911	
	θ_x	Béta	0,5	0,15	0,2353	0,0780	0,3714	0,1899	0,0610	0,3098	
	$\bar{\chi}$	-	Béta	0,2	0,1	0,2961	0,2416	0,3507	-	-	-
	η	-	Béta	0,5	0,1	0,3562	0,1901	0,5188	-	-	-
	-	φ	Normális	1	1	-	-	-	0,8532	0,2055	1,4564
	-	σ_w	Normális	6	2	-	-	-	6,1181	4,4817	7,7370
	Φ	Normális	5	2	8,0431	5,5444	10,3916	8,5122	5,9669	11,3072	
	ψ	Béta	0,2	0,05	0,1815	0,1157	0,2446	0,2177	0,1426	0,2977	
	ζ_r	Béta	0,75	0,15	0,8471	0,8017	0,8927	0,8489	0,8043	0,8973	
	ζ_π	Normális	1,5	0,15	1,4818	1,2447	1,7127	1,5002	1,2611	1,7264	
	ζ_y	Normális	0,125	0,1	0,0720	0,0187	0,1238	0,0370	0,0040	0,0700	
	ρ_a	Béta	0,5	0,15	0,4712	0,2996	0,6389	0,8450	0,7791	0,9097	
	ρ_χ	Béta	0,5	0,15	0,2851	0,1198	0,4450	0,3117	0,1168	0,4889	
	ρ_{uip}	Béta	0,5	0,15	0,6233	0,4877	0,7625	0,6965	0,5635	0,8333	

Az F2. táblázat folytatása

Paraméter		Típus	Prior		Posterior SM			Posterior EHL		
SM	EHL		várható érték	szórás	várható érték	konfidencia-intervallum	várható érték	konfidencia-intervallum	várható érték	konfidencia-intervallum
ρ_x		Béta	0,5	0,15	0,9114	0,8549	0,9722	0,8375	0,7713	0,9109
ρ_{pm}		Béta	0,5	0,15	0,5769	0,4283	0,7298	0,8619	0,7694	0,9607
ρ_g		Béta	0,5	0,15	0,5547	0,4046	0,6907	0,5476	0,3685	0,7263
ρ_i		Béta	0,5	0,15	0,3047	0,1380	0,4677	0,3046	0,1302	0,4738
ρ_d		Béta	0,5	0,15	0,7404	0,6218	0,8574	0,7539	0,6502	0,8645
v_m		Inverz Gamma	0,01	2	0,0033	0,0026	0,0039	0,0033	0,0026	0,0040
v_i		Inverz Gamma	0,01	2	0,0112	0,0084	0,014	0,0112	0,0082	0,0139
v_a		Inverz Gamma	0,01	2	0,0105	0,0083	0,0125	0,0231	0,0182	0,0278
v_g		Inverz Gamma	0,01	2	0,0251	0,0202	0,0299	0,0252	0,0202	0,0300
μ		Inverz Gamma	0,01	2	0,4615	0,2385	0,7056	0,2974	0,1453	0,4425
μ_x		Inverz Gamma	0,01	2	0,1435	0,0965	0,1912	0,0421	0,0306	0,0531
v_x		Inverz Gamma	0,01	2	0,0415	0,032	0,0506	0,0447	0,0343	0,0549
v_{uip}		Inverz Gamma	0,01	2	0,0146	0,0086	0,0203	0,0121	0,0065	0,0174
v_χ		Inverz Gamma	0,01	2	0,1400	0,0449	0,2277	0,2520	0,0574	0,4506
v_{pm}		Inverz Gamma	0,01	2	0,0718	0,0557	0,0883	0,0551	0,0434	0,0668
v_d		Inverz Gamma	0,01	2	0,0125	0,0041	0,0208	0,0110	0,0038	0,0187
v_n		Inverz Gamma	0,01	2	0,0036	0,0028	0,0043	0,1507	0,1206	0,1798