

ÁRFOLYAM-BEGYŰRÜZÉS MÉRTÉKE A KSH BOLT-SZINTŰ ÁRADATBÁZISA ALAPJÁN¹

HERCZEG BÁLINT
HÉTFÁ Kutatóintézet

A cikk a Központi Statisztikai Hivatal bolt szintű adatait használja az árfolyam-begyűrűzés becslésére. A becsléshez az árváltozásokat előbb árváltozások gyakoriságára és árváltozás átlagos méretére bontja, majd ezekre az értékekre becsüli az árfolyam hatását. Ezzel a módszertannal arra az eredményre jut, hogy 1%-os leértékelődés 2. negyedév végére 0,18%-kal emeli az inflációt.

Kulcsszavak: árfolyam-begyűrűzés, infláció, mikro áradat. *JEL kód:* E30, E31.

1 Bevezetés

Kis nyitott országokban az árfolyam mozgásai jelentősen befolyásolhatják a belföldi árak dinamikáját. Ez történhet egyrészt az importált végső fogyasztásra szánt termékek árán keresztül, másrészt pedig a hazai termékek előállításához felhasznált importált nyersanyagok és félkész termékek költség-növelő hatásán keresztül. Az árfolyam-begyűrűzés annak mértékét jelenti, hogy hány százalékkal változtatja meg a hazai árakat (fogyasztói vagy import) az árfolyam 1 százalékos megváltozása.

Az árfolyam-begyűrűzés mértékét az importáló vállalatok árazási magatartása határozza meg. Két alapvető árazási stratégiát lehet megkülönböztetni. Az első szerint az importáló a termelő vállalat valutájában határozza meg az árakat (producer currency pricing, PCP), ebben az esetben az árfolyam változásainak automatikusan meg kellene jelennie a termék hazai árában, azaz az árfolyam begyűrűzése 100 százalékos lenne. A másik stratégia az importáló ország valutájában határozza meg a termék árát (local currency pricing, LCP). Ez utóbbi esetben az árfolyam változásának nem kellene hatnia a hazai árakra, így a begyűrűzésnek is nullának kellene lennie (*Coricelli et al.* [2006a]).

Egy Magyarországhoz hasonló kis nyitott ország esetében, szokás külföldi valutában történő árazást feltételezni, ami az árfolyam változások import árakba történő teljes beépülését jelenti. Ennek ellenére a fogyasztói árak esetében még ebben az esetben sem természetes a teljes begyűrűzés, hiszen egyrészt a fogyasztói árindexben a kereskedelembe nem kerülő jóságok

¹Beérkezett: 2010. november 4. A cikk alapjául szolgáló tanulmány részben Magyar Nemzeti Bank által nyújtott vendégkutatói ösztöndíj segítségével készült 2007 nyarán, külön köszönettel tartozom Reiff Ádámnak az ez idő alatt és azóta kapott rengeteg tanácsért és segítségért, minden fennmaradó hibáért természetesen a szerző a felelős. Email: herczegbalint@hetfa.hu.

árának is jelentős súlya van, amikre az árfolyamnak nem kellene közvetlenül hatnia. Másrészt ha a piacok szegmentáltak és a verseny nem tökéletes (Dornbusch [1987]), vagy az adott termékek árában a hazai hozzáadott érték magas (Burstein *et al.* [2003]), akkor ez szintén eredményezheti a 1-nél kisebb begyűrűzést.

Az árakra gyakorolt hatása miatt a monetáris politika is komoly érdeklődést mutat az árfolyam-begyűrűzés iránt. Egy inflációs célkövetéses rendszerben a monetáris politika számára két szempont miatt is fontos lehet az árfolyam inflációra gyakorolt hatásának ismerete. Egyrészt a begyűrűzés ismerete segíthet az árfolyam mozgásán keresztül az infláció jobb előrejelzésében. Másrészt az árfolyam-begyűrűzés a monetáris transzmisszióknak is hangsúlyos elemévé válhat. Rezessy [2006] 2001-2004-es mintán, Vonnák [2006] pedig 1995-2004-es negyedéves mintán bizonyítja, hogy a magyar monetáris politika képes befolyásolni az árfolyamot, Jakab *et al.* [2006] pedig azt, hogy az árfolyam csatorna a legfontosabb transzmissziós csatornája a magyar monetáris politikának.

Az árfolyam-begyűrűzést mérő korábbi cikkek, tanulmányok Magyarországra vonatkozó eredményeit foglalja össze az 1. táblázat. Az összegyűjtött eredmények több szempont miatt is figyelmet érdemelnek. Egyrésztől megmutatják az árfolyam-begyűrűzés módszertanában megtalálható sokszínűséget. Ebből a szempontból a papírokat két alapvető csoportra lehet felosztani. Az elsőbe azok a cikkek tartoznak², amelyekben a következőhöz hasonló egyenletes modelleket becsülnék:

$$\Delta p_t = \alpha + \sum_{i=0}^p \beta_i x_{t-i} + \sum_{i=0}^p \gamma_i \Delta e_{t-i} + \varepsilon_t . \quad (1)$$

Ebben az egyenletben a γ_i -k jelenítik meg az árfolyam-begyűrűzést, azaz az 1%-os árfolyamváltozás hatását a kiválasztott árindex változására, Δp_t -re. Ez az árindex állhat import árakból vagy fogyasztói árakból. A kontrollváltozóként (x_t) gyakran használják az exportáló országok termelőinek határköltés változását (ezt általában külföldi termelői árindexszel vagy alapanyag árakkal helyettesítik), fogyasztói árindex esetében a hazai termelők határköltéseinek (gyakran hazai termelői árindex jeleníti meg) és a hazai keresletnek a változásait (proxyként a kibocsátási rést szokás használni). A második csoportba azok cikkek tartoznak, amelyek lehetővé teszik a kontrollváltozó és az árfolyamok közötti endogenitást is, és ezért valamilyen vektor autoregresszív vagy hibakorrekciós modellt becsülnék. Emellett a módszertan mellett szóló érv, hogy legkisebb négyzetek módszerének torzításmentességéhez szükséges exogenitási feltételezés, miszerint csak az árfolyam hat az árakra, rendkívül erős, ezért az egy-egyenletes modellek gyakran nem vezetnek konzisztens eredményre. Erre mutat példát Osbat és Wagner [2005], akik egy egy-egyenletes és egy VAR alapú modellt becsülnék ugyanarra az adatsorra, hogy bemutassák az egy-egyenletes módszer inkonzisztenciáját. Az endogenitást feltételező papírokon belül külön csoportot alkotnak azok

²Lásd például Goldberg és Knetter [1997], Campa és Goldber [2005]

a papírok, amelyek hosszú távú, kointegrációs kapcsolatot feltételeznek a változók között, ami alapulhat a vásárlóerő paritáson vagy más elméleti megfontoláson. Ez a módszertan alkalmazása azért jelenthet előnyt, mivel ennek segítségével meg lehet különböztetni az árfolyam átmeneti és tartós változásainak hatását, amik a Balassa-Samuleson hatás miatt jelentősek lehetnek egy Magyarországhoz hasonló átalakuló ország esetében.

Cikk	Ár aggregátum	Módszertan	Minta ^a	1% árfolyam-emelkedés (negyedév végén, %)		
				1.	2.	4.
Darvas [2001]	fogyasztói árak	hibakorrektációs modell	1993–2000 n.é.	0,10	0,30	0,40
Campa és Goldberg [2005]	import árak	egy egyenletes	1975–2003 n.é.	0,51	n/a	0,77
	élelmiszer			0,75	n/a	0,63
	energia			0,25	n/a	0,89
	nyersanyagok			0,42	n/a	-0,002
	feldolgozó ipar			0,53	n/a	0,79
	nem-feldolgozó ipar		0,45	n/a	0,67	
Coricelli et al. [2006b]	fogyasztói árak	kointegrált VAR	1993–2002 h.	n/a	n/a	0,97 ^b
Jakab et al. [2006]	szolgáltatások (kereskedelemben nem kerülő termékek)	SVAR	1995–2004 n.é.	0,04	0,05	0,06
	feldolgozó ipari termékek (kereskedelemben kerülő termékek)			0,25	0,27	0,29
Ca'Zorzi et al. [2007]	fogyasztói árak	VAR	1988–2003 n.é.	n/a	n/a	0,48 ^c
Mihaljek és Klau [2008]	fogyasztói árak	egy egyenletes	1994–2001 n.é.	n/a	0,54	n/a
			1994–2006 n.é.	n/a	0,09	n/a
				0,34 ^d	n/a	n/a
Maria-Dolores [2010]	import árak	egy egyenletes	2000–2006 h.	n/a	0,32	0,48
Vonnák [2010]	fogyasztói árak	SVAR	1995–2006 n.é.	n/a	0,13-0,14	0,20 ^e 0,27 ^f
Beirne és Bijsterbosch [2011]	fogyasztói árak	kointegrált VAR	1998–2008 h.	n/a	n/a	0,37 0,63 ^b

^a negyedéves (n.é.), havi (h.)

^b a kointegrációból következő hosszú távú hatás

^c Ca'Zorzi et al. [2007] Magyarországra vonatkozó eredményei azonban nem tekinthetők robusztusnak, mivel nagyon érzékenyek a VAR modellben szereplő változók sorrendjére

^d ebben az esetben Mihaljek és Klau [2008], Darvas [2001]-hoz hasonlóan a reálárfolyam trendtől való eltéréseit külön kontrollálja.

