

MNB Füzetek

2000/4

Jakab M. Zoltán – Kovács Mihály András – Lőrincz Szabolcs:

AZ EXPORT ELŐREJELZÉSE ÖKONOMETRIAI MÓDSZEREKKEL ¹

2000. május

¹ Köszönetet mondunk Darvas Zsoltnak, Ferenczi Barnabásnak és Neményi Juditnak hasznos észrevételeikért. A fennmaradó hibák kizárólag a szerzőket terhelik.

ISSN 1219 9575

ISBN 963 9057 76 2

Online ISSN: 1585 5597

Jakab M. Zoltán: Közgazdasági és kutatási főosztály, Külgazdasági és fizetésmérleg-elemző osztály, osztályvezető helyettes

E-mail: jakabz@mnb.hu

Kovács Mihály András: Közgazdasági és kutatási főosztály, Külgazdasági és fizetésmérleg-elemző osztály, munkatárs

E-mail: kovacsm@mnb.hu

Lőrincz Szabolcs: Közgazdasági és kutatási főosztály, Külgazdasági és fizetésmérleg-elemző osztály, munkatárs

E-mail: lorinczsz@mnb.hu

E kiadványsorozat a Magyar Nemzeti Bankban készült elemző és kutató munkák eredményeit tartalmazza, és célja, hogy az olvasókat olyan észrevételekre ösztönözze, melyeket a szerzők felhasználhatnak további kutatásaikban. Az elemzések a szerzők véleményét tükrözik, s nem feltétlenül esnek egybe az MNB hivatalos véleményével.

Magyar Nemzeti Bank
1850 Budapest
Szabadság tér 8-9.
<http://www.mnb.hu>

ÖSSZEFOGLALÁS

A dolgozatban az áruexport volumen előrejelzésének körében végzett kutatásaink eredményeit ismertetjük. A prognózisokhoz egy kétlépcsős módszert dolgoztunk ki. Első lépésben az export-konjunktúra szempontjából releváns külső keresletet jeleztük előre, majd a legjobbnak ítélt prognózist használtuk fel az export előrejelzéséhez a második lépésben. Az előrejelzések készítéséhez számos ökonometriai technikát használtunk. Ezeket két szempont szerint teszteltük statisztikailag. Összehasonlítottuk a különböző előrejelzések pontosságát és stabilitását. A módszerek értékeléséhez kiindulópontként az ARIMA modellt használtuk. Eredményeink szerint a külső kereslet esetében sikerült az ARIMA modellnél mindkét kritérium tekintetében szignifikánsan jobb előrejelzést készíteni. Az export esetében azonban az ARIMÁ-nál egyértelműen jobb eredményt csak a stabilitás szempontjából kaptunk. Mivel a két szempont alapján a különféle módszerek közötti választás nem volt egyértelmű, ezért egy olyan konszenzusos előrejelzést számítottunk, amely a különböző prognózisok súlyozott átlaga, ahol a súlyok a pontatlansággal és az instabilitással inverz kapcsolatban voltak.

TARTALOM

| | |
|--|-----------|
| I. BEVEZETÉS | 7 |
| II. AZ ELŐREJELZÉS KÉT FŐ SZAKASZA | 8 |
| II.1. A külső kereslet előrejelzése | 10 |
| II.2. az export előrejelzése | 13 |
| III. A VERSENGŐ MODELLEK ELŐREJELZŐ KÉPESSÉGÉNEK ÉRTÉKELÉSE | 17 |
| III.1. A külső kereslet előrejelzéseinek összehasonlítása | 18 |
| III.2. Az export előrejelzéseinek összehasonlítása | 19 |
| IV. KÖVETKEZTETÉSEK | 21 |
| HIVATKOZÁSOK | 22 |
| FÜGGELÉKEK | 24 |
| A. Függelék: A különféle trendszűrési módszerekről | 24 |
| A.1. Első differencia (FOD) filter | 24 |
| A.2. Hodrick-Prescott (HP) filter | 24 |
| A.3. Band pass (BP) filter | 25 |
| A.4. Egyváltozós Beveridge-Nelson (BN) filter | 26 |
| A.5. Többváltozós Beveridge-Nelson filter | 26 |
| B. Függelék: Az előrejelzési tesztek leírása | 28 |
| B.1. Az S_2 és S_{2b} tesztek | 28 |
| B.2. Az MR-teszt | 29 |
| C. Függelék: Az adatok előzetes elemzése, a modellek és előrejelzéseik statisztikái | 30 |
| C.1. Egységgyöktesztek | 30 |
| C.2. Az alkalmazott modellek statisztikái | 31 |
| C.3. Az előrejelzések statisztikái | 36 |

I. BEVEZETÉS

A kivitel alakulásának döntő hatása van a magyar gazdasági fejlődés mértékére mind rövid, mind hosszú távon. A magyar gazdaság nyitottsági mutatója (az export és az import összegének aránya a GDP-hez) 1999-es adatok szerint megközelítően 120%-os. Ebből következően az export minél pontosabb előrejelzése kulcsfontosságú a gazdasági folyamatok prognosztizálása, illetve a gazdaságpolitikai döntések megalapozása során. Ebben a tanulmányban az áruexport volumenének előrejelzésére tett ökonometria kísérlet eredményeit foglaljuk össze.

Az exportvolumen előrejelzését két lépcsőben oldottuk meg: az első lépésben a külső kereslet prognózist adjuk, melyhez felhasználjuk főbb kereskedelmi partnereink GDP-, import- és reálárfolyam idősorait, illetve a gazdasági helyzetükre az OECD által számított előrejelző mutatószámokat (*leading indicators*). A második lépésben ezen előrejelzés és a magyar reálárfolyam (és importvolumen) segítségével adunk prognózist a magyar áruexport volumenére.

Az előrejelzések módszertanát illetően két eltérő megközelítés alkalmaztunk aszerint, hogy a hosszabb (trend), illetve a rövidebb távú (ciklikus) folyamatokat hogyan különböztettük meg egymástól: (i) Az első módszer család egyszerre kezeli a trend és a ciklikus komponenseket. Az ide sorolható, általunk alkalmazott két fő módszer a vektor autoregresszió (VAR) és a vektor hibakorrekció (VEC). (ii) Az előrejelzések másik megközelítési módja az idősorokból a hosszú távú trend kiszűrése után visszamaradt ciklikus komponensek kapcsolatát tárja fel, amely a gazdaság rövid távú mozgásait hivatott kifejezni. Az előrejelzés elkészítésekor tehát külön adunk becslést a rövid távú (ciklikus) és a hosszú távú (trend) összetevők jövőbeli alakulására. Ebben a módszer családban több változat lehetséges, annak megfelelően, hogy milyen eljárással szűrjük ki idősorainkból a trendet, illetve, hogy milyen ökonometria i technikával becsüljük meg a rövidtávú kapcsolatokat.

Az előrejelzések során mind az első, mind a második lépés (tehát a külső kereslet, illetve a magyar export előrejelzése) végrehajtásakor számos változatát próbáltuk ki az említett két módszer család. Az így kapott előrejelzéseket két szempont alapján értékeltük: Az első, a *pontosság* szempontja szerint azt vizsgáltuk, hogy egy előrejelzés milyen mértékben tér el az időközben nyilvánosságra kerülő tényadatoktól. Ezt az eltérést egy adott módszer esetében az átlagos négyzetes hibával mértük. A második, a *stabilitás* szempontjának vizsgálata során pedig arra voltunk kíváncsiak, hogy egy adott időpontra számított előrejelzés hogyan változik, amikor új adatokhoz jutunk hozzá. Például a 2000. év exportvolumenére adhatunk előrejelzést 1999 negyedik negyedében és 2000 első negyedében is. Minél kisebb a két előrejelzés közti különbség (azaz minél kisebb a revízió), annál jobban tervezhetők a prognózisok által (is) befolyásolt gazdasági döntések. A két kritérium (átlagos négyzetes hiba, illetve revízió) között átváltás (*trade-off*) lehet, azaz nem biztos, hogy létezik olyan módszer, amely mindkét szempontból a legjobbnak tekinthető. A két szempont közötti választás, vagy súlyozás egyben a felhasználó preferenciáit is kifejezheti.

A magyar export esetében az adatok 1992, míg a külső kereslet esetében 1980 első negyedétől (sok ország esetében még ennél is korábbi időponttól kezdődően) álltak rendelkezésünkre. A kutatások végeredményeképp létrehoztunk egy olyan

kompozit előrejelzést, amely a különböző módszerekkel készített előrejelzések súlyozott átlaga. Egy adott módszer súlya annál nagyobb, minél kisebb az átlagos négyzetes hibája és a revíziója. Ez utóbbi két kritériumnak azonos jelentőséget tulajdonítottunk, azaz nem döntöttük el, melyik a fontosabb az eredményeket felhasználók számára.

Tanulmányunk felépítése a következő: a II. részben vázlatosan ismertetjük az előrejelzés két lépcsőjét, a III. részben értékeljük a különböző módszereket előrejelzési képességük szempontjából, a IV. részben pedig főbb eredményeinket foglaljuk össze.

II. AZ ELŐREJELZÉS KÉT FŐ SZAKASZA

Az export előrejelzését két lépcsőben hajtottuk végre. Az első lépcső a külső kereslet előrejelzése, míg a második a magyar exportvolumen prognózisa a külső keresleti előrejelzés segítségével. A munka ilyen módon való kettéosztását főképp a minták eltérő hossza indokolta: míg főbb kereskedelmi partnereink esetében legalább 1980-tól (sok ország esetében ennél is korábbi időponttól kezdődően) rendelkezésünkre állnak a szükséges adatok, addig a magyar idősorok első megfigyelései 1992 első negyedévére esnek. Ezen kívül azonban külpiaacaink konjunkturális kilátásai önmagában is érdekesek lehetnek a gazdasági elemzők számára.

Az export strukturális modellezésekor a leggyakrabban követett eljárás, hogy egy export keresleti egyenletet írnak fel. Az egyenlet legfontosabb változói a külső kereslet valamilyen mérőszáma és a relatív árak, tehát a reálárfolyam. Az export-kereslet ilyen való modellezése egészen visszanyúlik a Marshall-Lerner típusú parciális, export kereslet-kínálati egyenletekig. A 90-es években ezeket a parciális egyenleteket sikerült általános egyensúlyi keretbe is beépíteni (ld. Ceglowsky (1991), Clarida (1994), Senhadji és Montenegro (1998)). Ezek a modellek egy reprezentatív fogyasztó viselkedését írják le és általában kettő, egy statikus és egy intertemporális hatást vázolnak fel. Egy kis nyitott gazdaságban ez utóbbi hatás számottevően az import esetében lép fel, hiszen a relatív árak megváltozása csak kevésbé befolyásolja az export-piacon érvényesülő reálkamatlábát, és ennek kapcsán a külföldi fogyasztók magatartását, a külső keresletet. Ilyen típusú export-keresleti görbéket becsül Ceglowsky (1991), Senhadji és Montenegro (1998), Reinhart (1995), Senhadji (1998), Rose (1991), Hooper, Johnson és Marquez (1998).

A fenti modellek azonban egy tiszta cseregazdaság (*endowment economy*) viselkedését írják le, ilyenformán nem veszik figyelembe a kínálat és a termelési feltételek változásait. Márpedig a kínálati, technológiai sokkok szerepe nem elhanyagolható. Az export keresleti függvények fogyatékoságait és a kínálati feltételek fontosságát hangsúlyozza Simon (1991) is egy felzárkózó gazdaság esetében. Ez különösen igaz azokra az országokra, mint pl. Magyarország, ahol a technológia-transzfer és a világgazdaságba történő külkereskedelmi integráció folyamatosan jelentkezik. Ezt a folyamatot modellezi Jakab, Kovács és Oszlay (2000) három kelet-közép európai ország, Csehország, Magyarország és Lengyelország esetében. A kínálati hatásokat Murata, Turner, Rae, és Le Foulér (2000) speciális

nem-lineáris trend illesztési eljárással kezeli. Darvas (2000) pedig az integrációs tényezőt próbálja megbecsülni egy látens változóval Magyarország esetében. Mivel a nemzetközi technológia-transzfer egyik legfontosabb forrása a közvetlen külföldi tőkebefektetések, ezért bizonyos tanulmányok (Pain és Holland (1998), Murata, Turner, Rae, és Le Foulér (2000)) a kínálati hatások modellezésénél a közvetlen tőkebefektetések exportra kifejtett hatását is figyelembe veszik. Hooper, Johnson és Marquez (1998) Kálmán-szűrővel végrehajtott változó paraméteres becslései, a változó struktúra modellezésének segítségével implicit módon a kínálati sokkok hatását is számszerűsítik (bár a változó paraméter technika az export-keresleti rugalmasságok ingadozásait is figyelembe veszi).

Az előrejelzések szempontjából, a szezonalitást exogénnek, a többi változóval szoros kapcsolatban nem állónak tekintettük. Ez azt jelenti, hogy az elemzett idősorokat minden esetben az előrejelzés előtt szezonálisan igazítottuk a SEATS/TRAMO programcsomaggal és a későbbiekben a tisztított idősorokkal dolgoztunk. A módszer az empirikus szakirodalomban elfogadott eljárásnak tekinthető. Elképzelhető azonban, hogy ezzel információt veszünk, ugyanis a szezonális is összefügghet a változók ciklikus mozgásával.

Az előrejelzések szempontjából két fő módszercsaládot különböztethetünk meg. Az egyik esetben egy változó, vagy változók jövőbeli viselkedésére úgy következtetünk, hogy nem különböztetjük meg a trend és a ciklikus komponenseket. A legfontosabb ilyen –általunk használt– többváltozós módszerek a vektor autoregresszió (VAR) és a vektor hibakorrekció (VEC).

A másik módszercsalád arra épít, hogy az idősorokat megtisztítja azok trendjétől és az így megmaradt ciklikus komponensek közötti kapcsolatot modellezi. Az előrejelzés esetében tehát a rövid távú (ciklikus) és a hosszú távú (trend) összetevők jövőbeli értékeire egymástól elkülönülten adunk becslést. A trend kiszűrését, mint azt az előzőekben említettük, a kínálati hatások léte indokolhatja. A trend kiszűrése után kapott rövid távú összetevőkre felírt egyenletrendszer adja a ciklikus összetevők közötti kapcsolatot. Az egyes módszerek abban különbözhetnek, hogy milyen módon szűrjük ki a trendet, illetve, hogy milyen ökonometriai technikát alkalmazunk az egyenletrendszer becslése során. A kutatás során az ökonometriai gyakorlatban jól ismert becslési módszereket alkalmaztuk (klasszikus-, kétfokozatú-, háromfokozatú legkisebb négyzetek módszere és a *seemingly unrelated regressions* (SUR) eljárás), illetve számos trendszűrési lehetőséget megvizsgáltunk előrejelzési és egyéb szempontokból: egyszerű differenciálás (FOD), Hodrick-Prescott (HP), spektrális (*band pass* (BP))- illetve egy- és többváltozós Beveridge-Nelson (BN) szűrők². A fentiek közül a *band pass* szűrőt a Hodrick-Prescott filterhez igen hasonló tulajdonságai miatt, míg a Beveridge-Nelson szűrőket a trend és a ciklus tökéletes korreláltsága miatt nem használtuk. A különböző trendszűrési technikákról lásd az A. Függelék.