^e az árfolyam mozgását kockázati prémium sokk okozta

^f az árfolyam mozgását monetáris sokk okozza

1. táblázat. Árfolyam-begyűrés Magyarországon – korábbi eredmények

A másik dolog, amit érdemes megfigyelni az 1. táblázatban, az az eredmények sokszínűsége. A szerzők 32-50%-os rövid távú begyűrűzést találtak az import árakba és 10-30%-ost a kiskereskedelmi árakba. Hosszú távon a begyűrűzés mértéke bizonyos termékcsoportok import árai esetében eléri a 90%-ot, a fogyasztói árak esetében viszont 6-90%-os sávban szóródnak. Felmerülhet a kérdés, hogy mi okozza az eredmények különbségeit. Az első kézenfekvő magyarázat, a fent már bemutatott módszertani különbségek. Jól látható például, hogy a kointegrációs módszertant alkalmazó cikkek (*Darvas* [2001], *Coricelli et al.* [2006b], *Beirne és Bijsterbosch* [2011]) általánosságban magasabb átgyűrűzést találnak.

A módszertanon túl, az eltérő minták is jelenthetik a különbségek okát. A különböző mintákban eltérhet például az infláció mértéke és *Taylor* [2000] elmélete és *Ca'Zorzi et al.* [2007] empirikus bizonyítékai alapján az alacsonyabb infláció kisebb mértékű árfolyam-begyűrűzéssel jár együtt. *Coricelli et al.* [2006b] eredményei pedig azt bizonyítják, hogy az árfolyam-begyűrűzés nagyobb, ha a monetáris politika az árfolyamot inflációs horgonyként használja, hiszen ebben az esetben a monetáris politika is igyekszik összekapcsolni várakozásokban az árfolyamok és az árak mozgását. Mindkét elmélet alapján azt várhatjuk, hogy azok az empirikus tanulmányok, amelyek mintájában az 1995-2001 közötti időszak (magas infláció és csúszó leértékelés $\pm 2,25\%$ -os intervenció sáv mellett) nagy súllyal szerepel, azok magasabb átgyűrűzést mérnek. Erre jó példa, hogy miközben *Coricelli et al.* [2006b] a 1993 és 2002 közötti időszakra 97%-os árfolyam átgyűrűzést becsült, addig a hasonló módszertanra támaszkodó *Beirne és Bijsterbosch* [2011] a 1998 és 2008 közötti időszakra csak 63%-os hosszú távú átgyűrűzést talált. Hasonló a helyzet *Campa és Goldberg* [2005] és *Maria-Dolores* [2010] eredményeivel, ahol az import árakban történő átgyűrűzés a megegyező módszertan ellenére is 2/3 esett amiatt, hogy *Maria-Dolores* [2010] által használt minta 2000-ben kezdődik.

Jelen cikk egy új adatbázison, a Központi Statisztikai Hivatal (KSH) 2001 és 2007 közötti boltalapú panel adatain mérte a magyar árfolyam-begyűrűzést. A cikkben bemutatott, *Gábrriel és Reiff* [2010] módszertanán alapuló becslések az árfolyam-begyűrűzés dinamikájára, a különböző áru csoportok eltérő árreakciójára és az árfolyam inflációra gyakorolt hatására koncentrálnak. A cikk hozzáadott értéke, hogy termékszintű magyarázó változók segítségével mikro adatokon becsüli az árfolyam-begyűrűzést.

A becslések eredményei szerint a különböző árucsoportok nagyon különböző módon reagálnak az árfolyam változására és gyakran a változás előjele sem várakozásoknak megfelelő, azaz a leértékelődés csökkenti a termékek árát, ahelyett hogy emelné azokat. A termékszintű eredmények heterogenitása ellenére az aggregált szintű hatások robusztusnak tűnnek. 1% árfolyam leértékelődés teljes hatása az inflációt 0,06%-kal emeli az első negyedévet követően, és 0,18%-kal a második negyedév után. Ez az eredmény fele egyes régebbi eredményeknek, és megközelítőleg egybeesnek *Vonnák* [2010] 1. táblázatban idézett eredményeivel. Ez az alacsonyabb begyűrűzés következhet az alkalmazott becslési eljárásból, ami az egy-egyenletes módszertanon alapul, vagy

abból, hogy a minta 2001-2007 közötti, azaz egy alacsonyabb inflációjú és kevésbé kiszámítható árfolyamú időszakot ölel fel.

A cikk hátralévő része a következőképpen épül fel: először bemutatom a cikkben alkalmazott módszertant. Ezt az adatok bemutatása követi, majd a becslés eredményei és a robusztussági vizsgálatok ismertetése következik. Az utolsó rész összefoglal.

2 Módszertan

A fent bemutatott két módszertani lehetőség közül a jelen cikkben az egy-egyenletes módszertan egy változatát használom, de a hazai termelői árindex árfolyamtól való függését is beépítem a modellbe.³ A becslések azon a számítási azonosságon alapulnak, miszerint az inflációt fel lehet írni az árait megváltoztató boltok százaléka és az árváltozás átlagos méretének szorzataként (lásd *Hoffmann és Kurz-Kim* [2006] függelékét a részletekért). Azaz

$$\pi_t = f_t s_t, \quad (2)$$

ahol π_t az infláció, f_t azon boltok százaléka, amelyek árat változtattak t -edik időpontban (gyakoriság), az s_t pedig a t -edik időpontban bekövetkezett árváltozások átlagos mérete. Termékszinten tovább lehet bontani a boltokat aszerint, hogy árat emeltek vagy csökkentettek, így a következő kifejezésre lehet jutni:

$$\Delta p_t = f^+ s^+ - f^- s^-, \quad (3)$$

ahol f^+ és f^- azon boltok százaléka, amelyek árat emeltek vagy csökkentettek, s^+ és s^- pedig átlagos árnövelés és árscökkenés abszolút értéke. A (3) egyenlet bal oldalán az infláció (π_t) átlagos árváltozásra (Δp_t) változott, hiszen termékszintű adatok esetében már nem lehet inflációról beszélni, csak átlagos árváltozásokról.

Hasonlóan ahhoz, ahogy *Gábor és Reiff* [2010] az áfa esetében bemutatották, az árfolyam esetében is fel lehet tételezni, hogy árfolyam változása megváltoztatja az árnövelések és csökkentések gyakoriságát és méretét. Az intuíción alapján egy leértékelődést követően az áremelkedések gyakoriságának és átlagos méretének is emelkednie kellene, az árscökkenések gyakoriságának és átlagos méretének pedig csökkennie. Tehát az árváltozások az árfolyam emelkedése után már a megváltozott gyakoriságoktól és átlagos árváltozásoktól függenek, azaz:

$$\Delta p_E = f_E^+ s_E^+ - f_E^- s_E^-, \quad (4)$$

ahol az E index az árfolyamváltozás által megváltoztatott értékeket jelenti. Az árfolyam hatása ekkor az árfolyam által befolyásolt és nem érintett átlagos

³Bár a kointegráció alapuló modellek bizonyos szempontból jobban illeszkednek az árfolyam-begyűrés konzisztens becsléséhez, de a módszertan egyelőre nehezen összeegyeztethető a mikro panel áradatokkal és a cikk másik fontos célja az adatbázis által nyújtott adatbőség kihasználása.

árváltozás különbsége, azaz:

$$\begin{aligned}\Delta p_{ERPT} = \Delta p_E - \Delta p &= (f_E^+ s_E^+ - f_E^- s_E^-) - (f^+ s^+ - f^- s^-) = \\ &= (f_E^+ s_E^+ - f^+ s^+) - (f_E^- s_E^- - f^- s^-),\end{aligned}\quad (5)$$

ahol a kifejezés végének első fele az árfolyam hatása az árnövekedésekre, a második fele pedig az árfolyam hatása az árcsökkenésekre. Ezt a két hatást kell megbecsülni, mégpedig olyan eljárással, amelyet panel adatokon alkalmazva, ki tudja használni a rendelkezésre álló adatok bőségét.