A különböző előrejelzések értékelésekor kiindulási alapnak („benchmark”-nak) a legegyszerűbb egyváltozós előrejelzési módszert, az ARIMA (autoregresszív integrált mozgóátlag) modellezési technikát választottuk. A gyakorlatban – talán

² Az első differencia-képzést mindkét módszertani család magában foglalja, elemzésünkben azonban a trend-szűrésre építő (második) csoport tagjaként tárgyaljuk.

némileg meglepően – ez a módszer igen eredményes a rövidtávú előrejelzésben más, bonyolultabb technikákhoz képest. Épp ezért egy előrejelzés elfogadhatóságának egyik feltétele, hogy jobb legyen, mint a változók közötti közgazdasági kapcsolatokat nem kezelő ARIMA prognózis. Az előrejelzések értékelésének bővebb tárgyalását a III. rész adja.

II.1. A KÜLSŐ KERESLET ELŐREJELZÉSE

A külső kereslet, mint főbb kereskedelmi partnereink – magyar export-szerkezet szerint összesúlyozott (effektív) – importja, két tényező alakulásával magyarázható: Egy jövedelemváltozóval, amelyet az adott országok GDP-je képvisel, és egy árváltozóval, amely szerepét az effektív reálárfolyamok játsszák. Ezen kívül felhasználtuk még az OECD által a tagországaira készített előrejelző mutatószámokat (*leading indicators*) is, amelyek az adott ország GDP-jének jövőbeli rövid távú alakulására vonatkozóan tartalmazhatnak információt. A vizsgált országcsoport tagjai a következők voltak: Ausztria, Franciaország, Hollandia, Japán, Nagy-Britannia, Németország, Olaszország, Spanyolország, Svájc, Svédország és az USA. A megfelelő adatok hiánya miatt nem vontuk be az elemzésbe a CEFTA és a FÁK országokat. Az adatokat logaritmizáltuk és a reálárfolyamok kivételével szezonálisan igazítottuk. Ezután az összes idősort megvizsgáltuk a stacioneritás szempontjából. Mindegyik idősort elsőrendűen integrálnak találtuk 5%-os szignifikancia szinten. Az egységgyök-tesztek eredményeit lásd a C. Függelékben.

Ezekre a változókra egy kétegyenletes rendszert írtunk fel, amelyben az első egyenlet a GDP-t magyarázza múltbeli értékeivel és az előrejelző mutatószámokkal. A második egyenlet az importot magyarázza a GDP-vel, a reálárfolyammal, illetve ezek és az import múltbeli értékeivel. Az egyenleteket fel lehet írni aggregáltan, a vizsgált ország-csoport összesúlyozott változóira, illetve országonként is. Az alábbi formájú egyenleteket becsültük.

A trendszűrési technikák esetében:

$$\begin{aligned} GDPCYC_{t,j} &= \theta(L)LICYC_{t,j} + \eta(L)GDPCYC_{t,j} + \phi(L)\xi_{t,j}^1 \\ IMPCYC_{t,j} &= \vartheta(L)REERCYC_{t,j} + \gamma(L)GDPCYC_{t,j} + \phi(L)\xi_{t,j}^2, \end{aligned}$$

ahol $GDPCYC_{t,j}$, $LICYC_{t,j}$, $IMPCYC_{t,j}$ és $REERCYC_{t,j}$ rendre a j -edik ország bruttó hazai termékének, előrejelző mutatószámának (leading indikátorának), importjának, illetve effektív reálárfolyamának ciklikus komponensei a t -dik időszakban, $\xi_{t,j}^k$ a j -edik ország k -adik egyenletének független eltérésváltozója ($k=1, 2$), míg $\theta(L)$, $\eta(L)$, $\phi(L)$, $\vartheta(L)$, $\gamma(L)$ és $\phi(L)$ késleltetési struktúrát jellemző polinomok.

A VAR modellt az alábbi formában írtuk fel:

$$\begin{bmatrix} \Delta GDP_{t,j} \\ \Delta IMP_{t,j} \end{bmatrix} = \Phi(L) \begin{bmatrix} \Delta GDP_{t,j} \\ \Delta IMP_{t,j} \end{bmatrix} + \Psi(L) \begin{bmatrix} \Delta LI_{t,j} \\ \Delta REER_{t,j} \end{bmatrix} + \Xi(L) \begin{bmatrix} \varepsilon_{t,j}^1 \\ \varepsilon_{t,j}^2 \end{bmatrix},$$

ahol $\Delta GDP_{t,j}$, $\Delta LI_{t,j}$, $\Delta IMP_{t,j}$ és $\Delta REER_{t,j}$ rendre a j -edik ország bruttó hazai termékének, előrejelző mutatószámának, importjának, illetve effektív reálárfolyamának logaritmusának első differenciája a t -dik időszakban, $\Phi(L)$, $\Psi(L)$ és $\Xi(L)$ késleltetési polinomok és $\varepsilon_{t,j}^k$ a j -edik országra vonatkozó egyenletrendszer k -adik ($k=1, 2$) egyenletében szereplő eltérésváltozó. A VAR modellben exogén változóként kezeltük a reálárfolyam és az előrejelző mutatószám idősorokat.

A hibakorrekció (VEC) modellben

$$\begin{bmatrix} \Delta GDP_{t,j} \\ \Delta IMP_{t,j} \end{bmatrix} = \Pi \begin{bmatrix} GDP_{t-1,j} \\ IMP_{t-1,j} \end{bmatrix} + \Omega(L) \begin{bmatrix} \Delta GDP_{t,j} \\ \Delta IMP_{t,j} \end{bmatrix} + \Theta(L) \begin{bmatrix} \Delta LI_{t,j} \\ \Delta REER_{t,j} \end{bmatrix} + \Lambda(L) \begin{bmatrix} v_{t,j}^1 \\ v_{t,j}^2 \end{bmatrix},$$

ahol $\Pi = \alpha\beta$; α a rövidtávú alkalmazkodási paramétereket tartalmazó vektor, β a kointegráló vektor, $\Omega(L)$, $\Theta(L)$ és $\Lambda(L)$ késleltetési polinomok és $v_{t,j}^k$ a j -edik országra vonatkozó egyenletrendszer k -adik ($k=1, 2$) egyenletében szereplő eltérésváltozó. A VEC modellben exogén változóként kezeltük a reálárfolyam és az előrejelző mutatószám idősorokat.

Az előzőekben említett módszerek több, összesen 32 db változatát próbáltuk ki. Az instrumentális becsléseknél eszközváltozókként a predeterminált változókat és késleltettjeiket használtuk. A Hodrick-Prescott filteres módszernél a trend előrejelzését exponenciális simítással végeztük el. Szükség volt az exogén változók közül a megelőző jelzőszámok előrejelzésére a végső prognózis elkészítéséhez (a reálárfolyamok 5, vagy annál nagyobb késleltetés-számmal szerepeltek a modellekben, így nem volt szükség pályájuk előrevetítésére). A leading indikátorok ciklikus komponenseit ARIMA módszerrel, trendjüket exponenciális simítással jeleztük előre. Ezt az országszintű egyenleteknél természetesen országonként, míg az aggregált egyenlet esetében egy kompozit jelzőszámot kialakítva tettük. A kompozit jelzőszámba minden ország leading indikátora az ország magyar exportban betöltött súlyával szorozva és azon a késleltetésen került be, amelyen ciklikus komponensei a legnagyobb korrelációt mutatták az adott ország GDP ciklikus komponens idősorával. Így a kompozit index egy egyidejű jelzőszám lett. Tehát ezt a jelzőszámot jeleztük előre ARIMA módszerrel –mint exogén változót– az aggregált GDP egyenlethez.

Azt találtuk (lásd a III. részt), hogy a legkisebb előrejelzési hibát (azaz a legpontosabb prognózist) akkor kapjuk, ha a trendet a Hodrick-Prescott filterrel szűrve, az egyenleteket országonként felírva (a GDP és az előrejelző mutatószámok, illetve az import, a GDP és a reálárfolyam között) a háromfokozatú legkisebb négyzetek módszerét alkalmazzuk. Ezen modellek statisztikai megtalálhatók a C. Függelékben.

A módszer tesztelésekor 1989 harmadik negyedétől a minta végéig (1999 második negyedéve) *ex post* mintán kívüli előrejelzéseket készítettünk öt negyedévre. Ez azt jelenti, hogy először a teljes minta egy részhalmaza, nevezetesen az elejétől az 1989 harmadik negyedévéig terjedő rész minta alapján készítettünk egy előrejelzést öt negyedévre előre, azaz 1990 negyedik negyedévéig bezárólag. Ezt követően megnöveltük egy megfigyelésszel összes idősorunkat, azaz mintánk most már 1989

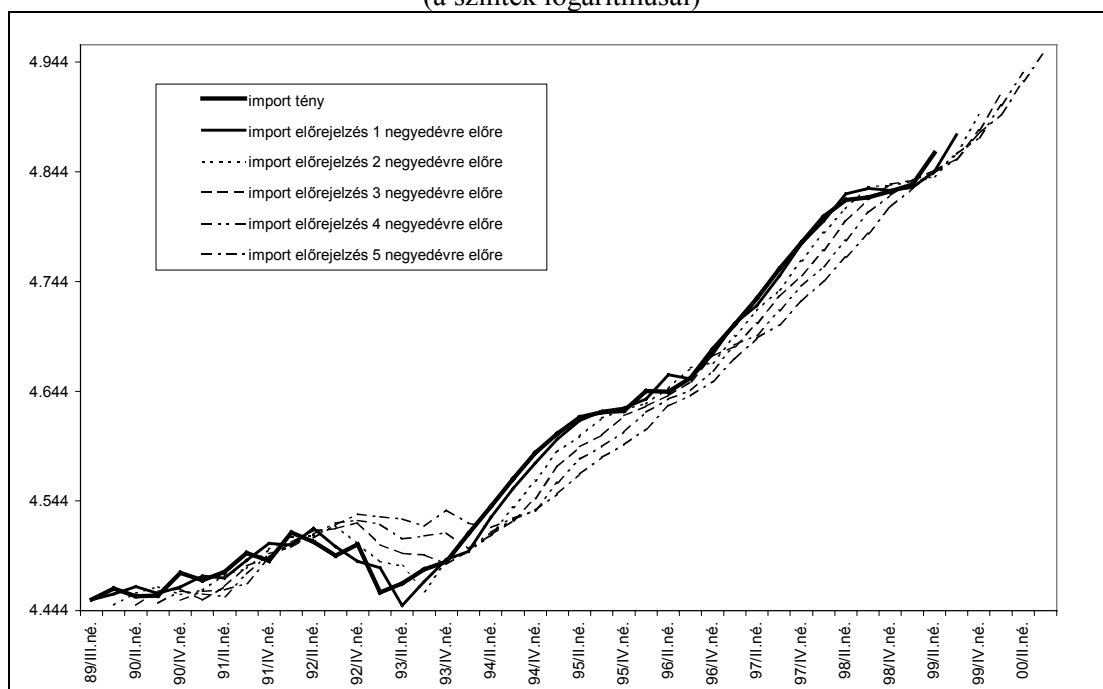
negyedik negyedévéig tartott, és ebből jeleztünk előre öt értéket, azaz 1991 első negyedévéig bezárólag. A továbbiakban ezt a módszert követve bővítettük mintánkat fokozatosan, egészen 1999 második negyedévéig és adtunk öt negyedévnyi előrejelzést, mindig az épp aktuális mintából. Ez a típusú, *ex post* mintán kívüli előrejelzés azt hivatott feltárni, hogy módszerünk mit jelzett volna előre bizonyos múltbeli időpontokban, ha *akkor* – tehát csak az abban az időpontban rendelkezésre álló összes információ segítségével – készítettük volna el prognózisunkat a vizsgált módszerrel.

Végeredményül öt idősort kaptunk: az első azokat az előrejelzéseket tartalmazza, amelyeket egy negyedévre előre készítettünk, tehát az első pontja egy olyan előrejelzés, amelyet 1989 harmadik negyedévének információi alapján 1989 negyedik negyedévére; a második pontja egy olyan előrejelzés, amelyet 1989 negyedik negyedévének információi alapján 1990 első negyedévére adtunk, és így tovább. A második idősor azokat az előrejelzéseket tartalmazza, amelyeket kettő negyedévre előre készítettünk és így tovább egészen az ötödik horizontú idősorig. A következő két ábra ezt az öt idősort ábrázolja a tényadatokkal együtt a külső kereslet esetében. Az első ábra a szinteket, míg a második az éves növekedési ütemeket (negyedéves adat per előző év azonos negyedéve) ábrázolja.

A szintekre adott előrejelzéseket tartalmazó ábrán megfigyelhetjük, hogy a vizsgált periódusban a prognózisok szisztematikusan lefelé torzítottak. Ez a hiba a trend-előrejelzés pontatlanságának tudható be. Főbb exportpiacaink importkereslete ugyanis a kilencvenes évektől kezdve egyre nagyobb meredekségű trend mentén bővült.