Módszertan további részét az árfolyam árnövelésekre gyakorolt hatásán keresztül mutatom be részletesen, de egyszerűen lehet alkalmazni az árcsökkenések esetében is. Ha az árfolyam árváltozások méretére gyakorolt marginális hatásait szeretnénk becsülni, akkor a lehetséges egyenlet a következő lenne:

$$P_{1,it} = \beta' X_{it} + U_{1,it}, \quad (6)$$

ahol $P_{1,it}$ a *kívánt* árváltoztatás méretét jelöli, X_{it} pedig a magyarázó változókat (amelyek között szerepelne az árfolyam változása is). Ezzel az egyenlettel az a probléma, hogy $P_{1,it}$ nem mindig megfigyelhető, hiszen az árváltoztatás költségei megakadályozhatják a vállalatokat abban, hogy folyamatosan kiigazítsák az áraikat. Tehát csak azokról az áremelésekről áll rendelkezésre megfigyelés, amikor a kívánt változások elég nagyok ahhoz, hogy a menü költségek ellenére is megérje a vállalatok számára az áremelés meglépése. Ahhoz, hogy ezt bevezethessük a modellbe, definiáljuk $P_{2,it}$ -t egy látens változóként, amire igaz, hogy:

$$P_{2,it} = \gamma' Z_{it} + U_{2,it}, \quad (7)$$

ahol a Z_{it} vektorban vannak azok a faktorok, amelyek eldöntik, hogy megtörtént-e árváltozás vagy nem. Ha $P_{2,it} > 0$ a (7) egyenlet alapján, akkor $P_{1,it}$ megfigyelhető a (6) egyenletből. Tehát a megfigyelhető árváltozásokat leíró regressziós egyenlet a következőképpen nézne ki:

$$E(P_{1,it} | P_{2,it} > 0, X_{it}) = \beta' X_{it} + E(U_{1,it} | P_{2,it} > 0, X_{it}). \quad (8)$$

Emiatt az "önkiválasztás" miatt azonban a rendelkezésre álló minta nem tekinthető véletlen mintának. Ha ezt figyelmen kívül hagynánk, azaz (6) egyenlet kerülne becslésre, amikor a tényleges regresszió (8) formát veszi fel, az kihagyott magyarázó változó miatti torzítást okozna. Az önkiválasztás okozta a torzítás korrigálására fejlesztette ki Heckmann [1979] a később róla elnevezett kétlépcsős Heckmann eljárást. Eszerint ilyen esetben a torzítást az inverz Mill-arány egyenletbe építésével lehet kiküszöbölni, ami alapján az árnövekedés feltételes várható értéke a következő alakot veszi fel⁴:

$$E(P_{1,it} | P_{2,it} > 0, X_{it}) = \beta' X_{it} + \sigma \rho E\left(\frac{f(\gamma' Z_{it})}{F(\gamma' Z_{it})} | X_{it}\right), \quad (9)$$

⁴A Heckmann eljárás alkalmazhatóságának feltétele, hogy $U_{1,it}$ és $U_{2,it}$ együttes eloszlása normális.

ahol az utolsó hányados az inverz Mill-arány, az $f(\cdot)$ a standard normál eloszlású véletlen változó sűrűség függvénye, a $F(\cdot)$ pedig a kumulatív eloszlási függvénye.

Ezt a modellt alkalmazva az árfolyam begyűrésre, a (7) egyenletnek megfelelően becsülök egy probit modellt, hogy megkapjam az (5)-ös egyenletben szereplő f_E^+ -t és f^+ -t. Ez az egyenlet a következő formát veszi fel:

$$\begin{aligned} INCREASE_{it} = & \alpha_i + \sum_{j=0}^n \beta_{ij} NEER_{i,t-j} + \sum_{j=0}^n \gamma_{ij} PPI_{i,t-j} + \\ & + \sum_{j=0}^n \delta_{ij} FPPI_{i,t-j} + \phi_i D_{it} + \varepsilon_{it} , \end{aligned} \quad (10)$$

ahol $INCREASE_{it}$ egy dummy változó, ami 1 értéket vesz fel, ha i -edik termékcsoporthoz tartozó t -edik időpontban áremelkedés következett be, ami a (7)-es egyenletben szereplő $P_{2,it}$ -nek felel meg. A (7)-es egyenlet Z_{it} vektora tartalmazza a magyarázó változókat, aminek a (10)-es egyenletben a következő változók felelnek meg. $NEER_{it}$ az i -edik termékcsoporthoz tartozó nominál effektív árfolyam logaritmusának változása a t -edik időpontban. PPI_{it} az i -edik termékcsoporthoz tartozó hazai termelők árindex logaritmusának változása, míg $FPPI_{it}$ külföldi termelők árindexek logaritmusának változása. D_{it} -ban elsősorban hónap és év dummy-k szerepelnek, de helyet kaptak a 2004. januári és 2006. szeptemberi áfa emelés és 2006. januári áfa csökkentés dummy-jai is.⁵ Az egyenletben n késleltetés kapott helyet.

A vizsgálat célja a $NEER_{it}$ átlagos változásán felül az árfolyam szintjében történt egyszeri 1%-os emelkedés hatásának a mérése. Ez a sokk két különböző csatornán keresztül hat az árakra. Egyrészt az árfolyam emelkedésnek lehetnek direkt hatásai az áremelkedések gyakoriságára (tehát lehetnek olyan boltok, amik közvetlenül külföldön szerzik be a termékeiket és ezért áraikat devizában képezik). Másrészt, mivel a hazai termelők árindex nem független az árfolyam hatásától, ezért az árfolyam hathat indirekt úton a hazai termelők árindexen keresztül is (ebben az esetben vagy a hazai termelési költségeket vagy a nagykereskedelmi árakat befolyásolja az árfolyam változása). Egy példán keresztül próbálom érzékeltetni ennek a két csatornának a működését, az egyszerűség kedvéért elhagyva az i indexet. Ha a hazai termelők árindex alakulását a következő regresszióval próbáljuk leírni:

$$PPI_t = a + \sum_{j=0}^n b_j NEER_{t-j} + \sum_{j=0}^n c_j PPI_{t-j} + \sum_{j=0}^n d_j FPPI_{t-j} + e_t , \quad (11)$$

akkor az előző hónapban bekövetkezett 1%-os árfolyam emelkedés a direkt csatornán keresztül $+\beta_1$ -gyel emelné az áremelések gyakoriságát, a hazai termelők árindexek közül PPI_t -t $+b_1 + b_0 c_1$ -gyel emelné, ami $+\gamma_0(b_1 + b_0 c_1)$ -gyel emelné az áremelések gyakoriságát, a PPI_{t-1} -t pedig $+b_0$ -val emelné, ami

⁵Az áfa változások árváltozás gyakoriságaira és méretére gyakorolt hatásról lásd Gábrriel és Reiff [2010].

$+\gamma_1 b_0$ -lal emelné az áremelések gyakoriságát. Az előző mondatban szereplő β_1 , γ_0 és γ_1 együttthatók a (10) egyenletből származnak, míg a b_0 , b_1 és a c_1 koefficiensek pedig a (11) regresszióból. Ezzel a módszerrel f_E^+ -t minden késleltetésre kiszámítottam (azaz az árfolyam emelkedés hónapjában, egy hónappal az árfolyam emelkedés után stb.). (11) egyenlet azt is bemutatja, hogy feltételezem, hogy a hazai termelői árindex nem befolyásolja a perióduson belüli árfolyamot, azaz ebben az egyenletben az árfolyam exogén. A szokásos áremelési gyakoriság megkapásához (f^+) pedig a magyarázó változók átlagát helyettesítettem vissza a (10) egyenletbe.

Szintén a (10) egyenletet felhasználva számítottam ki az inverz Mill-arányt, ami (9) egyenletben bemutatott feltételes árnövekedés várható méretének konzisztens becsléséhez szükséges. Ezen a módon lehet becsülni az (5) egyenletben használt s^+ -t és s_E^+ -t értékeket. A becsült panel regresszió a következő volt:

$$\begin{aligned} \Delta PRICE_{it} = & \alpha_i + \sum_{j=0}^n \beta_{ij} NEER_{i,t-j} + \sum_{j=0}^n \gamma_{ij} PPI_{i,t-j} + \\ & + \sum_{j=0}^n \delta_{ij} FPPI_{i,t-j} + \phi_i D_{it} + \zeta_i INVMILLS_i + \varepsilon_{it}, \end{aligned} \quad (12)$$

amely összefüggést csak azokra az esetekre becsültem, amikor áremelkedés történt, azaz $INCREASE_{it} = 1$. Az egyenletben a magyarázó változók ugyanazok, mint a (10) egyenletben, kivéve, hogy a D_{it} -ből elhagytam az év dummy-kat és bekerült a torzítatlan becsléshez szükséges inverz Mill-arány.

Az s^+ kiszámítása a (12) egyenlet együttthatóival és a változók átlagaival történt, csakúgy mint f^+ esetében. Az árfolyamok hatása az átlagos áremelések méretére (s_E^+ -k) ugyanúgy a fent leírt direkt és indirekt csatornák feltételezésével történt, mint az f_E^+ -k esetében.

Ugyanilyen módszerrel lehet az (5) egyenlet második felében található értékeket is kiszámolni (f^- , f_E^- , s^- és s_E^-). Miután a 8 szükséges elem a rendelkezésre áll, az (5) egyenlet felhasználásával egyszerű kiszámítani a 1% árfolyam változás hatását a sokkot követő különböző hónapokban, majd kumulálva azokat megnézni az árfolyam emelkedés inflációs hatását.

3 Adatok

Az általam használt áradatbázis a KSH által a fogyasztói árindex kiszámításához használt kiskereskedelmi árakat tartalmazza. A minta 2001 decembere és 2007 júniusa közötti bolt szintű árfelírásokat tartalmazza, azaz 68 egymást követő hónapról állnak rendelkezésre adatok. A fogyasztói árindex kiszámításához használt 896 reprezentáns közül 770 maradt a mintában, ami fogyasztói kosár 70,12% jelenti (lásd a 2. táblázatot). Alapvetően két ok miatt kerültek ki reprezentánsok a mintából: vagy szabályozottak az áraik (például óvodai és iskolai étkeztetés, elektromos áram, vezetékös gáz, autópálya matricák stb.) vagy az adatgyűjtés módszertani problémái nem teszik alkalmassá őket az

árazási viselkedés vizsgálatára (például új és használt autók, fapados repülőjegyek stb.).