1. ábra: A külső kereslet és előrejelzései öt különböző időhorizonton

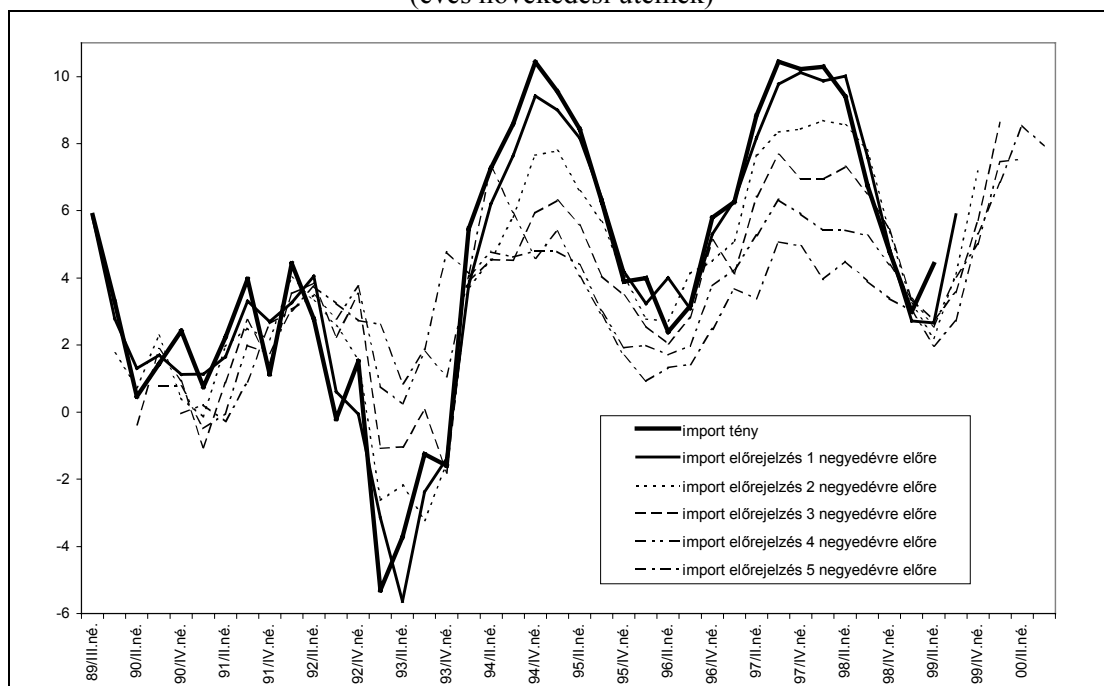
(a szintek logaritmusa)



Megjegyzés: főbb kereskedelmi partnereink logaritmizált importjának súlyozott összege (külső kereslet); az alapadatok forrása: OECD Main Economic Indicators.

2. ábra: A külső kereslet és előrejelzései öt horizonton

(éves növekedési ütemek)



Megjegyzés: főbb kereskedelmi partnereink logaritmizált importjának súlyozott összege (külső kereslet); az alapadatok forrása: OECD Main Economic Indicators.

II.2. AZ EXPORT ELŐREJELZÉSE

Az exportvolumen előrejelzéséhez az elméleti összefoglalónkban említett változókat használtunk fel. A változó saját késleltetettjein túl a külső keresletet (a partnerországaink effektív importja) és a reálárfolyamot használtuk. Mindegyik változót logaritmizáltunk. A külső keresletet az export előrejelzése szempontjából exogén változónak tekintettük, ami közgazdaságilag logikus feltevés hiszen hazánk exportja a világpiac elenyésző részét teszi ki. A külső kereslet prognózisaként az előző fázisban legjobbnak bizonyult előrejelzést használtuk fel. A reálárfolyamnál a fajlagos munkaköltség alapú mutatóból indultunk ki, mivel eredményeink szerint ez magyarázza legjobban a kivitel alakulását. A fentiekén kívül még bizonyos regressziókban az importot is bevettük segédváltozóként, amivel az export-kapacitás ill. a magyar gazdaság integráltságának fejlődését próbáltuk meg megragadni, hiszen, mint ahogy már említettük, a hazai GDP növekedésénél nagyságrenddel nagyobb exportnövekedés nem magyarázható meg pusztán keresleti és ár- ill. költségversenyképességi tényezőkkel. Az importot magyarázó változóként azokban az esetekben szerepeltettük, amikor nem végeztünk előzetesen trendszűrést, hiszen ez utóbbival már kontroláltuk a kapacitás bővülésének hatását. Becsléseink előtt meghatároztuk a változók integráltsági fokát. Eredményeink szerint 5%-os szignifikancia szinten mindegyik változó elsőfokúan integráltnak bizonyult (ld. C. Függelék).

Összességében 6 versengő modellt állítottunk fel az export előrejelzésére (az ezekre vonatkozó statisztikákat a C. Függelék tartalmazza).

- (1) ARIMA modellünk specifikációja ARIMA(1,1,0) volt, amely azt jelenti, hogy az export volumen (logaritmusának) első differenciáját saját késleltetettjével magyaráztuk.
- (2) A HP eljárásnál az export ciklikus komponensét a külső kereslet és a reálárfolyam ciklikus komponenseinek késleltetettjeivel és saját késleltetettjével magyaráztuk.
- (3) A FOD módszernél az export növekedési ütemére vonatkozóan becsültünk regressziót a külső kereslet és a reálárfolyam növekedési ütemének késleltetettjével.
A (2)-(3) eljárás, tehát a trendszűrős módszerek esetében az alábbi típusú regressziókat írtuk fel:

$$EXPCYC_t = \vartheta(L)REERCYC_t + \gamma(L)FIMPCYC_t + \phi(L)\xi_t,$$

ahol $EXPCYC_t$, $REERCYC_t$, és $FIMPCYC_t$ rendre az export, reálárfolyam és külföldi effektív import ciklikus komponensei a t -dik időszakban, ξ_t a független eltérésváltozó, míg $\vartheta(L)$, $\gamma(L)$ és $\phi(L)$ késleltetési struktúrát jellemző polinomok.

- (4) VAR2-modell – Az export és az import logaritmikus differenciájára egy olyan kétváltozós VAR modellt írtunk fel, amely az endogén változók differenciáinak késleltetettjeit tartalmazta. Képletben:

$$\begin{bmatrix} \Delta EXP_t \\ \Delta IMP_t \end{bmatrix} = \Phi(L) \begin{bmatrix} \Delta EXP_t \\ \Delta IMP_t \end{bmatrix} + \Xi(L) \begin{bmatrix} \varepsilon_t^1 \\ \varepsilon_t^2 \end{bmatrix},$$

ahol ΔEXP_t , ΔIMP_t , rendre az export, import logaritmusának első differenciája a t -dik időszakban, $\Phi(L)$ és $\Xi(L)$ késleltetési polinomok és ε_t^k az egyenletrendszer k -adik ($k=1,2$) egyenletében szereplő eltérésváltozó.

- (5) VAR4-modell – Az export, import, külső kereslet és a reálárfolyam első differenciájára egy olyan 3 endogén és egy exogén változós VAR-t becsültünk meg, amely az endogén változók első differenciáinak egyidőszakos késleltetettjeit foglalta magában. Az exogén változó pedig a külső kereslet egyidejű értéke volt.

$$\begin{bmatrix} \Delta EXP_t \\ \Delta IMP_t \\ \Delta REER_t \end{bmatrix} = \Phi(L) \begin{bmatrix} \Delta EXP_t \\ \Delta IMP_t \\ \Delta REER_t \end{bmatrix} + \Psi(L) [\Delta FIMP_t] + \Xi(L) \begin{bmatrix} \varepsilon_t^1 \\ \varepsilon_t^2 \end{bmatrix},$$

ahol ΔEXP_t , ΔIMP_t , $\Delta REER_t$, $\Delta FIMP_t$ rendre az export, import, reálárfolyam és effektív külföldi kereslet első differenciája a t -dik

időszakban, $\Phi(L)$, $\Psi(L)$ és $\Xi(L)$ késleltetési polinomok és ε_t^k az egyenletrendszer k -adik ($k=1,2$) egyenletében szereplő eltérésváltozó.

- (6) VEC2-modell – Az export és az import volumenét egy hibakorrekciós modellel becsültük meg, amely figyelembe vette a két változó közötti esetlegesen létező hosszú távú kapcsolatot, hiszen a magyar gazdaság integrálódásával az import-növekmény legnagyobb része az export-növekményben mutatkozott meg. Képletben:

$$\begin{bmatrix} \Delta EXP_t \\ \Delta IMP_t \end{bmatrix} = \Pi \begin{bmatrix} EXP_{t-1} \\ IMP_{t-1} \end{bmatrix} + \Omega(L) \begin{bmatrix} \Delta EXP_{t,j} \\ \Delta IMP_{t,j} \end{bmatrix} + \Lambda(L) \begin{bmatrix} v_t^1 \\ v_t^2 \end{bmatrix},$$

ahol ΔEXP_t , ΔIMP_t , rendre az export, import első (logaritmikus) differenciája a t -dik időszakban, $\Pi=\alpha\beta$; α a rövidtávú alkalmazkodási paramétereket tartalmazó vektor, β a kointegráló vektor, $\Omega(L)$ és $\Lambda(L)$ késleltetési polinomok és v_t^k az egyenletrendszer k -adik ($k=1,2$) egyenletében szereplő eltérésváltozó.

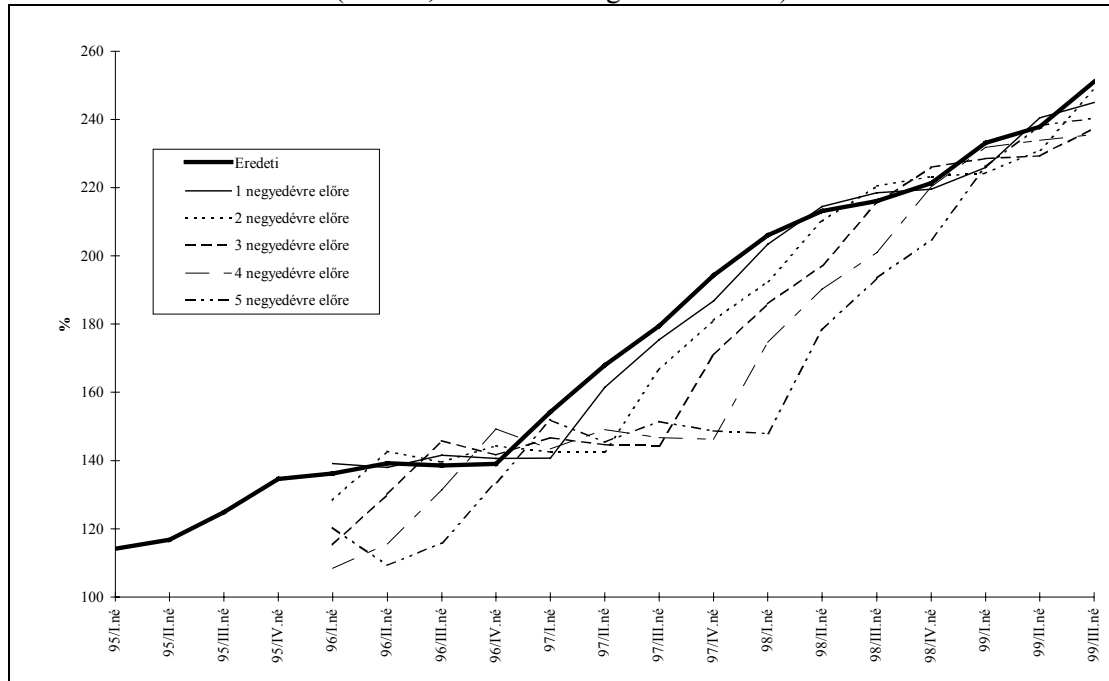
A C. Függelékben látható, hogy az exportot magyarázó egyenletek paraméterei a várt irányúak és mértékűek voltak. Megjegyzendő, hogy a ciklikus komponensek közötti rugalmasságok nem a tényleges jövedelem és árrugalmasságokat mérik, hanem csak a ciklikus komponensek közötti kapcsolatot. Tehát az export és a külső kereslet ciklikus komponensek közötti 1-nél szignifikánsan nagyobb hosszútávú rugalmasság önmagában nem mond ellent annak, hogy hosszabb távon a két változó (a kínálati és az integrációs hatásoktól eltekintve) ne mozogjon együtt. A differenciákra felírt egyenletben a hosszútávú jövedelemrugalmasság 1,18-nak adódott, amely szignifikánsan nem különbözött 1-től. Az árrugalmasság a ciklikus komponensekre felírt egyenletben 0,11, a differenciákra felírt egyenletben 0,21 lett, amelyek szignifikánsan különböztek zérustól³.

A modellek előrejelzési képességének értékeléséhez, a külső keresleti részben elmondottaknak megfelelően *ex post* mintán kívüli előrejelzéseket végeztünk. Az előrejelzések kezdőpontja 1996:1 első negyedéve volt, a prognózis időhorizontja pedig maximum 5 negyedévig futott. Az előrejelzések egymáshoz képesti minőségük szerint a különböző szempontok alapján nem voltak egyértelműen rangsorolhatók (ld. III. fejezet). Emiatt készítettünk egy általunk konszenzusosnak nevezett mutatót, ami a különféle módszereket előrejelzési pontosságuk és stabilitásuk alapján súlyozta, a továbbiakban ezt tekintettük az export előrejelzésének. Az alábbi ábrákon az export tényadatok és a különböző horizontokra adott előrejelzések időszora látható. Értelemszerűen, ahogy csökken az előrejelzés horizontja, úgy nő az előrejelzés pontossága. Az ábrák alapján azonban az is megállapítható, hogy a minta nagy részében az előrejelzések szisztematikusan alulbecsülték az aktuális értékeket. Ez elsősorban azért van így, mert az 1997 folyamán bekövetkezett kiugró exportnövekedés a módszerek alapján nem volt tökéletesen előrelátható, hiszen ez az 1997-től betelepülő multinacionális vállalatok tevékenységének volt betudható. A

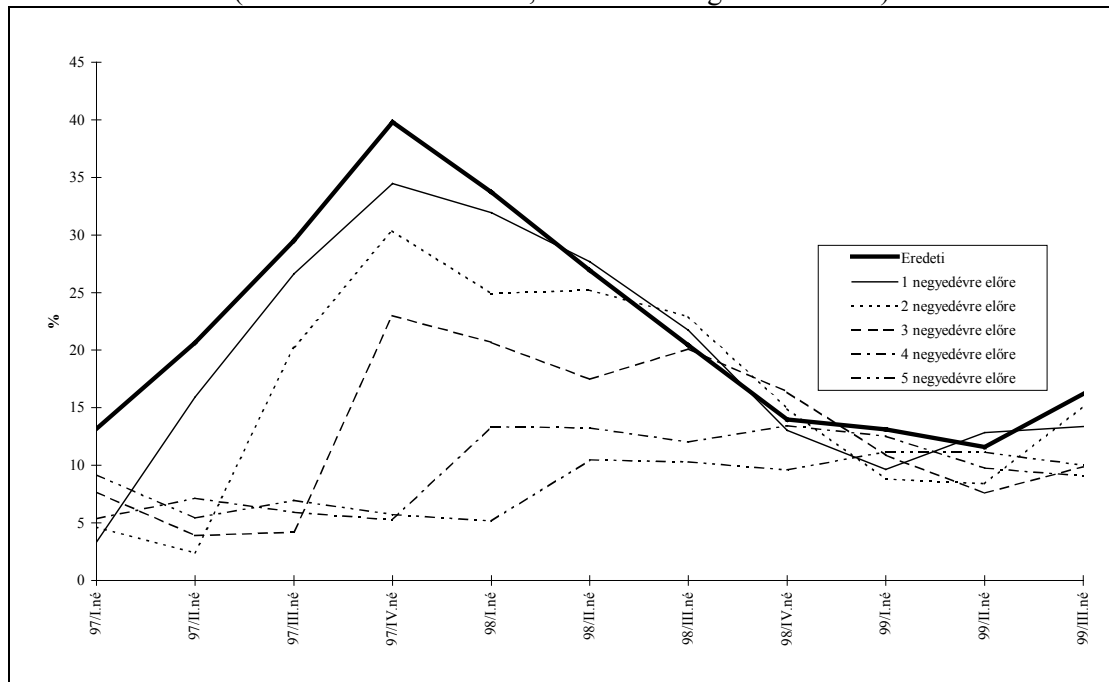
³ Megemlítendő, hogy a reálárfolyamot a külföldi valuta hazai valutában mért áráként értelmeztük. Értékének növekedése reálleértékelődésnek minősül. Az export-egyenletben tehát pozitív koefficiensst vártunk.

rendelkezésre álló minta növekedésével ill. az idősor stabilitásának javulásával azonban, mint látható, az előrejelzések pontossága is jelentősen emelkedett.

3. ábra: Az exportvolumen és annak előrejelzései különféle időhorizontokon
(szintek, szezonálisan igazított adatok)



4. ábra: Az exportvolumen és annak előrejelzései különféle időhorizontokon
(éves növekedési ütemek, szezonálisan igazított adatok)



III. A VERSENGŐ MODELLEK ELŐREJELZŐ KÉPESSÉGÉNEK ÉRTÉKELESE

Az előző részben szó esett arról, hogy az általunk felírt módszerekkel *ex post* mintán kívüli előrejelzéseket készítettünk azért, hogy ezek alapján válasszuk ki közülük a legjobbat. Felmerül a kérdés, hogy mely szempontok alapján tekinthetünk egy adott előrejelzést jobbnak egy másiknál. Az elsőre látszólag egyszerűnek tűnő kérdést nem is annyira könnyű megválaszolni, ugyanis egy prognózis elfogadhatósága függ attól is, hogy milyen célokra akarjuk felhasználni. Két olyan szempontot választottunk, amelyek fontosak lehetnek: Az első, hogy az előrejelzés átlagosan ne térjen el túlságosan a tényadattól, azaz minél *pontosabban* tudjuk becsülni az adott változók jövőbeli értékeit. Az előrejelzések ezen tulajdonságát az átlagos négyzetes hibával, illetve négyzetgyökével (rmse) mértük. A második szempont egyfajta *stabilitási* kritérium, mely abból az igényből következik, hogy azonos időszakra (pl. egy adott évre) többször is szükséges prognózist adnunk: ahogy az idő halad előre és több információ birtokába jutunk, szeretnénk pontosítani előrejelzéseinket, azaz revíziót gyakorolni felettük. Sok esetben, például gazdaságpolitikai lépések tervezésekor azonban az ilyen adott időpontokra vonatkozó, de rendkívül változékony előrejelzések kevésbé használhatók. Ezért ennek megfelelően szempont lehet a revízió minél kisebb szintre való leszorítása is. A revíziót is négyzetre emelve és átlagolva fogtuk meg számszerűen (átlagos négyzetes revízió). A két kritérium között azonban ellentmondás lehet: nem biztos, hogy létezik olyan előrejelzési módszer, amely mindkét szempontból jobb a többinél.

Könnyen ellenőrizhető, hogy amennyiben előrejelzésként minden időpontban és minden horizontra mindig ugyanazt az egyetlen számot adjuk, akkor revíziónk (akár négyzetesen átlagolva, akár nem) nulla lesz, míg az előrejelzés tényadatoktól vett eltérése bizonyosan nagyobb lesz, mint egy több információt felhasználó prognózis esetében. Fontos felhívni a figyelmet arra, hogy a revíziós hiba léte önmagában nem feltétlenül tükrözi egy adott előrejelzési módszer téves voltát, hiszen még egy jó modell használata esetén is az előre nem látható véletlen sokkok hatására változnia kell a prognózisnak. Egy sztochasztikus előrejelzési modell esetében az idősorokat mindig „zajosnak”, tehát egy véletlen – nem előrejelezhető – sokk-komponenst tartalmazóknak feltételezzük. Pontosan az lenne a hiba, ha az információs halmaz bővülésével nem változna a prognózis. A két szempont között tehát *trade-off* lehet és az, hogy melyiket milyen súllyal vesszük figyelembe az előrejelzés elkészítésekor a felhasználó preferenciáinak függvénye.

Az előrejelzések értékeléséhez háromféle tesztet számítottunk. Az első két teszt, az S_2 és MR teszt alapján⁴ különböző elvekkel vizsgáltuk az előrejelzés és a tényadatok eltéréseinek varianciáját. Az S_2 teszt egy általunk kreált alternatívája (S_{2b}) esetében pedig az adott időpontra vonatkozó, különböző információs halmazok alapján adott előrejelzések változékonyságát (azaz a prognózisok revízióját) mértük. Mindegyik teszt az ún. veszteség-differencia idősorokra épül, ahol a veszteség-differencián az összehasonlított modellek hibáinak valamilyen transzformációja alapján előállított veszteség változók különbségeiből előállított idősorokat értjük. Az S_2 , és az S_{2b} tesztek alapján ezeknek a veszteség-differencia-idősoroknak autokorrelálatlanoknak kell lenniük, ugyanakkor Diebold és Mariano (1995)

⁴ A tesztek Diebold és Mariano (1995) és Meese és Rogoff (1988) alapján készültek.

szimulációi szerint viszonylag jól teljesítenek empirikusan abban az esetben is, ha ez a feltevés nem teljesül. Az MR teszt esetében a vesztésdifferencia idősor korrelálatlansága nem szükséges, ugyanakkor kívánatos a normalitás, és csak aszimptotikusan érvényes. Emiatt kis mintán és nem normális eloszlású előrejelzési hibák esetében – Diebold és Mariano (1995) szimulációi szerint – igen gyenge az ereje. Diebold és Mariano (1995) ugyanakkor azt is kimutatja, hogy még abban az esetben is, ha nem teljesül a korrelálatlanság feltétele, kis mintában az S_2 teszt sokkal jobban teljesít, mint az MR. A tesztek részletes leírásával a B. Függelék foglalkozik.

A tesztek végrehajtása során egy adott prognózist mindig az ARIMA módszer eredményeihez hasonlítottuk, mellyel kapcsolatban általános tapasztalat, hogy rövidtávú előrejelző képessége gyakran kedvezőbb, mint a közgazdasági megfontolásokra építő modelleké. Ez indokolta, hogy viszonyítási alapként használtuk a módszert. A tesztek eredményeit a C. Függelék tartalmazza.

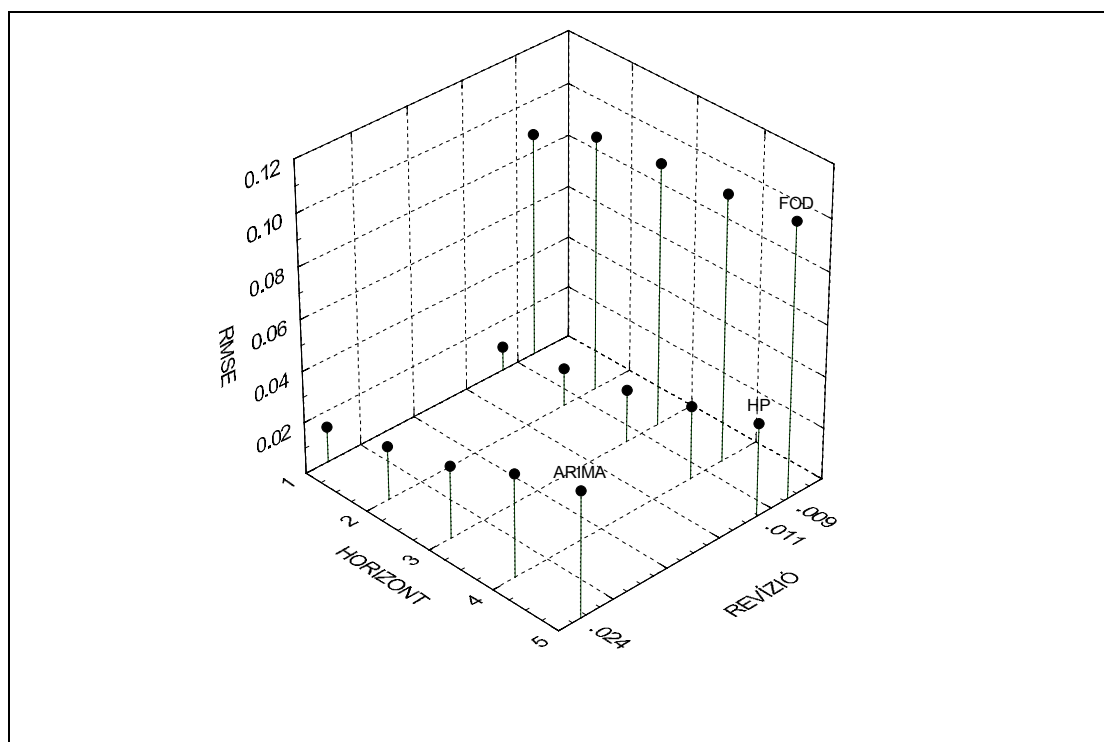
III.1. A KÜLSŐ KERESLET ELŐREJELZÉSEINEK ÖSSZEHASONLÍTÁSA

A külső kereslet esetében összesen 32 modell-változatot teszteltünk az előrejelzési képesség szempontjából. A II. részben már említett, az 1. és 2. ábrákon is szereplő prognózis – Hodrick-Prescott trendszűrő, ország-szintű egyenletrendszer, háromfokozatú legkisebb négyzetek módszere – átlagos négyzetes hibája minden horizonton kisebb (átlagosan 30%-kal), mint az ARIMA modellé és ez a különbség statisztikailag szignifikáns is. A revíziós hiba esetében a módszer szintén szignifikánsan jobb az ARIMÁ-nál (több mint 50%-kal). Módszerünk tehát mindkét lényeges szempont alapján jobb a legegyszerűbb statisztikai előrejelző modellnél. Kérdés, hogy a többi általunk kipróbált módszernél is jobb-e mindkét kritérium alapján egyszerre. Sajnos nem ez a helyzet: az említett *trade-off* jelentkezik a pontosság, illetve a stabilitás között. Amennyiben nem a Hodrick-Prescott-, hanem a differencia-szűrőt használjuk az idősorok trendtől való megtisztítására, azaz a növekedési ütemeket vizsgáljuk – a többi technikai részleten nem változtatva –, egy olyan előrejelzést kapunk, amely revíziós hibája minden más előrejelzésénél szignifikánsan kisebb. A második kritérium alapján tehát ez az optimális előrejelzés, azonban átlagos négyzetes hiba szempontjából még az ARIMA modellnél is rosszabbul teljesít, ezért a magyar export előrejelzéséhez a HP-szűrős prognózist használtuk fel, amely így a pontosságot tekintve a legjobb, revízió szempontjából pedig a második legjobb (ld. C. Függelék).

A következő ábra segítséget nyújt az átlagos négyzetes és a revíziós hibák, azaz az előrejelzési pontosság és stabilitás közti átváltás szemléltetéséhez. A függőleges tengely az átlagos hiba nagyságát méri (rmse), a vízszintes tengelyekre pedig az előrejelzés horizontját (horizont) és revíziós hibáját (revízió) írtuk fel. Átlagos négyzetes hiba szempontjából tehát egy előrejelzés annál jobb az ábrán, minél közelebb vannak a hozzá tartozó pontok a vízszintes tengelyek síkjához; míg a revízió annál kisebb, minél távolabb vannak a horizont tengelytől. Három, az előző bekezdésben említett előrejelzés adatait szerepeltettük, nevezetesen a viszonyítási alap ARIMA; az átlagos négyzetes hiba szempontjából a legjobb, Hodrick-Prescott szűrős (HP); és a revízió szempontjából a legjobb, differencia-szűrős (FOD) prognózisokat. Megfigyelhetjük, hogy az előrejelzési hibák egyre kisebbek, ahogy

csökken a horizont, azaz annál pontosabban vagyunk képesek megbecsülni a változók jövőbeli értékeit, minél rövidebb távra tesszük ezt. Látható az is, hogy a HP szűrős előrejelzéshez tartozó pontok minden esetben alacsonyabban vannak az azonos horizontú másik két ponthoz képest, azaz a prognózis hibája minden horizonton kisebb, mint az ARIMÁ-é, vagy a differencia-szűrős módszeré. A különbség az S_2 teszt alapján statisztikailag szignifikáns mindkét esetben. A revíziós hibákat tekintve megállapítható, hogy a differencia-szűrős előrejelzés rendelkezik a legkisebb revízióval, azaz ez a prognózis a legkevésbé változékony. Ez az eredmény is statisztikailag szignifikáns. Előrejelzési hibáját tekintve azonban még az ARIMA modellnél is rosszabb ez a módszer, sőt ez a különbség nagyságrendileg nagyobb, mint a másik két módszer közti különbség.

5. ábra: Az előrejelzések átlagos négyzetes és revíziós hibái az öt különböző horizonton a külső kereslet esetében



Megjegyzés: ARIMA – a legegyszerűbb statisztikai modellt használó prognózis; HP – Hodrick-Prescott szűrőt, háromfokozatú legkisebb négyzetek módszerét és ország-szintű egyenletrendszert használó előrejelzés; FOD – az előzővel megegyező, de differencia-szűrőt használó módszer.