CPI kategória	CPI kosár		Eredeti minta		Végső minta	
	Súly	Darab	Súly	Darab	Súly	Darab
feldolgozott élelmiszerek	17,427	139	16,907	137	16,121	128
nem feldolgozott élelmiszerek	5,665	53	5,665	53	4,151	34
ruházkodási cikkek	5,305	171	5,305	171	3,147	101
tartós fogyasztási cikkek	9,240	112	4,976	73	3,562	49
egyéb ipari cikkek	15,277	214	10,235	192	7,852	159
szolgáltatások	25,134	161	11,934	106	9,789	78
energia	13,203	16	6,350	8	5,468	5
szeszes italok	6,066	24	6,066	24	6,066	24
dohányárúk	2,684	6	2,684	6	2,237	6
összesen	100,000	896	70,122	770	58,394	584

2. táblázat. A reprezentánsok száma és súlya a különböző mintákban

Az eredeti mintában szereplő a 770 reprezentánshoz általában havonta 80-120 különböző boltokból származó ármegfigyelés tartozik. Ezt megszorozva a rendelkezésre álló 68 hónappal ez azt jelenti, hogy egy reprezentánshoz megközelítőleg 6200 megfigyelés tartozik, a teljes minta pedig 4,684 millió megfigyelést tartalmaz. Minden megfigyelés egy 5 jegyű termékkódból, árból, a bolt kódjából, a megfigyelés hónapjából, 3 jegyű és 5 jegyű termék kategória kódjából áll. Sajnos nem mind a 770 reprezentánsból áll rendelkezésre elég megfigyelés ahhoz, hogy az előző részben felvázolt becslési eljárást el lehessen végezni rajta (például motorbiciklik esetében). Más esetekben az árakat csak szezonálisan gyűjtik (például krumpli és más zöldségek), ami miatt további 186 reprezentánst kellett elhagyni, mielőtt a 2. táblázatban bemutatott végleges mintáig eljutottam. Az ebben szereplő 584 reprezentáns 128 CPI csoportba sorolható (ezek az *A függelékben* találhatóak), ez az a szint, amin a becsléseket elvégzem. A 128 csoport tovább aggregálható abba a 9 CPI kategóriába, amelyek alapján 2. táblázat bemutatja a mintákat, és ezen az aggregációs szinten fogom az eredményeket prezentálni.

Ugyanez a 128 termék csoport az, amihez a magyarázó változók illeszkednek, azaz a becslési eljárás lefolytatásához mind a 128 CPI csoporthoz külön $NEER_{it}$, PPI_{it} és $FPPI_{it}$ idősort állítottam elő. Minden esetben a változók logaritmusának differenciáját használtam magyarázó változóként.

A nominál effektív árfolyam idősor elkészítéséhez minden termékcsoporthoz ki kell választani az importáló országokat és meg kell határozni azok súlyát az importban, hogy a súlyok segítségével az árfolyam (és később a termelői árindex) idősoraik változásait összesúlyozhassam. Ehhez a művelethez a KSH termékszintű kereskedelmi statisztikáját használtam, ami TARIC (Integrated Tariff of the European Communities) kód alapján épül fel. A CPI és a TARIC besorolás megfeleltetése után minden termékcsoporthoz meg lehetett határozni az importáló országokat és az importjuk méretét. Az országok kiválasztásakor kiindulásként kiválasztottam az összes, 2003-2006 között Magyarországra érkező import alapján a 20 legfontosabb kereskedelmi partnert, majd ezt a csoportot további országokkal egészítettem ki, úgy hogy

minden CPI csoport esetében a kiválasztott országok lefedjék Magyarország importjának legalább 80%-t.⁶ Ez az eljárás végül összesen 38 országot eredményezett⁷, amik a *B függelékben* kerülnek felsorolásra. Egy ország súlyát minden termék csoport esetében az adott ország 38 ország importjához viszonyított aránya határozta meg. Azokban az esetekben pedig, amikor a CPI csoportnak nem volt TARIC megfelelője, vagy nem lehetett importálni (pl. szolgáltatások) az összes termék importja alapján számítottam ki az importáló országok súlyait.

A nominál effektív árfolyam kiszámolásához, ahol lehetett, az MNB árfolyam adatait használtam, ahol ez nem volt lehetséges, ott az IMF IFS adatbázisára támaszkodtam. A fent ismertetett a súlyokat használtam a termék-kategória szintű külföldi termelői árindex kiszámításakor is, ebben az esetben az idősorok többsége az IMF-IFS vagy az OECD adatbázisból származnak. Az árváltozások hazai kontroll változójaként a magyar termelői árindexet használtam, a fel nem dolgozott élelmiszer esetében pedig a mezőgazdasági termelői árindexet. Mindkét adatsort a KSH gyűjti. Itt a KSH által használt TEÁOR'03 kategóriákat kellett összehangba hozni a CPI 128 csoportosítással. Szolgáltatások esetében a termelői árindexet az adott szektorban jellemző bérváltozásokkal is kiegészítettem.⁸

A fenti módon előállított magyarázó változók segítségével került sor a (10)-(12) egyenletrendszer becslésére.

4 Az árfolyam inflációs hatása

Ebben a részben rátérek az előző részekben bemutatott becslési eljárás eredményeire. Az egyenletek becslésekor 6 késleltetést használtam. Először az (5) egyenlet különböző elemeire (gyakoróságok és árváltozások átlagos mértéke) mutatom meg az árfolyam 1% emelkedésének marginális hatását, majd az inflációra gyakorolt kumulatív hatás következik.

Az áremelkedések gyakoróságának esetében a változás várt előjele pozitív, mivel egy leértékelődésnek gyakoribbá kellene tennie az áremelkedéseket. Általánosságban az eredmény meg is felel a várakozásoknak, hiszen egy eset kivételével (4 hónappal az eredeti árfolyam emelkedés után) az összesített hatások pozitívak, de az is látható a 3. táblázat A részében, hogy jó néhány esetben és termékkategóriában negatív az árfolyam hatása az áremelés gyakoróságára, ami ellentmond az intuíciónak.

⁶Erre kiegészítésre leginkább gyümölcsök, fűszerek, kávé és ékszeres esetében volt szükség.

⁷Az első ötlet szerint minden termékcsoporthoz a 15 legnagyobb importáló országot vettem volna figyelembe, de ez az eljárás összességében 79 országot eredményezett, és ezek közül sokhoz nem sikerült megfelelő árfolyam és termelői árindex idősort találni.

⁸Erre kiegészítésre leginkább gyümölcsök, fűszerek, kávé és ékszeres esetében volt szükség.

Árfolyam-begyűrés mértéke a KSH bolt-szintű áradatbázisa alapján 165

CPI kategória	súly	marginális hatás ^a						
		0	1	2	3	4	5	6
hónap után								
<i>A. az áremelkedések gyakoriságára</i>								
feldolgozott élelmiszerek	0,161	-0,001	0,004	0,000	0,005	0,003	0,003	0,003
nem feldolgozott élelmiszerek	0,042	-0,004	-0,003	0,007	0,003	-0,001	0,009	0,010
ruházkodási cikkek	0,031	0,000	0,001	-0,001	0,000	0,000	0,001	0,000
tartós fogyasztási cikkek	0,036	-0,001	0,000	0,001	-0,001	0,001	0,002	-0,002
egyéb ipari cikkek	0,079	-0,001	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
szolgáltatások	0,098	-0,001	0,001	0,000	0,003	0,002	0,002	0,004
energia	0,055	0,045	0,023	0,022	-0,007	-0,030	0,045	0,012
szeszes italok	0,061	0,000	0,001	-0,003	0,003	0,002	-0,002	0,001
dohányárak	0,022	-0,011	-0,017	0,011	-0,023	0,000	0,027	0,001
<i>összesen</i>	<i>0,583</i>	<i>0,003</i>	<i>0,003</i>	<i>0,003</i>	<i>0,001</i>	<i>-0,002</i>	<i>0,007</i>	<i>0,003</i>

<i>B. az áremelkedések átlagos méretére</i>								
feldolgozott élelmiszerek	0,161	0,176	-0,124	-0,008	-0,084	-0,055	-0,198	-0,006
nem feldolgozott élelmiszerek	0,042	0,150	-0,005	0,036	0,003	-0,217	0,125	-0,100
ruházkodási cikkek	0,031	-0,161	-0,104	-0,367	0,118	-0,216	0,283	-0,113
tartós fogyasztási cikkek	0,036	0,118	0,041	-0,068	-0,078	0,038	-0,072	-0,116
egyéb ipari cikkek	0,079	0,161	0,031	-0,017	-0,084	-0,008	-0,035	-0,024
szolgáltatások	0,098	0,090	-0,196	0,207	-0,138	0,010	0,013	0,049
energia	0,055	-0,107	0,193	-0,077	-0,039	0,082	0,039	0,027
szeszes italok	0,061	0,167	0,061	0,097	0,001	-0,100	0,026	0,013
dohányárak	0,022	-0,093	-0,317	0,029	-0,376	-0,368	-0,096	-0,026
<i>összesen</i>	<i>0,583</i>	<i>0,099</i>	<i>-0,054</i>	<i>0,013</i>	<i>-0,074</i>	<i>-0,056</i>	<i>-0,035</i>	<i>-0,014</i>