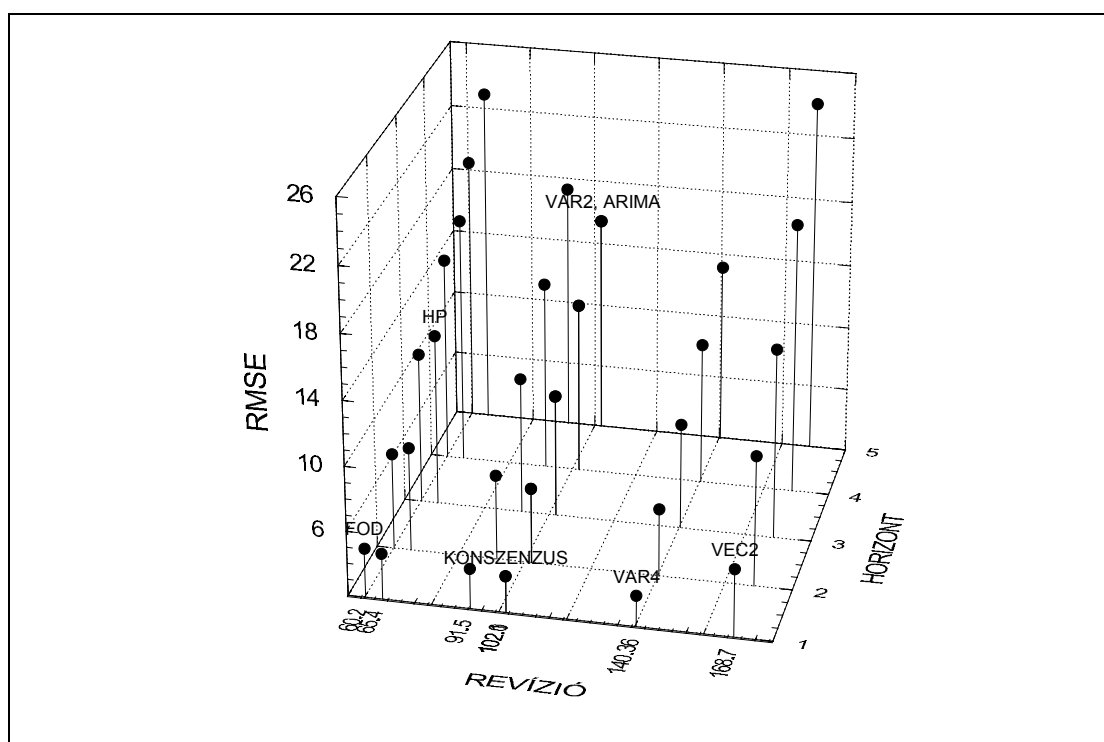
A továbbiakban, a magyar export előrejelzése során, a HP szűrős módszerrel kapott külső kereslet prognózist használtuk fel. Az evvel a módszerrel becsült egyenletek statisztikáit a C. Függelékben helyeztük el.

III.2. AZ EXPORT ELŐREJELZÉSEINEK ÖSSZEHASONLÍTÁSA

Hasonlóan a külső keresletre kapott eredményekhez, a magyar export előrejelzésének értékelésekor sem kaptunk egyértelmű eredményeket. Pontosság tekintetében nem találtunk az ARIMÁ-nál szignifikánsan jobb módszert sem az S_2

sem az MR teszt szerint. A stabilitást vizsgálva viszont a HP és a FOD eljárás szignifikánsan kedvezőbbnek bizonyult. Az alábbi ábrán a különböző előrejelzési módszerek eredményeit vethetjük össze a horizont, stabilitás (revízió), pontosság (rmse) térben. Megállapítható, hogy míg az előrejelzés pontossága tekintetében egyértelműen azok a megközelítések teljesítettek legjobban, amelyek együtt kezelik a trendet és a ciklust, addig revízió szempontjából a trendszűrést alkalmazó módszerek bizonyultak a legkedvezőbbnek.⁵ Annak érdekében, hogy a különféle előrejelzési módszereknek a pontosságuk és stabilitásuk alapján megfelelő súlyt biztosítsunk, egy olyan „Konszenzus”-nak nevezett súlyozott mutatót készítettünk, amely a különböző módszereket e két – az előrejelzéseink alapján kapott – kritérium szerint súlyozza, miközben mind a pontosságnak, mind a stabilitásnak egyenlő fontosságot biztosít^{6,7}. Az ábra alapján látható, hogy ez a mutató értelemszerűen egyfajta kompromisszum a különféle módszerek között, minden tekintetben van nála jobb és rosszabb is.

6. ábra: Az előrejelzések átlagos négyzetes és revíziós hibái az öt különböző horizonton az export esetében



Megjegyzés: ARIMA – a legegyszerűbb statisztikai modellt; HP – a Hodrick-Prescott szűrőt; FOD – az első-differencia-szűrőt, VAR2 – a 2-változós VAR módszert, VAR4 – a 4-változós VAR-t, VEC2 – a 2-változós hibakorrektíós módszert használó előrejelzés. Az ábrán az ARIMA és a VAR2 módszerek paraméterei annyira közel esnek egymáshoz, hogy szabad szemmel nem megkülönböztethetők.

⁵ Az előrejelzések egymás közti összehasonlítására vonatkozó részek szignifikanciaszintjeit ld a C függelékben.

⁶ Az, hogy a pontosságnak és a stabilitásnak egyenlő súlyt biztosítottunk saját döntésünk. Az elemző preferenciáinak függvényében mindez megváltoztatható.

⁷ A konszenzusos mutatóból kihagytuk a VEC2 módszert, mivel egyrészt az minden dimenzióban rosszabb volt a többinél, másrészt pedig a módszerhez felhasznált kointegrációs kapcsolat az idő folyamán igen instabilnak bizonyult.

Összefoglalásképpen, a magyar exportra vonatkozó eredményeink szerint a különféle előrejelzési módszereknek más-más erősségük és gyengeségük van, ezért meghatároztunk egy a legmegfelelőbbnek bizonyult, konszenzusos előrejelzést is.

IV. KÖVETKEZTETÉSEK

A tanulmányban az exportvolumen előrejelzése irányában folytatott kutatásaink eredményeit foglaltuk össze. Két lépést hajtottunk végre: Az első részben a külső keresletet jeleztük előre főbb kereskedelmi partnereink GDP, import, reálárfolyam és az OECD által számított előrejelző mutatószám idősorait felhasználva. A második részben – a külső kereslet előrejelzését is felhasználva – készítettük el az export prognózisait.

Többféle ökonometriai módszert is használtunk: próbáltuk az idősorok dinamikáját (i) a trendet és ciklust egyszerre kezelve, illetve (ii) különböző trendszűrési eljárásokat is használva leképezni és előrevetíteni.

A különböző módszereket statisztikailag két szempontból is teszteltük, aszerint, hogy (i) mennyire *pontos* egy adott módszer, azaz mekkora az átlagos négyzetes hibája, illetve, hogy (ii) mennyire *stabil* az adott módszer, azaz mekkora egy adott időpontra vonatkozó előrejelzésének a revíziója (változékonysága). A viszonyítási alapot a legegyszerűbb idősoros statisztikai modell, az ARIMA előrejelzése jelentette. A külső kereslet előrejelzésére a HP 3sls országszintű prognózis bizonyult a legjobbnak. A különböző export-prognózisok közötti választás nem egyértelmű, ha a két szempontot egyszerre vesszük figyelembe, azaz nincs olyan előrejelzés, amely mindkét kritériumot tekintve jobb lenne a többinél.

Éppen ezért készítettünk egy kompozit előrejelzést az export vonatkozásában, amely az általunk kipróbált módszerek előrejelzéseinek súlyozott átlaga. Egy adott módszer súlyát két dolog határozza meg: az átlagos négyzetes hiba és a revíziós hiba. A súly mindkét hibának negatív meredekségű függvénye, azaz minél nagyobb egy módszer átlagos négyzetes hibája és/vagy revíziós hibája, annál kisebb a súlya a kompozit előrejelzésben.

HIVATKOZÁSOK

- Baxter, M - King, R. G. (1995)** „Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series” NBER Working Paper N. 5022, February
- Beveridge, S. – Nelson, C. (1981)** „A New Approach to the Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Component with Particular Attention to the Measurement of the Business Cycle, *Journal of Monetary Economics*, 7.
- Canova, F. (1998)** „Detrending and Business Cycle Facts” *Journal of Monetary Economics*, 41.
- Ceglowsky, J. (1991)** „Intertemporal Substitution in Import Demand” *Journal of International Money and Finance*, 10.
- Clarida, R. (1994)** „Cointegration, Aggregate Consumption, and the Demand for Imports: A Structural econometric Investigation” *The American economic Review*, vol 84, March.
- Cogley, T – Nason, J. M. (1995)** „Effects of the Hodrick-Prescott Filter on Trend and Difference Stationary Time Series: Implications for Business Cycle Research” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 19.
- Darvas, Zs. (2000)** „Potential Output Estimates for Hungary” Kézirat, január
- Diebold, F. X. – Mariano, R. S: (1995)** „Comparing Predictive Accuracy” *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 13., No. 3., July.
- Evans, G. – Reichlin, L. (1994)** „Information, Forecasts, and Measurement of the Business Cycle” *Journal of Monetary Economics*, 33.
- Harvey, A. C. – Jaeger, A. (1993)** „Detrending, Stylized Facts and the Business Cycle” *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 8.
- Harvey, A. C. (1985)** „Trends and Cycles in Macroeconomic Time Series” *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 3. No.3, July
- Hodrick, R - Prescott, E. C. (1980)** „Post-war US Business Cycles: An empirical Investigation” *Journal of Money Credit and Banking*, Vol 29.
- Hooper, P. - Johnson, K.- Marquez, J. (1998)** „Trade Elasticities for G-7 Countries” *International Finance Discussion Papers* n. 609, April.
- Jakab M. Z. - Kovács M.A. - Oszlay. A. (2000)** „Hová tart a külkereskedelmi integráció: Becslések három kelet-közép-európai ország egyensúlyi külkereskedelmére vonatkozóan” *MNB Füzetek* 2000/1
- King, R. G. – Rebelo S. T. (1993)** „Low Frequency Filtering and Real Business Cycles” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 17.
- Montenegro, C. - Senhadji, A. (1998)** „Time Series Analysis of Export Demand Equations: A Cross Country Analysis” *IMF Working Paper/98/149*, October
- Murata, K. - Turner, D. – Rae, D. – Le Foulér, L. (2000)** „Modelling Manufacturing Export Volumes Equations. A System Estimation Approach” *OECD Economics Department Working Papers* no. 235.
- Nelson, C. R. – Plosser C. I. (1982)** „Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications” *Journal of Monetary Economics*, 10.
- Pain, N. – Holland, D. (1998)** „International trade in Services: Putting UK Export Performance in Perspective” *NIESR mimeo*.
- Prescott, E. (1986)** „Theory Ahead of Business Cycle Measurement” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 25.
- Reinhart, C. (1995)** „Devaluation, Relative Prices, and International Trade. Evidence from Developing Countries” *IMF Staff Papers*, vol 42, June.

- Rose, A. (1989)** „The Role of Exchange Rates in a Popular Model of International Trade. Does the ‘Marshall-Lerner Condition Hold?’” *Journal of International Economics*, 30.
- Senhadji, A. (1998)** „Time Series Estimation of Structural Import Demand Equations: A Cross-Country Analysis” *IMF Staff Papers*, vol 45, June.
- Simon, A. (1991)** „A Model of East-Asian Trade: Supply as a Driving Force” Working Paper, ICSEAD, Kitakyushu, Japan
- Stock, J. H. - Watson, W, M. (1998)** „Business Cycle Fluctuations in U.S. Macroeconomic Time Series” *NBER Working Paper 6528*, April.

FÜGGELÉKEK

A. FÜGGELÉK: A KÜLÖNFÉLE TRENDSZŰRÉSI MÓDSZEREKRŐL

A következőkben a dolgozatban alkalmazott különféle trendszűrési módszereket ismertetjük röviden. Ehhez az egyéb idézett irodalom mellett nagyban támaszkodunk Canova (1998) munkájára.

A.1. Első differencia (FOD) filter

Idősoraink egyszeres differenciálását is ciklikus szűrésnek foghatjuk fel (Nelson és Plosser (1982)). Az üzleti ciklusok tanulmányozása szempontjából a differenciálás hátránya, hogy az üzleti ciklusokénál magasabb frekvenciás mozgások nagyobb súllyal jelennek meg, mint a többi szűrés esetén. A szűrő optimális abban az esetben, ha az eredeti idősor a következő alakot ölti:

$$y_t = y_{t-1} + \phi(l)\varepsilon_t,$$

ahol ε_t fehér zaj, $\phi(l)\varepsilon_t$ pedig a (stacioner) üzleti ciklus jelenség. A módszer előnye prognózisok készítésénél, hogy nem viszünk pótlólagos hibát az előrejelzésbe a trend becslése által.

A.2. Hodrick-Prescott (HP) filter

A Hodrick és Prescott (1980) által ajánlott trend egy optimalizációs feladat megoldásaként áll elő. Egy y_t idősor s_t trendje az az idősor, amely minimalizálja a

$$\sum_{t=0}^T (y_t - s_t)^2 + \lambda \sum_{t=0}^T ((s_{t+1} - s_t) - (s_t - s_{t-1}))^2$$

kifejezést, ahol λ egy olyan paraméter, amely a trend meredekségében bekövetkező változásokat bünteti; ahogy értéke nő, a trend egyre simább lesz. A szélső esetekben ($\lambda=\infty$, és $\lambda=0$) trendként egy lineáris trend, illetve maga az idősor adódik. A paraméter „optimális” értéke a trend és a ciklikus komponensekben lévő innovációk szórásainak aránya. A gyakorlatban azonban negyedéves idősoroknál 1600-as értéket használnak, amely esetén kimutatható, hogy az így alkalmazott szűrő megfeleltethető egy olyan band-pass filternek, amely ciklikus komponensnek tekint minden 8 évnél rövidebb hullámhosszú ciklust (Prescott (1986)). Egy további eredmény, hogy a HP filter minden I(4) és ennél alacsonyabb rendűen integrált folyamatot stacionerré tesz (King és Rebelo (1993)).

A módszernek kimutatható hátrányai vannak. (i) Az üzleti ciklus frekvenciákon túl (2 negyedév - 8 év hullámhossz) benne hagyja a ciklikus komponensben az ennél magasabb frekvenciákat is. Ez az üzleti ciklusok tanulmányozása során jelent hátrányt, míg előrejelzések készítésénél az egészen magas frekvenciák kiszűrése problematikusnak bizonyulhat (ld. a BP filter

tárgyalásánál). (ii) Cogley és Nason (1995) kimutatta, hogy a HP filter trend stacioner folyamatokra alkalmazva üzleti ciklus és annál magasabb frekvenciákat torzítás nélkül átengedő szűrőként (high pass filter) működik. Egy trend-stacioner idősorra alkalmazott HP-szűrés egy olyan kétlépcsős eljárásnak fogható fel, amely először egy lineáris trendet szűr ki, majd az így kapott reziduumokat szűri a HP trenddel. Differencia-stacioner folyamatoknál azonban ez már nem mondható el, a szűrő nem high pass filterként működik. Ebben az esetben –amely közgazdasági idősorok esetén elég gyakori lehet– a HP filter egy olyan kétlépcsős eljárásnak felel meg, amely először differenciálja az idősort, majd egy aszimmetrikus mozgóátlaggal simítja. Ez a simítási eljárás felerősíti az üzleti ciklus-frekvenciákat a többit elnyomja. Ennek következtében olyan üzleti ciklus-mozgásokat generálhat, amelyek az eredeti adatokban egyáltalán nincsenek jelen (lásd még Harvey és Jaeger (1993)). (iii) A HP filter is érzékeny a minta elején és végén szereplő adatokra, ezért az előrejelzésekbe nagyméretű bizonytalanság kerül.

A.3. Band pass (BP) filter

A band-pass szűrők (pl. Baxter és King (1994), Stock és Watson (1998), Canova (1998)) spektrális alapon határozzák meg az egyes idősorok felosztását trend-, illetve ciklikus komponensre. Ez azt jelenti, hogy ciklikus komponensként egy olyan idősort állítanak elő, amelyben már csak a kívánt frekvenciájú hullámok vannak benne (illetve ezt közelítik). Ezért ha az üzleti ciklus jelenségét frekvencia-alapon definiáljuk (pl. azt mondjuk, hogy üzleti ciklus jelenségnek hívjuk a gazdasági idősorokban tapasztalható olyan mozgásokat, amelyek hullámhossza 2 negyedév és 8 év között van), akkor ez a szűrő –definíció szerint– a legjobban teljesít. A megoldás azonban bizonyos szempontból látszólagos, hiszen hasonlóan a HP filterhez, a módszer egy bolyongási folyamatból is üzleti ciklus-szerű mozgásokat generál. Ez a probléma a minta végeességének következménye. Előrejelzés szempontjából azonban az értékelés már nem ilyen egyértelmű. A BP filter –mint a legtöbb trendszűrési módszer– érzékeny a minta elején és végén szereplő adatokra. A trendet ezekben az intervallumokban tulajdonképpen a minta közepén kiszámított tényleges BP-trend egy ARIMA modellel nyert előre- (illetve hátra-) jelzésével számíthatjuk. Ezért az igazítás bizonytalan a minta szélein.

Többféle BP filtert szerkeszthetünk a kiszűrendő frekvencia tartomány mérete szerint. Az olyan egyoldalú szűrő, amely minden 8 évnél rövidebb hullámhosszhoz tartozó frekvenciát benne hagy a ciklikus komponensben, megfeleltethető a sztenderd, 1600-as λ paraméterű (negyedéves adatokra alkalmazott) HP filternek (Prescott (1986)). Így ebben az esetben is jelentkezik a HP filterezés problematikája, nevezetesen, hogy az üzleti ciklusnál magasabb frekvenciák is benne maradnak a ciklikus komponensben. Kétoldalú szűrés esetén (amely a fent említett 2 negyedév és 8 év közötti hullámhosszokat tekinti üzleti ciklus frekvenciának) az a probléma merülhet fel, hogy a ciklikus komponensekre illesztett regresszió reziduumai nem lesznek autokorrelálatlanok, mivel az egyenlet változói (a ciklikus komponensek) nem tartalmazznak egészen magas frekvenciás mozgásokat. Így nem adható értelmes specifikáció.

A.4. Egyváltozós Beveridge-Nelson (BN) filter

A Beveridge és Nelson (1981) által ajánlott trendszűrési módszer az úgynevezett előrejelzés (*forecast based*) alapú technika, amely úgy bont fel egy differencia-stacioner idősort egy stacioner (ciklikus) és nem-stacioner (trend) komponensre, hogy azok tökéletesen korrelálnak (az összes többi módszerrel ellentétben), mivel ugyanaz az innováció mozgatja őket. Ebben az értelmezésben a t -dik időszak trend-értéke az a hosszú távú előrejelzés, amelyet ezen időszak információs halmaza alapján tehetünk. Az előrejelzés alapja egy –a kutató által kiválasztandó– ARIMA reprezentáció. Az idősor dekompozíciója trend és ciklikus komponensre a következő:

$$y_t = s_t + c_t,$$

ahol s_t a trend és c_t a ciklikus komponens és a Beveridge és Nelson (1981) által felírt alakjuk (Canova (1998) alapján):

$$s_t \equiv y_t + \hat{w}_t(1) + \dots + \hat{w}_t(k) - k\mu, \text{ és ebből}$$

$$c_t = -(\hat{w}_t(1) + \dots + \hat{w}_t(k) - k\mu) = \chi(L)\varepsilon_t,$$

ahol $w_t = (1-L)y_t$ egy stacioner ARMA folyamat, amelynek mozgóátlag reprezentációja: $w_t = \mu + \gamma(L)\varepsilon_t$ és $\hat{w}_t(i) = E_t(w_{t+i} | y_t, y_{t-1}, \dots) = \sum_{j=0}^{k-1} \left(\sum_{i=j+1}^{j+k} \gamma_i \right) \varepsilon_{t-j}$ az előrejelzése. $k \rightarrow \infty$ esetén az első (trend) egyenlet a következő alakot ölti: $s_t = s_{t-1} + \mu + \left(\sum_{i=1}^{\infty} \gamma_i \right) \varepsilon_t$. Látható, hogy a ciklikus és trend komponensek azonos innovációk (ε_t) alapján mozognak, ezért –az összes többi trendszűrési eljárással ellentétben– tökéletesen korrelálnak. A módszerrel kapcsolatban felvethető kritika lehet, hogy mivel a hosszú távú előrejelzést ARIMA módszerrel adja, az eléggé bizonytalan lesz, hiszen két, rövid távú tulajdonságaikban szinte megegyező ARIMA modell hosszú távú tulajdonságai eléggé különbözőek is lehetnek. Gyakran előfordulhat az is, hogy a BN trend variábilisabb a ciklikus komponensnél.

A.5. Többváltozós Beveridge-Nelson filter

A Beveridge-Nelson módszer természetes kiterjesztése az az eset, amikor a változó előrejelzésére nem csak saját múltbeli értékeit használjuk fel (ARIMA modell), hanem más változókat is. Evans és Reichlin (1994) kimutatja, hogy az előrejelzés készítéséhez felhasznált információs halmaz bővülésével nő a ciklikus komponens varianciájának aránya a felbontáson belül, ezért indokolt a többváltozós módszer. Ez ellen szólhat, hogy – az üzleti ciklus kutatása szempontjából – nem feltétlenül az a jó szűrési módszer, amely nagy varianciát hagy a ciklikus komponensben (a frekvenciák legnagyobb részét a lineáris trendtől megtisztított ciklikus komponens tartalmazza). Ugyanakkor a két szerző azt is megállapítja, hogy módszerükkel az amerikai GDP esetében az NBER referencia üzleti ciklusaival viszonylag egybeeső eredményeket kapunk, amely az eljárás mellett szól.

Egy további trendszűrési lehetőséget jelent a Kálmán-filteren alapuló nem megfigyelhető változók módszere (pl. Harvey (1985),). Ennek használatától egyenlőre eltekintettünk, mintahogy az egy-, illetve többváltozós Beveridge-Nelson szűrőket sem használtuk a konkrét becslések során a trend és a ciklus tökéletes korrelációja miatt. A BP szűrők a HP eljáráshoz nagyon hasonlóeredményeket adtak, ezért tanulmányunkban külön nem tárgyaljuk⁸.

⁸ Az eredményeket a szerzők kérésre rendelkezésre bocsátják.

B. FÜGGELEK: AZ ELŐREJELZÉSI TESZTEK LEÍRÁSA

Az előrejelzések értékelését három teszttel két tesztfajta alapján végeztük el. A tesztek alapelveinek rövid összefoglalása megtalálható Diebold és Mariano (1995) tanulmányában, s az egyszerűség kedvéért ezeket most röviden ismertetjük:

B.1. Az S_2 és S_{2b} tesztek

Az S_2 és S_{2b} teszt a függetlenség-vizsgálatra vonatkozó binomiális próba elvére épül. Tekintsünk egy adott i -dik modellből vett előrejelzést és az eredeti idősort, s vegyük ennek valamely olyan transzformációját, amely a tényadat és az előrejelzés eltéréséből adódó veszteséget jelöli, tehát:

$$e_t^i = g(y_t^i, \hat{y}_t^i),$$

ahol

- e_t^i az i -dik modellből becsült veszteség a t -dik időpontban

- y_t^i, \hat{y}_t^i az eredeti és az előrejelzett érték az i -dik modellből, t -dik időpontban

- $g(\cdot)$ pedig a veszteséget mérő transzformáció. Ez általában – az RMSE esetében, ill. az S_2 teszt esetében kvadratikusan: $g(y_t^i, \hat{y}_t^i) = (y_t^i - \hat{y}_t^i)^2$

Két modellből vett veszteségek különbségének idősorát nevezzük veszteség-differencia-idősornak:

$$d_t^{i,j} = (e_t^i - e_t^j)$$

Az S_2 teszt értelmében erre a veszteség-differencia-idősorra kell elvégeznünk a jól ismert függetlenség vizsgálatot. Tehát pl. 1-nek kódoljuk a pozitív értékeket és 0-nak a nem-pozitívakat. Az így kapott idősor, amennyiben a veszteség-differencia-idősor autokorrelálatlan, binomiális eloszlású: a $\binom{T}{k} 0.5^k 0.5^{T-k}$ függvény szerint, ahol T a rendelkezésre álló veszteség-differencia-megfigyelés, k a pozitív értékek száma.

Mint ahogy arra Diebold és Mariano (1995) felhívja a figyelmet, a fenti módszer általánosan alkalmazható tetszőleges $g(\cdot)$ veszteségdefiníció esetében.

Az általunk fejlesztett S_{2b} teszt az előbbieknél csak annyiban különbözik, hogy a veszteséget másik definíció szerint értelmezi, olyan módon, hogy az egy adott időpontra vonatkozó előrejelzések változékonyságát (azaz a revízió nagyságát) teszteli, tehát:

$$e_t^i = \sum_{k=2}^5 (\hat{y}_{t,t-(k-1)}^i - \hat{y}_{t,t-k}^i)^2$$

ahol $\hat{y}_{t,t-k}^i$ a $t-k$ -dik időszakbeli információs halmaz alapján t -dik időpontra becsült érték.

B.2 Az MR-teszt

Az MR teszt Meese és Rogoff (1988) munkáján alapul. E szerint abban az esetben, ha

- a veszteségfüggvény kvadratikus (mint S_2 -nél)
- és a előrejelzési hibák nulla várható értékűek és normális eloszlásúak:

$$\sqrt{T}\hat{\gamma}_{xz} \rightarrow N(0, \Sigma)$$

ahol

- $\hat{\gamma}_{xz} = \text{cov}(x, z)$
- $\Sigma = \left[\sum_{\tau=-\infty}^{\infty} \gamma_{xx}(\tau) * \gamma_{zz}(\tau) + \gamma_{xz}(\tau) * \gamma_{zx}(\tau) \right]$
- $\hat{\gamma}_{xz}(\tau) = \text{cov}(x_t, z_{t-\tau})$
- $\hat{\gamma}_{zx}(\tau) = \text{cov}(z_t, x_{t-\tau})$
- $\hat{\gamma}_{xx}(\tau) = \text{cov}(x_t, x_{t-\tau})$
- $\hat{\gamma}_{yy}(\tau) = \text{cov}(y_t, y_{t-\tau})$
- $x_t = e_t^i + e_t^j$
- $z_t = e_t^i - e_t^j$

Fontos megjegyeznünk, hogy a fenti teszt csak aszimptotikusan érvényes és igen érzékenyen reagál a nem normalitásra.

C. FÜGGELÉK: AZ ADATOK ELŐZETES ELEMZÉSE, A MODELLEK ÉS ELŐREJELZÉSEIK STATISZTIKÁI

C.1. Egységgyöktesztek

A külső kereslet előrejelzésében felhasznált változók egységgyöktesztjei

| | | AUS | FRA | GER | ITA | JAP | NL | SPA | SWE | SWI | UK | USA |
|-------------------|-----|-------------|-----------|------------|------------|-----------|------------|-----------|------------|-----------|------------|------------|
| GDP | | szintek | | | | | | | | | | |
| | ADF | -2.834* | -0.011 | -2.383 | -2.254 | -3.619* | 1.410 | -1.306 | 0.689 | -0.554 | -0.637 | -2.667 |
| | PP | -2.743* | -0.298 | -3.481 | -2.077 | -7.624* | 1.410 | -1.657 | 0.689 | -0.666 | -0.637 | -2.112 |
| | | differencia | | | | | | | | | | |
| | ADF | -8.265*** | -4.434*** | -5.16*** | -5.450*** | -3.107** | -10.498*** | -2.829** | -10.920*** | -3.134** | -12.703*** | -6.465*** |
| Import | PP | -13.282*** | -7.036*** | -11.398*** | -6.225*** | -7.961*** | -10.498*** | -2.976** | -10.920*** | -2.821** | -12.703*** | -9.124*** |
| | | szintek | | | | | | | | | | |
| | ADF | -1.431 | 0.068 | -0.213 | -0.309 | -2.076 | 1.277 | -0.262 | 1.209 | -0.905 | 0.491 | -1.706 |
| | PP | -1.372 | 0.130 | 0.165 | -0.586 | -2.607 | 1.277 | 1.217 | 1.209 | 0.411 | 0.491 | -1.718 |
| Reálárfolyam | | differencia | | | | | | | | | | |
| | ADF | -10.101*** | -4.189*** | -5.097*** | -6.586*** | -5.820*** | -9.562*** | -5.350*** | -8.223*** | -2.890* | -13.272*** | -8.790*** |
| | PP | -15.672*** | -4.716*** | -8.203*** | -11.619*** | -9.171*** | -9.562*** | -4.159*** | -8.223*** | -3.305** | -13.272*** | -12.521*** |
| | | szintek | | | | | | | | | | |
| Leading Indikátor | ADF | -2.267 | -7.662* | -1.904 | -2.386 | -1.854 | -1.542 | -2.628* | -1.017 | -2.876* | -1.719 | -1.894 |
| | PP | -2.040 | -8.686* | -1.766 | -2.001 | -1.627 | -1.542 | -2.350* | -1.017 | -2.611* | -1.719 | -1.630 |
| | | differencia | | | | | | | | | | |
| | ADF | -6.640*** | -7.662*** | -4.808*** | -5.304*** | -4.682*** | -8.895*** | -6.569*** | -9.161*** | -4.334*** | -8.630*** | -7.494*** |
| Leading Indikátor | PP | -10.027*** | -8.686*** | -8.599*** | -7.895*** | -8.440*** | -8.895*** | -8.828*** | -9.161*** | -7.845*** | -8.630*** | -8.452*** |
| | | szintek | | | | | | | | | | |
| | ADF | -1.179 | -1.826 | -1.249 | -1.976 | -2.897* | -3.142* | -2.615* | -1.901 | -1.279 | -0.684 | -3.250* |
| | PP | -1.455 | -2.367 | -1.764 | -1.315 | -5.852* | -3.142* | -4.357* | -1.901 | -1.619 | -0.684 | -2.525* |
| Leading Indikátor | | differencia | | | | | | | | | | |
| | ADF | -6.110*** | -5.783*** | -5.252*** | -7.288*** | -3.749** | -5.664*** | -4.977*** | -5.187*** | -4.514*** | -7.660*** | -7.231*** |
| | PP | -5.090*** | -6.032*** | -5.754*** | -5.929*** | -3.917*** | -5.664*** | -4.868*** | -5.187*** | -4.661*** | -7.660*** | -7.691*** |
| | | szintek | | | | | | | | | | |

Forrás: OECD Main Economic Indicators. AUS – Ausztria, FRA – Franciaország, GER – Németország, ITA – Olaszország, JAP – Japán, NL – Hollandia, SPA – Spanyolország, SWE – Svédország, SWI – Svájc, UK – az Egyesült Királyság, USA – az Amerikai Egyesült Államok. Negyedéves bontás: GDP-k és importok:1960:1 1999:2; reálárfolyamok és leading indikátorok: 1960:1 1999:4 (a legelső adatok dátuma különbözik, a legrövidebb idősorok –Franciaország– 1980:1-ben kezdődnek). Szezonálisan igazított (kivéve a reálárfolyamokat), logaritmizált adatok. ADF: kiterjesztett Dickey-Fuller-, PP: Phillips-Perron-féle teszt.