<i>C. az árcsökkentések gyakoriságára</i>								
feldolgozott élelmiszerek	0,161	-0,001	-0,001	0,000	0,000	0,000	-0,001	0,000
nem feldolgozott élelmiszerek	0,042	-0,002	-0,001	-0,008	-0,002	-0,005	-0,006	-0,005
ruházkodási cikkek	0,031	0,000	0,000	0,001	0,000	0,001	0,001	0,000
tartós fogyasztási cikkek	0,036	0,001	0,000	0,000	0,000	0,000	-0,002	-0,001
egyéb ipari cikkek	0,079	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,000	-0,001
szolgáltatások	0,098	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
energia	0,055	-0,024	-0,031	-0,037	-0,027	-0,014	-0,063	-0,060
szeszes italok	0,061	-0,001	-0,004	-0,001	-0,002	-0,002	-0,001	0,000
dohányárak	0,022	0,008	0,009	0,000	0,009	0,009	-0,003	-0,001
<i>összesen</i>	<i>0,583</i>	<i>-0,002</i>	<i>-0,003</i>	<i>-0,004</i>	<i>-0,002</i>	<i>-0,002</i>	<i>-0,007</i>	<i>-0,006</i>

<i>D. az árcsökkentések átlagos méretére</i>								
feldolgozott élelmiszerek	0,161	0,013	0,019	-0,215	0,065	0,056	-0,178	-0,161
nem feldolgozott élelmiszerek	0,042	0,036	0,019	0,116	0,021	0,066	0,010	0,068
ruházkodási cikkek	0,031	-0,171	0,220	0,142	0,531	0,829	0,221	0,240
tartós fogyasztási cikkek	0,036	0,060	-0,078	0,308	-0,108	0,049	0,104	0,064
egyéb ipari cikkek	0,079	0,086	0,039	0,256	0,094	0,204	-0,131	-0,115
szolgáltatások	0,098	-1,796	0,979	-6,370	0,594	-3,791	2,021	-1,005
energia	0,055	-0,077	-0,143	-0,074	-0,014	-0,209	0,187	-0,026
szeszes italok	0,061	-0,134	-0,112	0,432	-0,014	0,108	-0,022	0,148
dohányárak	0,022	-0,211	0,508	-0,627	0,145	1,341	-0,557	0,654
<i>összesen</i>	<i>0,583</i>	<i>-0,318</i>	<i>0,178</i>	<i>-1,046</i>	<i>0,156</i>	<i>-0,499</i>	<i>0,285</i>	<i>-0,169</i>

^a marginális hatások a következő módon számolhatóak például az árnövekedés gyakorisága esetében: $f_E^+ - f^+$ (pl. 1 hónap utáni marginális hatás $f_{E1}^+ - f^+$, ahol f_{E1}^+ áremelkedések gyakoriságára gyakorolt hatás 1 hónappal a sokk után)

Az árfolyamok hatása az áremelkedések átlagos nagyságára, ha lehetséges, még ellentmondásosabb. Annak ellenére, hogy a várakozások szerint az árfolyamok emelkedésének növelnie kellene az árak emelkedésének átlagos méretét a 3. táblázat B részének tanulsága szerint ez alig egy-két esetben jellemző. Az árfolyam emelkedésének csökkentenie kellene az árcsökkenések gyakoriságát. A becslés 3. táblázat C részében bemutatott eredményei átlagosan meg is felel ennek az elvárásnak, de itt is vannak olyan eredmények, amik ellentmondanak az intuíciónak. Annak ellenére, hogy egy árfolyam leértékelődésnek csökkentenie kellene az árcsökkenések átlagos méretét, 3. táblázat D részében bemutatott eredmények nincsenek összhangban ezzel. Ennek az egyik oka a szolgáltatások viselkedése. A szolgáltatások esetében ugyanis általánosságban elegendő megfigyelés áll rendelkezésre a becslések kivitelezéséhez, de rendkívül ritkák az árcsökkenések (pl. a háztartási gépek javítása kategóriában 15631 ármegfigyelésből csak 66 esetben következett be árcsökkenés), ami erősen csökkenti a becslések hatékonyságát.

Miután (5) egyenlet minden eleme rendelkezésre áll, már használható az árfolyam változások inflációra gyakorolt hatásának vizsgálatára. Általánosságban annyi elmondható, hogy 3. táblázatban bemutatott várakozással ellentétes eredmények az árváltozásokra is hatottak, és így az árváltozások esetében is megjelennek az árfolyam leértékelődésére árcsökkenéssel reagáló termék kategóriák. A 4. táblázatban található eredmények alapján folyamatosan emelkedő begyűrzést tapasztalható a feldolgozott és a nem feldolgozott élelmiszerek esetében és az energia és a szolgáltatások árainál. Viszont ellentétes a várakozásokkal, hogy a mind a ruházati cikkek, mind pedig az egyéb fogyasztási cikkek esetében az árfolyam emelkedés folyamatosan csökkenő árakat eredményez. Nehéz erre magyarázatot találni, de a megoldás valószínűleg az intenzív nemzetközi versenyben keresendő, ami például az átlag alatti inflációt is eredményezte ezeknél a termékeknél. A dohányárak negatív begyűrzésére könnyebb magyarázatot adni, mivel az árfolyam változásoktól független a jövedéki adó változtatások torzíthatták az eredményeket. Hasonló okok miatt nem lehet bízni a szeszes italok eredményeiben sem.

A különböző kategóriák súlyát is felhasználva, aggregálni lehet az eredményeket, azaz azt is meg lehet mutatni, hogy az árfolyam változása mekkora inflációt okozott volna a mintában szereplő termékek és szolgáltatások esetén. Az eredményeket a 4. táblázat mutatja be.

Árfolyam-begyűrés mértéke a KSH bolt-szintű áradatbázisa alapján 167

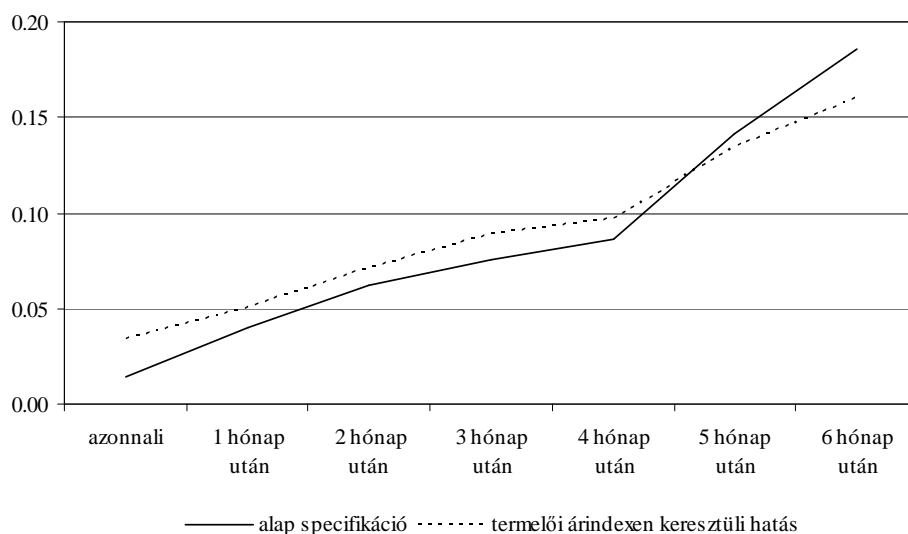
CPI kategória	súly	kumulált inflációs hatás						
		0	1	2	3	4	5	6
		hónap után						
feldolgozott élelmiszerek	0,161	0,009	0,048	0,053	0,099	0,139	0,151	0,177
nem feldolgozott élelmiszerek	0,042	0,063	-0,027	0,172	0,128	0,143	0,321	0,438
ruházkodási cikkek	0,031	-0,012	-0,002	-0,056	-0,043	-0,058	-0,044	-0,050
tartós fogyasztási cikkek	0,036	-0,012	-0,011	0,007	-0,019	-0,008	0,032	0,025
egyéb ipari cikkek	0,079	-0,013	-0,011	-0,021	-0,026	-0,036	-0,032	-0,022
szolgáltatások	0,098	-0,010	-0,005	-0,003	0,013	0,019	0,040	0,090
energia	0,055	0,102	0,279	0,347	0,363	0,326	0,582	0,736
szeszes italok	0,061	0,021	0,083	0,096	0,155	0,188	0,178	0,201
dohányárak	0,022	-0,148	-0,356	-0,287	-0,551	-0,637	-0,458	-0,444
összesen	0,584	0,008	0,029	0,052	0,060	0,069	0,122	0,164
összesen (szeszes italok és dohányárak nélkül) ^a	0,501	0,014	0,040	0,062	0,076	0,086	0,141	0,186

^a A szeszes italok és dohány termékek esetében a jövedéki adó többszöri változtatása torzíthatja a becslések eredményeit

4. táblázat. 1% árfolyam-emelkedés kumulált inflációs hatása az első 6 hónapban

Az aggregált eredményt a korábbi mérések eredményeivel (lásd 1. táblázat) összehasonlítva látható, hogy az eredmény majdnem fele annak, amit *Darvas* [2001] becsült. Az ő esetében 1%-os árfolyam emelkedés árakra gyakorolt azonnali hatása az első negyedév végére 0,1% volt, szemben a 4. táblázatban található 0,06-0,076% eredménnyel. *Darvas* [2001] 2. negyedév végére a hatás 0,3% árfolyam-begyűrészt mért, hasonló időhorizonton az eredmény 0,164-0,186%. Az én eredményeim *Vonnák* [2010] eredményeivel van inkább összhangban, aki azt találta, hogy a 2. negyedév végére a begyűrés mértéke 0,13-0,14%. A korábbi mérésekhez képest alacsonyabb begyűrésnek számos oka lehet. Az egyik lehetőség az alacsonyabb inflációs környezet, ami *Taylor* [2000] érvelése szerint jobban lehorgonyozott inflációs várakozásokat és ezen keresztül az árfolyam sokkok kisebb hatását eredményezi. Másik magyarázat lehet az alkalmazott módszertan, az 1. táblázat, *Beirne és Bijsterbosch* [2011] és *Coricelli et al.* [2006b] összefoglalóinak tanulsága szerint, az egy egyenletes módszerek gyakran alacsonyabb árfolyam-begyűrészt mérnek. További okát jelentheti az alacsonyabb átgyűrésnek, hogy megváltozott az árfolyam politika, az intervenció sáv kiszélesedésével az árfolyam mozgása kiszámíthatatlanabb és kevésbé tartós, így kevesebb támaszt jelent az inflációs várakozások befolyásolására (nominális horgony szerepe megszűnt).