*10%-on szignifikáns

**5%-on szignifikáns

***1%-on szignifikáns

Ha az egységgyök-statisztika szignifikáns a teszt elutasítja az adott szignifikancia-szinten az egységgyök nullhipotézisét.

Az exportegyenletben szereplő változók egységgyöktesztjei

| Változó | | | | | | | | |
|------------------|------------|----------|----------------|---------|------------|-------|--------------|-------|
| Minta: | Export | | Külső kereslet | | Import | | Reálárfolyam | |
| 1992:1 1999:3 | Egységgyök | Trend | Egységgyök | Trend | Egységgyök | Trend | Egységgyök | Trend |
| Szintek | | | | | | | | |
| ADF | -0.175* | 0.008*** | -0.170 | 0.003** | 0.020 | nincs | -0.036 | nincs |
| PP | -0.175* | 0.008*** | -0.170 | 0.003** | 0.002 | nincs | -0.036 | nincs |
| Első differencia | | | | | | | | |
| ADF | -0.477** | nincs | -0.781*** | nincs | -1.472*** | nincs | -0.762*** | nincs |
| PP | -0.477** | nincs | -0.781*** | nincs | -1.472*** | nincs | -0.762*** | nincs |

*10%-on szignifikáns

**5%-on szignifikáns

***1%-on szignifikáns

Ha az egységgyök-statisztika szignifikáns a teszt elutasítja az adott szignifikancia-szinten az egységgyök nullhipotézisét.

C.2. Az alkalmazott modellek statisztikái

C.2.1. Külső kereslet

A főbb külkereskedelmi partnereink GDP-jét és importját magyarázó modellek legfontosabb statisztikái

| | AUS | FRA | GER | ITA | JAP | NL | SPA | SWE | SWI | UK | USA |
|-----------------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|----------|-----------|----------|-----------|-----------|-----------|
| Konstans | 0.000 | 0.000 | 0.00 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| GDP(-1) | 0.683*** | 0.953*** | 0.780*** | 0.860*** | 0.878*** | 0.724*** | 0.845*** | 0.584*** | 0.874*** | 0.872*** | 0.614*** |
| LI | 0.098*** | 0.068*** | 0.129*** | 0.146*** | -0.131* | 0.210*** | 0.079*** | 0.168*** | 0.103*** | 0.130*** | 0.206*** |
| AR1 | | | -0.340*** | 0.185** | | | 0.512*** | | 1.128*** | -0.310*** | |
| AR2 | | | | | | | | | -0.616*** | -0.246*** | |
| AR3 | | | | -0.268*** | | | | | | | |
| AR4 | -0.182** | -0.273*** | | | | | | | | | |
| AR5 | | | | -0.229** | | | | | | | -0.213*** |
| AR6 | | -0.233** | | | | | | | | | |
| AR8 | | | | | 0.069** | | | | | | |
| AR9 | | | | | | -0.243* | | | | | |
| R négyzet | 0.516 | 0.818 | 0.818 | 0.865 | 0.742 | 0.689 | 0.958 | 0.636 | 0.969 | 0.738 | 0.870 |
| Korr. R négyzet | 0.506 | 0.808 | 0.815 | 0.858 | 0.735 | 0.677 | 0.957 | 0.625 | 0.968 | 0.731 | 0.867 |
| Szt. Hiba | 0.008 | 0.004 | 0.006 | 0.005 | 0.008 | 0.006 | 0.002 | 0.011 | 0.002 | 0.008 | 0.006 |
| DW | 2.345 | 1.865 | 2.036 | 2.009 | 2.254 | 2.087 | 1.891 | 1.903 | 1.636 | 2.022 | 1.991 |
| | AUSIMP | FRAIMP | GERIMP | ITAIMP | JAPIMP | NLIMP | SPAIMP | SWEIMP | SWIIMP | UKIMP | USAIMP |
| Konstans | 0.000 | 0.001 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | -0.002 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| GDP | 1.958*** | 1.745*** | 0.335 | 1.428*** | 0.264** | 1.107*** | 0.117 | 2.042*** | -0.099 | 1.467*** | 1.619*** |
| IMP(-1) | 0.337*** | 0.240** | 0.729*** | 0.443*** | 1.606*** | 0.481*** | 1.604*** | 0.118* | 1.081*** | 0.371*** | 0.419*** |
| REER | 0.626*** | 0.242*** | 0.316** | -0.147* | 0.042** | 0.149** | 0.001 | 0.073 | 0.018 | 0.120** | 0.201*** |
| GDP(-1) | | | | | -0.783*** | | -0.753*** | | -0.195*** | | |
| AR1 | | 1.045*** | 0.380*** | | -0.720*** | | 0.201* | 0.726*** | 0.476*** | | 0.183** |
| AR3 | | -0.313*** | | | 0.223*** | | | | | | |
| AR4 | | | | | | | | | -0.414*** | -0.243** | |
| AR7 | | | | | | | -0.174* | | | | |
| AR8 | -0.286*** | | | | | | | | | | |
| a reálárfolyam késleltetése | 5 | 8 | 7 | 9 | 6 | 6 | 8 | 6 | 5 | 5 | 5 |
| R négyzet | 0.678 | 0.909 | 0.812 | 0.634 | 0.866 | 0.656 | 0.937 | 0.882 | 0.959 | 0.647 | 0.799 |
| Korr. R négyzet | 0.666 | 0.903 | 0.805 | 0.624 | 0.859 | 0.643 | 0.933 | 0.875 | 0.955 | 0.632 | 0.792 |
| Szt. Hiba | 0.023 | 0.008 | 0.023 | 0.028 | 0.023 | 0.016 | 0.011 | 0.015 | 0.006 | 0.024 | 0.025 |
| DW | 1.968 | 1.963 | 1.993 | 2.075 | 1.994 | 1.705 | 1.820 | 1.871 | 1.994 | 1.754 | 1.761 |
| Megfigy. | 138 | 80 | 154 | 113 | 147 | 81 | 114 | 74 | 74 | 151 | 153 |

Megjegyzés: Minden idősor negyedéves, az alapadatok forrása az OECD Main Economic Indicators adatbázis volt. A változók magyarázata a következő. AUS – Ausztria, FRA – Franciaország, GER – Németország, ITA – Olaszország, JAP – Japán, NL – Hollandia, SPA – Spanyolország, SWE – Svédország, SWI – Svájc, UK – az Egyesült Királyság, USA – az Amerikai Egyesült Államok logaritmizált, szezonálisan igazított GDP-jeinek Hodrick-Prescott-féle ciklikus komponensei; Az IMP kiterjesztés a hasonló módon számított importvolumen ciklikus komponenseket jelöli. Az első oszlopban szereplő magyarázó változók, mindig az adott oszlop országának adataira vonatkoznak: a GDP, az IMP, a LI, illetve a REER változók a GDP, az importvolumen, az OECD leading indikátor, illetve az effektív reálárfolyam ciklikus komponenseit jelölik. Az AR változók a megfelelő késleltetésű autoregresszív hibtagokat jelölik.

A minta minden idősor esetében 1999 II. negyedévéig tart. Az egyenleteket páronként (egy-egy ország GDP- és import egyenlete) becsültük meg a háromfokozatú legkisebb négyzetek módszerével. Instrumentumként a predeterminált változók késleltetettjeit használtuk.

A jelölések magyarázata: a (*), (**), illetve (***) szimbólumok az adott változó paraméterének nullától való eltérését mutatja, rendre 10, 5, illetve 1%-os szignifikancia szinten.

C.2.2. Export

Az itt következő táblázatok az 1992. I. negyedév és az 1999. III. negyedév közötti mintára vonatkozó becsléseink eredményeit tartalmazzák.

Az ARIMA becslés fontosabb statisztikái

| | | | | |
|--|------------|--------------------------|---------|---------|
| Egyenlet: DLOG(EXPORT)=C(1)+C(2)*DLOG(EXPORT(-1)) | | | | |
| | Együttható | Sztend. hiba | T-stat. | Valósz. |
| C(1) | 0.014 | 0.008 | 1.792 | 0.0844 |
| C(2) | 0.523 | 0.159 | 3.299 | 0.0027 |
| R ² | 0.287 | Autokorrelációs LM teszt | | 3.851 |
| Korrigált R ² | 0.261 | White-heteroszk. tesztje | | 5.764 |
| F-stat. | 10.881*** | ARCH-teszt (LM) | | 1.628 |
| DW-stat. | 2.012 | Ramsey-Reszt teszt | | 0.068 |

*** 1%-on szignifikáns

**5%-on szignifikáns

*10%-on szignifikáns

A HP eljárással végrehajtott becslés fontosabb statisztikái

| | | | | |
|--|------------|--------------------------|---------|---------|
| Egyenlet: LOGCYCHP(EXPORT)=C(1)+C(2)*LOGCYCHP(EXPORT(-1)) +C(3)*LOGCYCHP(KÜLSŐ KERESLET)+C(4)*LOGCYCHP(REÁLÁRFOLYAM(-5)) | | | | |
| | Együttható | Sztend. hiba | T-stat. | Valósz. |
| C(1) | -0.003 | 0.005 | -0.488 | 0.629 |
| C(2) | 0.627 | 0.081 | 7.780 | 0.000 |
| C(3) | 0.713 | 0.286 | 2.496 | 0.019 |
| C(4) | 0.108 | 0.065 | 1.671 | 0.107 |
| R ² | 0.822 | Autokorrelációs LM teszt | | 3.271 |
| Korrigált R ² | 0.801 | White-heteroszk. tesztje | | 5.471 |
| F-stat. | 39.929*** | ARCH-teszt (LM) | | 0.000 |
| DW-stat. | 1.764 | Ramsey-Reszt teszt | | 1.081 |

*** 1%-on szignifikáns

**5%-on szignifikáns

*10%-on szignifikáns

A FOD eljárással végrehajtott becslés fontosabb statisztikái

| | | | | |
|---|------------|--------------------------|---------|---------|
| Egyenlet: $DLOG(EXPORT)=C(1)+C(2)*DLOG(KÜLSŐ\ KERESLET)+C(3)*DLOG(REÁLÁRFOLYAM(-6))$ | | | | |
| | Együttható | Sztend. hiba | T-stat. | Valósz. |
| C(1) | 0.008 | 0.009 | 0.927 | 0.362 |
| C(2) | 1.184 | 0.483 | 2.453 | 0.021 |
| C(3) | 0.214 | 0.114 | 1.868 | 0.073 |
| R^2 | 0.319 | Autokorrelációs LM teszt | | 2.096 |
| Korrigált R^2 | 0.268 | White-heteroszk. tesztje | | 15.676 |
| F-stat. | 6.310*** | ARCH-teszt (LM) | | 0.171 |
| DW-stat. | 1.605 | Ramsey-Reset teszt | | 0.054 |

*** 1%-on szignifikáns

**5%-on szignifikáns

*10%-on szignifikáns

A VAR2 modell fontosabb statisztikái

| | DLOG(EXPORT) | DLOG(IMPORT) |
|------------------------------|--------------|--------------|
| DLOG(EXPORT(-1)) | 0.560 | 0.118 |
| Sztenderd hiba | -0.153 | -0.055 |
| DLOG(IMPORT(-1)) | -0.289 | 0.760 |
| Sztenderd hiba | -0.262 | -0.093 |
| konstans | 0.024 | 0.004 |
| Sztenderd hiba | -0.012 | -0.004 |
| R^2 | 0.348 | 0.728 |
| Korrigált R^2 | 0.299 | 0.708 |
| F-stat. | 7.198 | 36.120 |
| Log likelihood | 58.551 | 89.519 |
| Akaike AIC | -3.703 | -5.768 |
| Schwarz SC | -3.563 | -5.628 |
| Log Likelihood | 150.636 | |
| Akaike Információs Kritérium | -9.642 | |
| Schwarz Kritérium | -9.362 | |

A VAR4 modell fontosabb statisztikái

| | DLOG(EXPORT) | DLOG(IMPORT) | DLOG(REÁLÁRF.) |
|------------------------------|--------------|--------------|----------------|
| DLOG(EXPORT(-1)) | 0.531 | 0.122 | -0.116 |
| Sztenderd hiba | -0.187 | -0.070 | -0.147 |
| DLOG(IMPORT(-1)) | -0.589 | 0.680 | -0.196 |
| Sztenderd hiba | -0.294 | -0.110 | -0.231 |
| DLOG(REÁLÁRF.(-1)) | -0.551 | -0.141 | 0.344 |
| Sztenderd hiba | -0.265 | -0.099 | -0.208 |
| konstans | 0.045 | 0.010 | 0.020 |
| Sztenderd hiba | -0.017 | -0.006 | -0.013 |
| DLOG(KÜLSŐ KER.) | 0.107 | -0.028 | 0.178 |
| Sztenderd hiba | -0.570 | -0.213 | -0.448 |
| R ² | 0.453 | 0.749 | 0.230 |
| Korrigált R ² | 0.365 | 0.709 | 0.106 |
| F-stat. | 5.176 | 18.627 | 1.863 |
| Log likelihood | 61.190 | 90.714 | 68.420 |
| Akaike AIC | -3.746 | -5.714 | -4.228 |
| Schwarz SC | -3.512 | -5.481 | -3.994 |
| Log Likelihood | 227.314 | | |
| Akaike Információs Kritérium | -14.154 | | |
| Schwarz Kritérium | -13.454 | | |