A bemutatott módszertan szerint az árfolyam-begyűrés két csatornán keresztül hathat az árakra, az egyik egy direkt csatorna, a másik pedig egy indirekt csatorna a termelői árindexen keresztül. Felmerülhet a kérdés, hogy a két csatorna közül melyik a fontosabb, melyik közvetíti a nagyobb mértékben az árfolyam hatását. A kérdés megválaszolásához újra becsültem a modellt, azzal a változtatással, hogy kikapcsoltam a direkt csatornát és csak a termelői árindexen keresztüli hatást számoltam ki. Ennek a kísérletnek az eredménye szerepel a 1. ábrán.



1. ábra. 1% árfolyam emelkedés kumulált inflációs hatása a termelői árindexen keresztül az első 6 hónapban⁹

A 1. ábra tanulsága szerint a közvetlen importált fogyasztói termékek árain keresztül direkt hatás negatív az első 4 hónapban. Ez alapján az árfolyam változás hamarabb megemeli a termelői árakat és azokon keresztül az itthon előállított termékek árát, mint a külföldről importáltakét. Ez lehet a jele annak, hogy az importált fogyasztásra szánt termékek esetében mégis jelen van valamilyen mértékű piacra árazás. Ennek árragadósága okozhatja, hogy a közvetlenül importált termékek árai csak a 4 hónap késleltetéssel kezdenek reagálni az árfolyam leértékelődésére.

5 Robosztusság vizsgálatok

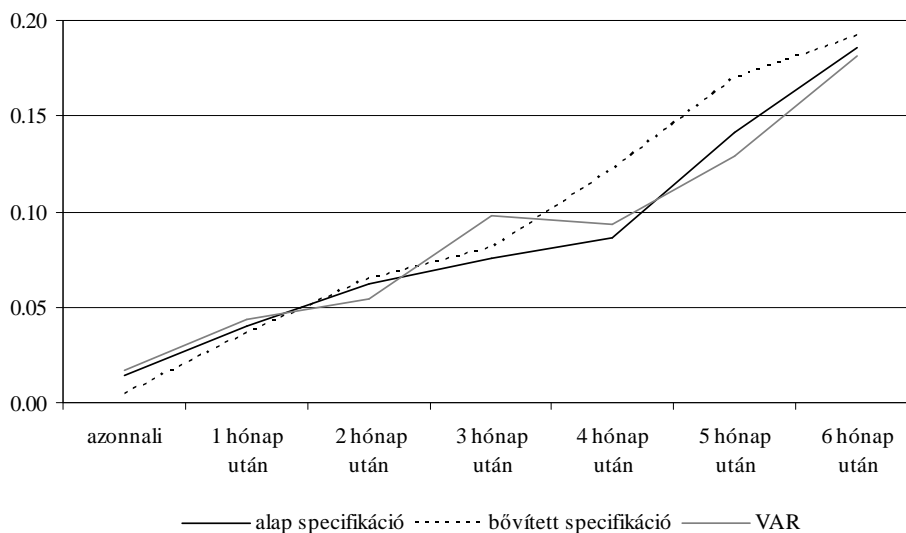
A 4. táblázatban bemutatott árfolyam-begyűrűzési eredményeket két módszerrel is igyekszem ellenőrizni: az első egy bővített specifikáció, ahol további magyarázó változók kerültek a (10)-(12) egyenletrendszerbe. Ez azzal indokolható, hogy a fentiekén túl más hatások is szerepet játszhatnak egy-egy termékcsoport ármeghatározási mechanizmusában. Egyrészt még importált termékek esetében is hozzáadódhat a hazai disztribúció költsége a termék árához (Burstein et al. [2003]). Ezt a hatást az adott jószágkategória nagy- és kiskereskedelem béreinek változása írhatja le magyarázó változóként az egyenletekben. Másrészt a kereslet változása is szerepet játszhat az árak alakulásában, emiatt a kiskereskedelmi forgalom változásával is bővítettem

⁹A szeszes italok és dohány termékek esetében a jövedéki adó többszöri változtatása torzíthatja a becslések eredményeit ezért az ábra a dohány és szeszes italok nélküli kumulált inflációs hatásokat mutatja be.

a (10) és a (12) egyenletet. A harmadik hozzáadott változó az IMF nyersanyag árindexének változása, ami a termelői árindexet meghatározó (11)-es egyenletbe építettem be.

A kis- és nagykereskedelmi bérek alakulásához a KSH adatbázisát használtam (szintén TEÁOR'03 alapján rendezve). A keresleti hatásokat megjelenítő kiskereskedelmi forgalom adatait a KSH 10 termékcsoporthoz árusító bolttípusra (pl. élelmiszer-, ital-, dohányáru-kiskereskedelem) lebontva gyűjti. A hazai termelői árindexet magyarázó egyenletbe pedig az IMF árupiaci árindexe került további magyarázó változónak. Látható, hogy ezeket az idősorokat már nem lehetett annyira finoman hozzáilleszteni a használt 128 CPI csoporthoz, mint akár a nominál effektív árfolyam, akár a hazai termelői árindex esetében.

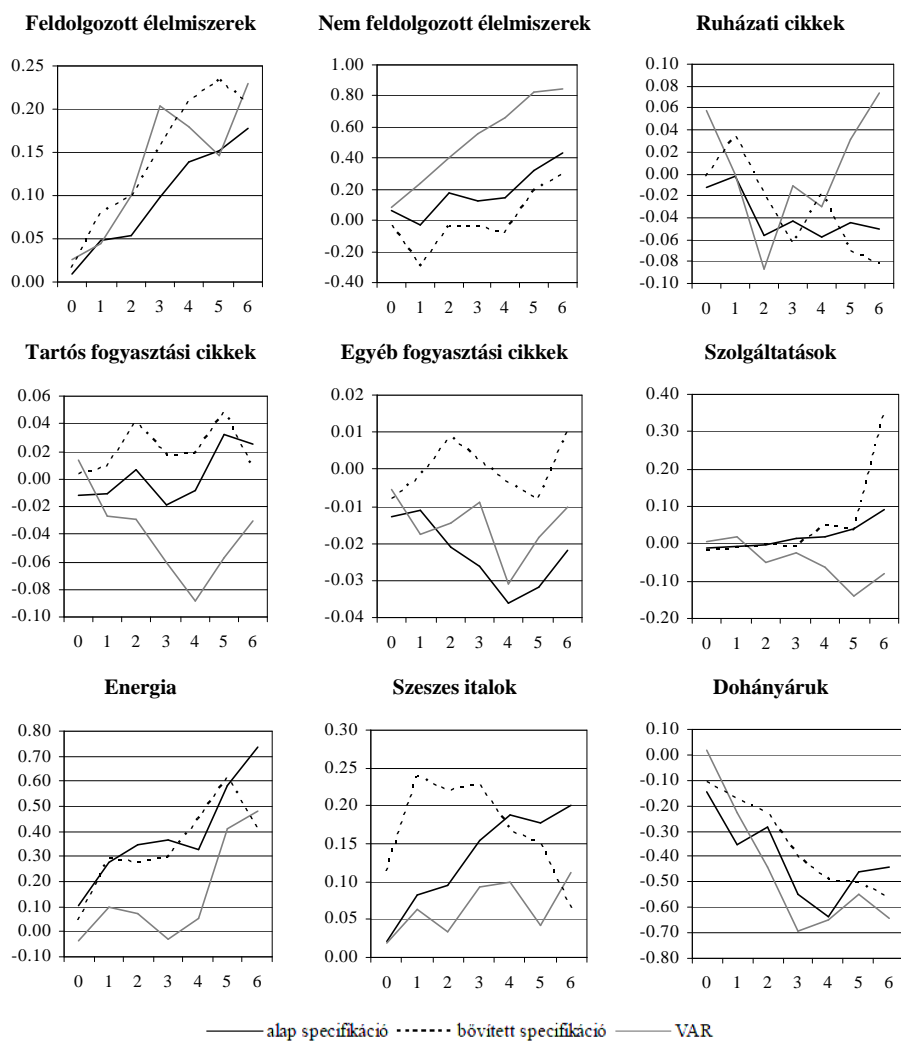
A második robusztusság vizsgálat vektor autoregresszív (VAR) modellel alapszik és az a célja, hogy eredmény ne a korábban már többször említett endogenitási problémák következménye legyen (pl. ha a termelői árindex befolyásolja az árfolyamot). Ennek ellenőrzésére mind a 128 termékcsoporthoz külön modellt becsültem, ahol az endogén változók sorrendje *NEER*, *PPI*, *CPI* és egyszerű alsó háromszög identifikációt használok a sokkok identifikációjához (*FPPI* exogén változóként szerepel az egyenletekben). A *NEER*, *PPI* és *FPPI* idősorok ugyanazok, mint a korábban már bemutatottak, de a fogyasztói árindexhez a KSH által aggregált idősorokat használtam. A VAR becslés és előző eredmények összehasonlíthatósága érdekében itt is 6 késleltetést építettem a modellekbe és ugyanazokkal a súlyokkal összegeztem az eredményül kapott 128 impulzus válasz függvényt, mint amit az előző becsléseknél is használtam.



2. ábra. 1% árfolyam emelkedés kumulált inflációs hatása a VAR módszertannal az első 6 hónapban¹⁰

¹⁰A szeszes italok és dohány termékek esetében a jövedéki adó többszöri változtatása

A 2. ábra mutatja a két robusztussági vizsgálat eredményét, és az összehasonlíthatóság érdekében a 4. táblázatban szereplő eredmény is szerepel az ábrán. A VAR modell esetében egy 1 százalékos sokk kumulált hatását mutatja az ábra. Az ábrán jól látható, hogy az aggregált eredmények nagyon hasonlóak, mind méretben, mind pedig dinamikában.



3. ábra. Robusztussági vizsgálatok termékcsoportonként – 1%-os árfolyam emelkedés kumulált hatása az első 6 hónapban¹¹

torzíthatja a becslések eredményeit, ezért az ábra a dohány és szeszes italok nélküli kumulált inflációs hatásokat mutatja be. A bővített specifikációban nem szerepelnek bizonyos szolgáltatások, mivel begyűrésük robbant (171 eszpresszókávé, 630 testápolási szolgáltatás, 640 járműjavítás karbantartás és a 691 fel nem sorolt szolgáltatások)

¹¹A bővített specifikációban nem szerepelnek bizonyos szolgáltatások, mivel begyűrésük robbant (171 eszpresszókávé, 630 testápolási szolgáltatás, 640 járműjavítás karbantartás és a 691 fel nem sorolt szolgáltatások)

Azonban ha termékkategóriánként nézzük meg a különböző becslési eljárások eredményeit, akkor jelentős különbségeket lehet megfigyelni (3. ábra). A feldolgozott és a nem feldolgozott élelmiszer, illetve az energia árak esetében a három begyűrés dinamikája hasonló, de az eredmények szóródnak. A nem feldolgozott élelmiszerek esetében például a VAR eredményei kétszer nagyobbak, mint az alap specifikáció és háromszor akkorák, mint a bővített specifikáció esetében. A többi termékcsoportról ez a közös dinamika nem mondható el. A ruházati cikkeknel a VAR becslés lóg ki a csökkenő dinamikából, a szolgáltatások esetében a bővített modell eredményei robbannak az utolsó hónapban, az egyéb fogyasztási cikkek esetében szintén a bővített modell mér pozitív begyűrészt, szemben a másik két módszerrel.

6 Összefoglaló

A KSH által az infláció kiszámításához használt adatbázisán becsültem az árfolyam 1%-os változásának hatását az árváltozások gyakoriságára, átlagos méretére és az inflációra. Ehhez minden termékkategóriához az CPI 128 aggregációs szinten saját nominál effektív árfolyam, külföldi termelői és hazai termelői árindex idősort készítettem. Ezeknek a magyarázó változóknak a segítségével megbecsültem az árfolyam hatását az árváltozások gyakoriságára és átlagos mértékére, majd ezekből az eredményekből aggregáltam az árfolyam hatását az inflációra.

Az eredmények vegyesek. Egyrésztől több kategóriában a rossz hatások előjele (pl. az árfolyam leértékelődés csökkenti az áremelkedések méretét), másrésztől viszont az aggregált eredmények viszonylag robusztusak a különböző specifikációk között. Eszerint 1% leértékelődés 0,06% áremelkedést okoz 1 negyedév után és 0,186% a második negyedév végére. Ez a 18%-os árfolyam-begyűrés az előző 6 hónapos becslések alsó határán található, de összehasonlítható Vonnák [2010] eredményeivel. Ez az alacsonyabb becsült begyűrés következhet az alkalmazott becslési eljárásból, ami az egy-egyenletes módszertanon alapul, vagy abból, hogy a minta 2001-2007 közötti, azaz egy alacsonyabb inflációjú és kevésbé kiszámítható árfolyamú időszakot ölel fel.

További érdekesség, hogy az árfolyam direkt és indirekt hatásának elkülönítésekor, arra a megfigyelésre jutottam, hogy az indirekt csatona csak 4. hónap után kezd el hatni az áremelkedésekre. Ez alapján az árfolyam-változás hamarabb megemeli a termelői árakat és azokon keresztül az itthon előállított termékek árát, mint a külföldről importáltakét. Ez lehet a jele annak, hogy az importált fogyasztásra szánt termékek esetében mégis jelen van valamilyen mértékű piacra árazás.

Maradtak még bőven kérdések, kutatási lehetőségek a magyar árfolyam begyűréssel kapcsolatban. Meg lehet próbálni a hibakorrekciós módszert is alkalmazni a mikro panel adatokon. További kérdésként felmerülhet, hogy vannak-e nem-lineáris hatásai az árfolyamnak: különbözhet-e a hatása egy kis és nagy árfolyam változásnak, vagy egy leértékelődésnek felértékelődéstől? Érdemes lenne ezeket a kérdéseket jövőbeli kutatások témájává tenni.

A függelék. 128 CPI kategória és módosított súlyuk a fogyasztói kosárban

CPI kategória	Súly	CPI kategória	Súly
100 sertéshús	1,0690	315 férfilábbeli	0,3488
101 marha- és borjúhús	0,1320	316 férfing, -fehérmű	0,2314
103 belsőségek	0,0830	317 férfiharisnya, -zokni	0,1670
104 baromfihús	0,8900	323 női szoknya, blúz, nadrág	0,0807
105 szalámi, szárazkolbász, sonka	0,6870	324 női felső kötöttáru	0,0278
106 párizsi, kolbász, hurka	0,8240	325 női lábbeli	0,3793
107 húskonzerv	0,0750	326 női fehérmű	0,1575
108 hal	0,0587	327 női harisnya, zokni	0,1643
109 halkonzerv	0,0600	330 gyermekkabát	0,0660
110 tojás	0,3760	332 gyermekfelsőruha	0,1119
111 tej	1,4580	334 gyermek felső kötöttáru	0,0437
112 sajt	0,3810	335 gyermeklábbeli	0,1785
113 tejtermékek (sajt nélkül)	1,2330	336 gyermekfehérmű	0,0276
120 vaj, vajkrém	0,0750	337 gyermekharisnya, -zokni	0,0570
121 sertés- és baromfizsiradék	0,1900	338 ruházat 3 év alattiaknak	0,1806
122 étkezési szalonna	0,1670	340 divatáru	0,0907
123 étolaj	0,3840	341 rövidáru	0,1110
124 margarin	0,2870	342 bőrönd, táska, bőrdíszmű	0,0790
130 liszt, dara	0,3300	400 szobabútor	0,7065
131 rizs, hántolmányok	0,2300	401 konyha és egyéb bútor	0,2554
132 kenyér	1,6060	402 hűtőszekrény, fagyasztógép	0,2313
133 péksütemények	0,3750	403 mosógép, centrifuga	0,2590
134 száraztészta	0,3520	404 fűtő és főzőberendezések	0,4367
135 cukor	0,5060	405 porszívógép, varrógép	0,2910
136 csokoládé, kakaó	0,3525	413 kerékpár	0,2710
137 cukrászáru, fagyalt	0,2867	420 rádió	0,0370
138 édesipari lisztesáru	0,2490	421 televízió	0,2250
139 cukorka, méz	0,1894	422 video, magnetofon, lemezjátékos	0,3456
141 friss zöldség, főzelék	0,5227	424 fényképezőgép, óra, hangszer	0,2536
142 friss hazai- és déligyümölcs	0,3327	431 ékszerek	0,2500
143 gyümölcs-, zöldséglé, szörp	0,6320	507 palackos gáz	0,7230
144 tartósított zöldség, főzelék	0,2130	510 lakásjavító, -karbantartó cikkek	0,7498
145 tartósított gyümölcs	0,0280	520 bútorszövet, szőnyeg, függöny	0,3810
146 száraz hüvelyesek	0,0490	521 ágy- és asztalnemű	0,3830
147 dió, mák, mogyoró	0,1270	522 edény, konyhafelszerelés	0,4271
150 tartósított húsos ételek	0,0940	523 lakásfelszerelés, alkatrész	0,4380
151 tartósított hústalan ételek	0,2290	524 barkácsolási kellékek	0,0790
152 fűszerek, ételízesítők	0,5590	525 háztartási fogyóanyagok	0,6320
160 éttermi étkezés (nem előfizetéses)	0,8556	526 mosó- és tisztítószer	1,1220
161 munkahelyi és előfiz. menü étkezés	1,3720	530 testápolási cikkek	1,3310
164 büféáruk	0,2850	531 gyógyszer, gyógyáru	0,1249
170 kávé (bolti)	0,6810	540 járműalkatrész	0,5120
171 eszpresszókávé	0,2480	541 járműüzemanyag	4,7450
172 tea	0,0750	553 tanszer, írószer	0,2960
173 alkoholmentes üdítőitalok	1,0625	554 sportszer, játék	0,3715
180 bor	1,0610	555 hanglemez, magnókazetta	0,1660
181 sör	3,0300	556 fotocikk, film	0,0720
182 tömény ital	1,9750	557 videokazetta, fejhallgató	0,2160
190 dohányáruk	2,2367	560 virág, dísznövény	0,3360
300 pamut- és pamut típusú szövet	0,0850	561 hobbi állattartás	0,2150
301 gyapjú- és gyapjú típusú szövet	0,0245	601 ruhajavítás, -készítés, kölcsönzés	0,0950
302 egyéb szövetek	0,0180	610 labber	0,0400
312 férföltöny	0,0675	612 társasház közös költség	1,3760
313 férfinadrág, -zakó	0,3282	613 lakásjavítás, -karbantartás	1,2200
314 férfi felső kötöttáru	0,0358	615 személyszállítás stb.	0,9270

CPI kategória	Súly	CPI kategória	Súly
620 háztartási berendezés javítása	0,1700	660 kulturális cikkek javítása	0,1280
621 takarítás, mosatás	0,1580	661 oktatási szolgáltatás	0,6315
630 testápolási szolgáltatás	0,8290	663 mozi	0,0607
631 egészségügyi szolgáltatás	0,3755	664 tv-előfizetés	0,4720
640 járműjavítás, -karbantartás	1,2940	665 sportrendezvények, múzeum	0,2316
642 gépkocsi kölcsönzés, garázbérlet	0,1270	681 üdülés belföldön nem beutalóval	0,5508
644 taxi	0,1940	690 fényképezési szolgáltatás	0,2980
647 teherszállítás	0,0940	691 fel nem sorolt szolgáltatások	0,5173

B. függelék. A nominál effektív árfolyam és a külföldi termelői árindex idősorok előállításához használt országok

Ország	Súly	Ország	Súly
1 Argentína	0,0002	20 Japán	0,0310
2 Ausztrália	0,0003	21 Kína ^a	0,0581
3 Ausztria	0,0827	22 Lengyelország	0,0376
4 Belgium	0,0230	23 Németország	0,2956
5 Brazília	0,0024	24 Olaszország	0,0549
6 Bulgária	0,0015	25 Oroszország	0,0718
7 Chile	0,0000	26 Románia	0,0181
8 Csehország	0,0300	27 Spanyolország	0,0146
9 Dánia	0,0067	28 Svájc	0,0138
10 Dél-Korea	0,0171	29 Svédország	0,0136
11 Egyesült Államok	0,0166	30 Szingapúr	0,0088
12 Egyesült Királyság	0,0268	31 Szlovákia	0,0236
13 Finnország	0,0091	32 Szlovénia	0,0073
14 Franciaország	0,0487	33 Thaiföld	0,0025
15 Hollandia	0,0472	34 Törökország	0,0059
16 Hongkong	0,0134	35 Uganda	0,0001
17 Horvátország	0,0023	36 Ukrajna	0,0108
18 India	0,0018	37 Uruguay	0,0000
19 Izrael	0,0014	38 Vietnám	0,0004

^a Tajvan is beleértve.

Megjegyzés. A 20 legfőbb importáló ország (2003-2006 között euróban mért importjuk alapján), kiegészítve plusz országokkal úgy, hogy minden CPI kategóriában a mintában szereplő országok lefedjék a Magyarországra érkező import legalább 80%-t (Erre kiegészítésre leginkább gyümölcsök, fűszerek, kávé és ékszeres esetében volt szükség.).

Irodalom

1. Beirne, John – Bijsterbosch, Martin [2011]: Exchange rate pass-through in central and eastern European EU Member States. *Journal of Policy Modeling*, Vol. 33., Issue 2., (March-April, 2011), pp. 241–254.
2. Burstein, Ariel T. – Neves, João C. – Rebelo, Sergio [2003]: Distribution costs and real exchange rate dynamics during exchange-rate-based stabilization. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 50., Issue 6., (Sep. 2003), pp. 1189–1214.

3. Campa, Jose Manuel – Goldberg, Linda S. [2005]: Exchange rate pass-through into import prices. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 87., No. 4., (Nov., 2005), pp. 679–690.
4. Ca’Zorzi, Michele – Hahn, Elke – Sánchez, Marcelo [2007]: *Exchange rate pass-through in emerging markets*. European Central Bank, ECB Working Paper Series, WP No. 739., (March, 2007).
5. Coricelli, Fabrizio – Égert, Balázs – MacDonald, Roland [2006a]: *Monetary transmission mechanism in Central and Eastern Europe: Gliding on a wind of change*. Bank of Finland, Institute for Economies in Transition, BOFIT Discussion Papers, No. 8.
6. Coricelli, Fabrizio – Jazbec, Boštjan – Masten, Igor [2006b]: Exchange rate pass-through in EMU acceding countries: Empirical analysis and policy implication. *Journal of Banking & Finance*, Vol. 20., Issue 5., (May 2006), pp. 1375–1391.
7. Darvas, Zsolt [2001]: *Exchange rate pass-through and real exchange rate in EU candidate countries*. Economic Research Centre of the Deutsche Bundesbank, Discussion paper No. 10/01, (May, 2001).
8. Dornbusch, Rudiger [1987]: Exchange Rates and Prices. *American Economic Review*, Vol. 77., No. 1., (March, 1987), pp. 93–106.
9. Gábel, Péter – Reiff, Ádám [2010]: Price setting in Hungary — a store-level analysis. *Managerial and Decision Economics* Vol. 31., Issue 2-3., (March - April 2010) pp. 161–176.
10. Goldberg, Pinelopi Koujianou – Knetter, Michael M. [1997]: Goods Prices and Exchange Rates: What Have We Learned? *Journal of Economic Literature*, Vol. 35., No. 3., (Sep., 1997), pp. 1243–1272.
11. Heckman, James J. [1979]: Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica*, Vol. 47., No. 1., (January, 1979), pp. 153–161.
12. Hoffmann, Johannes – Kurz-Kim, Jeong-Ryeol [2006]: *Consumer price adjustment under the microscope. Germany in a period of low inflation*. European Central Bank, ECB Working Paper Series, WP No. 652., (July, 2006)
13. Jakab, Zoltán – Várpalotai, Viktor – Vonnák, Balázs [2006]: How does monetary policy affect aggregate demand? A multimodel approach for Hungary in Vonnák Balázs (szerk.) [2006]: *Monetary Transmission in Hungary*. Magyar Nemzeti Bank, Budapest, pp. 181–206.
14. María-Dolores, Ramón [2010]: Exchange rate pass-through in new member states and candidate countries of the EU. *International Review of Economics and Finance*, Vol. 19., Issue 1., (January, 2010), pp. 23–35.
15. Mihaljek, Dubravko – Klau, Marc [2008]: Exchange rate pass-through in emerging economies: what has changes and why? in BIS [2008]: *Transmission mechanism for monetary policy in emerging market economies*. Bank for International Settlement, Monetary and Economic Department, BIS Papers, No. 35., (January, 2008) pp. 103–130.
16. Osbat, Chiara – Wagner, Martin [2005]: Sectoral Exchange Rate Pass-Through in the Euro Area. mimeo, on conference: Second Italian Congress of Econometrics and Empirical Economics 25-26. january 2007. download: <http://www.cide.info/conf/papers.php>
17. Rezessy, András [2006]: Estimating the immediate impact of monetary policy shocks on the exchange rate and other asset prices in Hungary. in Vonnák Balázs (szerk.) [2006]: *Monetary Transmission in Hungary*. Magyar Nemzeti Bank, Budapest, pp. 53–68.

18. Taylor, John B. [2000]: Low Inflation, Pass-Through and the Pricing Power of Firms. *European Economic Review*, Vol. 44., No. 7., pp. 1389–1408.
19. Vonnák Balázs [2006]: Estimating the effect of Hungarian monetary policy within a structured VAR framework. in Vonnák Balázs (szerk.) [2006]: *Monetary Transmission in Hungary*. Magyar Nemzeti Bank, Budapest, pp. 155–180.
20. Vonnák, Balázs [2010]: *Risk premium shocks, monetary policy and exchange rate pass-through in the Czech Republic, Hungary and Poland*. Magyar Nemzeti Bank, MNB Working Paper Series, WP No. 2010/1., (2010).

THE EFFECT OF EXCHANGE RATE ON PRICES USING THE
HUNGARIAN CSO'S STORE-LEVEL PRICE QUOTAS DATABASE

This paper uses store level price panel data to estimate exchange rate pass through on prices and inflation. I decompose price changes into frequency and average size of price changes, and estimate the effect of exchange rate on them. With this methodology I find that 1% depreciation causes about 0,18% rise in the inflation after two quarters. *Keywords*: exchange rate pass-through, inflation, micro price data. Journal of Economic Literature (JEL) code: E30, E31.