A VEC2 modell fontosabb statisztikái

| Kointegráló vektor | | |
|------------------------------|----------------|--------------------|
| LOG(EXPSA(-1)) | 1 | |
| LOG(IMPSA(-1)) | -1.154 | |
| Sztenderd hiba | -0.063 | |
| konstans | 1.047 | |
| Sajátérték | LR | 5%-os szign.-szint |
| 0.526 | 22.029 | 15.410 |
| 0.039 | 1.126 | 3.760 |
| Hibakorrekció | D(LOG(EXPORT)) | D(LOG(IMPORT)) |
| Kointegráló egyenlet | -0.223 | 0.062 |
| Sztenderd hiba | -0.098 | -0.035 |
| D(LOG(EXPORT(-1))) | 0.439 | 0.113 |
| Sztenderd hiba | -0.210 | -0.074 |
| D(LOG(EXPORT(-2))) | 0.045 | -0.060 |
| Sztenderd hiba | -0.186 | -0.066 |
| D(LOG(IMPORT(-1))) | 0.231 | 0.885 |
| Sztenderd hiba | -0.607 | -0.214 |
| D(LOG(IMPORT(-2))) | -0.373 | -0.129 |
| Sztenderd hiba | -0.544 | -0.192 |
| konstans | 0.022 | 0.006 |
| Sztenderd hiba | -0.013 | -0.004 |
| R ² | 0.439 | 0.778 |
| Korrigált R ² | 0.311 | 0.727 |
| F-stat. | 3.440 | 15.382 |
| Log likelihood | 57.034 | 86.163 |
| Akaike AIC | -3.645 | -5.726 |
| Schwarz SC | -3.360 | -5.440 |
| Log Likelihood | | 151.136 |
| Akaike Információs Kritérium | | -9.795 |
| Schwarz Kritérium | | -9.129 |

C.3. Az előrejelzések statisztikái

C.3.1 Külső kereslet

A következő táblázatokban a p értékeket közöljük, arra a tesztre vonatkozóan, hogy az adott előrejelzés átlagos négyzetes (illetve revíziós) hibája szignifikánsan különbözik-e a táblázat címében közölt viszonyítási alap-modelltől (ARIMA, illetve háromfokozatú legkisebb négyzetek módszere). A teszt nullhipotézise a két hiba egyenlősége, azaz alacsony p érték szignifikáns különbséget jelez a két előrejelzés hibájában. A táblázatban *dőlt* betűvel szedtük azokat az értékeket, amelyek esetén az adott előrejelzés hibája kisebb volt a viszonyítási alapénál.

Az ls, tsls, sur, 3sls elnevezések a becslés módszerére utalnak; az átlagos négyzetes hibákat tesztelő táblázatokban a sorok számozása azt jelöli, hány negyedévre előre történt az előrejelzés.

A különböző, HP filteres országszintű egyenletes modellekkel készített előrejelzések átlagos négyzetes hibájának összehasonlítása az ARIMA előrejelzésével a binomiális (S_2) próba segítségével

| gdp | | | | | imp | | | | |
|-----|-------|-------|-------|-------|-----|-------|-------|-------|-------|
| | ls | tsls | sur | 3sls | | ls | tsls | sur | 3sls |
| 1 | 0.500 | 0.168 | 0.500 | 0.168 | 1 | 0.054 | 0.054 | 0.054 | 0.027 |
| 2 | 0.209 | 0.209 | 0.209 | 0.128 | 2 | 0.128 | 0.128 | 0.128 | 0.209 |
| 3 | 0.094 | 0.049 | 0.094 | 0.024 | 3 | 0.162 | 0.094 | 0.162 | 0.162 |
| 4 | 0.066 | 0.014 | 0.066 | 0.014 | 4 | 0.121 | 0.121 | 0.121 | 0.066 |
| 5 | 0.003 | 0.003 | 0.003 | 0.008 | 5 | 0.045 | 0.020 | 0.088 | 0.020 |

A különböző, HP filteres országszintű egyenletes modellekkel készített előrejelzések átlagos négyzetes hibájának összehasonlítása a HP filteres háromfokozatú legkisebb négyzetek módszerével készített előrejelzésével a binomiális (S_2) próba segítségével

| | gdp | | | | imp | | | |
|---|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | ls | tsls | sur | 3sls | ls | tsls | sur | 3sls |
| 1 | 0.375 | 0.054 | 0.100 | 1.000 | 0.100 | 0.261 | 0.100 | 1.000 |
| 2 | 0.314 | 0.007 | 0.314 | 1.000 | 0.128 | 0.209 | 0.072 | 1.000 |
| 3 | 0.162 | 0.371 | 0.162 | 1.000 | 0.162 | 0.256 | 0.906 | 1.000 |
| 4 | 0.121 | 0.934 | 0.121 | 1.000 | 0.566 | 0.566 | 0.121 | 1.000 |
| 5 | 0.750 | 0.912 | 0.632 | 1.000 | 0.155 | 0.250 | 0.155 | 1.000 |

A különböző becslési eljárásokból adódó FOD filteres országszintű egyenletes modellekkel készített előrejelzések revíziójának összehasonlítása az ARIMA modellével a binomiális (S_{2b}) próba segítségével

| | ls | tsls | sur | 3sls |
|-----|----|------|-----|------|
| gdp | 0 | 0 | 0 | 0 |
| imp | 0 | 0 | 0 | 0 |

**A különböző HP filteres országszintű egyenletes modellekkel készített
előrejelzések revíziójának összehasonlítása a HP3sls modellével a binomiális (S_{2b})
próba segítségével**

| | gdp | | | | imp | | | |
|-----|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | ls | tsls | sur | 3sls | ls | tsls | sur | 3sls |
| hp | 0.000 | 0.155 | 0.000 | 1.000 | 0.155 | 0.155 | 0.368 | 1.000 |
| fod | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.003 | 0.250 | 0.003 | 0.008 |

C.3.2 Export

| Az adott módszernél jobb -e az ARIMA az RMSE tekintetében? (Szignifikanciaszintek) | | | | | | | | | | |
|--|-------------|----------|-------------|----------|-------------|----------|-------------|----------|-------------|----------|
| Becslés 95 Q1-től | | | | | | | | | | |
| Módszer | HP | | FOD | | VAR2 | | VAR4 | | VEC | |
| Periódus | S_2 teszt | MR teszt | S_2 teszt | MR teszt | S_2 teszt | MR teszt | S_2 teszt | MR teszt | S_2 teszt | MR teszt |
| 1 | 0.3238 | 0.4653 | 0.3238 | 0.3970 | 0.0384 | 0.1896 | 0.5000 | 0.1703 | na | na |
| 2 | 0.1189' | 0.0492 | 0.1189 | 0.4161 | 0.1189 | 0.2761 | 0.2403' | 0.1227 | na | na |
| 3 | 0.0245 | 0.0394 | 0.0717' | 0.2397 | 0.0064 | 0.2379 | 0.1662' | 0.1914 | na | na |
| 4 | 0.0021 | 0.0466 | 0.1051' | 0.0959 | 0.9616 | 0.3189 | 0.4018' | 0.2282 | na | na |
| 5 | 0.0005 | 0.0410 | 0.3036' | 0.0004 | 0.0037 | 0.4983 | 0.3036' | 0.1838 | na | na |
| Becslés 96 Q1-től | | | | | | | | | | |
| 1 | 0.3036 | 0.0830 | 0.3036 | 0.4192 | 0.1938 | 0.0669 | 0.3036 | 0.2989 | 0.3036 | 0.0642 |
| 2 | 0.2120' | 0.0945 | 0.0898 | 0.4853 | 0.2120 | 0.1895 | 0.2120' | 0.3875 | 0.6964 | 0.1096 |
| 3 | 0.0461 | 0.0979 | 0.1334 | 0.3550 | 0.0461' | 0.0906 | 0.2905' | 0.3840 | 0.2905' | 0.1354 |
| 4 | 0.0193 | 0.0589 | 0.1939' | 0.0001 | 0.8062' | 0.1180 | 0.1938' | 0.3726 | 0.1938' | 0.1298 |
| 5 | 0.0059 | 0.0622 | 0.2744' | 0.0010 | 0.0327' | 0.2836 | 0.2744 | 0.2999 | 0.1133' | 0.1006 |

' 5%-on Szignifikáns autokorreláció a veszteségdifferencia idősorban

| Az előrejelzés revíziójának nagyságára vonatkozó teszt-eredmények az ARIMA modellhez képest (S_{2b} teszt, szignifikanciaszintek) | | | | | |
|---|---------|--------|---------|--------|---------|
| | HP | FOD | VAR2 | VAR4 | VEC |
| Becslés 95 Q1-től | | | | | |
| Valószínűség | 0.0154' | 0.0007 | 0.2403' | 0.0038 | na |
| Becslés 96 Q1-től | | | | | |
| Valószínűség | 0.0899' | 0.0065 | 0.3953' | 0.0287 | 0.0898' |

' 5%-on Szignifikáns autokorreláció a veszteségdifferencia idősorban

*Dőlt betű az alternatív hipotézis szerint az ARIMA a rosszabb, normál betű az ARIMA a jobb.

MNB Füzetek / NBH Working Papers:

1995/1 (november)

Simon András: Aggregált kereslet és kínálat, termelés és külkereskedelem a magyar gazdaságban 1990-1994

1995/2 (november)

Neményi Judit: A Magyar Nemzeti Bank devizaadósságán felhalmozódó árfolyamveszteség kérdései

1995/3 (február)

Dr. Kun János: Seignorage és az államadósság terhei

1996/1 (március)

Simon András: Az infláció tényezői 1990-1995-ben

1996/2 (június)

Neményi Judit: A tőkebeáramlás, a makrogazdasági egyensúly és az eladósodási folyamat összefüggései a Magyar Nemzeti Bank eredményének alakulásával.

1996/3 (június)

Simon András: Sterilizáció, kamatpolitika az államháztartás és a fizetési mérleg

1996/4 (július)

Darvas Zsolt: Kamatkülönbség és árfolyam-várakozások

1996/5 (augusztus)

Vincze János - Zsoldos István: A fogyasztói árak struktúrája, szintje és alakulása Magyarországon 1991-1996-ban
Ökonometria vizsgálat a részletes fogyasztói árindex alapján

1996/6 (augusztus)

Csermely Ágnes: A vállalkozások banki finanszírozása Magyarországon 1991-1994

1996/7 (szeptember)

Dr. Balassa Ákos: A vállalkozói szektor hosszú távú finanszírozásának helyzete és fejlődési irányai

1997/1 (január)

Csermely Ágnes: Az inflációs célkitűzés rendszere

1997/2 (március)

Vincze János: A stabilizáció hatása az árakra, és az árak és a termelés (értékesítés) közötti összefüggésekre

1997/3 (április)

Barabás Gyula - Hamecz István: Tőkebeáramlás, sterilizáció és pénzmennyiség

1997/4 (május)

Zsoldos István: A lakosság megtakarítási és portfólió döntései Magyarországon 1980-1996.

1997/5 (június)

Árvai Zsófia: A sterilizáció és tőkebeáramlás ökonometria elemzése

1997/6 (augusztus)

Zsoldos István: A lakosság Divisia-pénz tartási viselkedése Magyarországon

- 1998/1** (január)
 Árvai Zsófia - Vincze János: Valuták sebezhetősége: Pénzügyi válságok a '90-es években
- 1998/2** (március)
 Csajbók Attila: Zéró-kupon hozamgörbe becslés jegybanki szemszögből
ZERO-COUPON YIELD CURVE ESTIMATION FROM A CENTRAL BANK PERSPECTIVE
- 1998/ 3** (március)
 Kovács Mihály András - Simon András: A reálárfolyam összetevői
THE COMPONENTS OF THE REAL EXCHANGE RATE IN HUNGARY
- 1998/4** (március)
 P.Kiss Gábor: Az államháztartás szerepe Magyarországon
THE ROLE OF GENERAL GOVERNMENT IN HUNGARY
- 1998/5** (április)
 Barabás Gyula - Hamecz István - Neményi Judit: A költségvetés finanszírozási rendszerének átalakítása és az eladósodás megfékezése
 Magyarország tapasztalatai a piacgazdaság átmeneti időszakában
FISCAL CONSOLIDATION, PUBLIC DEBT CONTAINMENT AND DISINFLATION
Hungary's Experience in Transition
- 1998/6** (augusztus)
 Jakab M. Zoltán-Szapáry György: A csúszó leértékelés tapasztalatai Magyarországon
- 1998/7** (október)
 Tóth István János - Vincze János: Magyar vállalatok árképzési gyakorlata
- 1998/8** (október)
 Kovács Mihály András: Mit mutatnak?
 Különböző reálárfolyam-mutatók áttekintése és a magyar gazdaság ár- és költség-versenyképességének értékelése
- 1998/9** (október)
 Darvas Zsolt: Moderált inflációk csökkentése
 Összehasonlító vizsgálat a nyolcvanas-kilencvenes évek dezinflációit kísérő folyamatokról
- 1998/10** (november)
 Árvai Zsófia: A piaci és kereskedelmi banki kamatok közötti transzmisszió 1992 és 1998 között
THE INTEREST RATE TRANSMISSION MECHANISM BETWEEN MARKET AND COMMERCIAL BANK RATES
- 1998/11** (november)
 P. Kiss Gábor: A költségvetés tervezése és a fiskális átláthatóság aktuális problémái
- 1998/12** (november)
 Jakab M. Zoltán: A valutakosár megválasztásának szempontjai Magyarországon
- 1999/1** (January)
 ÁGNES CSERMELY-JÁNOS VINCZE: LEVERAGE AND FOREIGN OWNERSHIP IN HUNGARY
- 1999/2** (március)

Tóth Áron: Kísérlet a hatékonyság empirikus elemzésére a magyar bankrendszerben

1999/3 (március)

Darvas Zsolt-Simon András: A növekedés makrogazdasági feltételei
Gazdaságpolitikai alternatívák

CAPITAL STOCK AND ECONOMIC DEVELOPMENT IN HUNGARY (May 1999)

1999/4 (április)

Lieli Róbert: Idősormodelleken alapuló inflációs előrejelzések
Egyváltozós módszerek

1999/5 (április)

Ferenczi Barnabás: A hazai munkaerőpiaci folyamatok Jegybanki szemszögből

Stilizált tények

LABOUR MARKET DEVELOPMENTS IN HUNGARY FROM A CENTRAL BANK PERSPECTIVE - Stylized Facts

1999/6 (május)

Jakab M. Zoltán - Kovács Mihály András: A reálárfolyam-ingadozások főbb meghatározói Magyarországon

DETERMINANTS OF REAL-EXCHANGE RATE FLUCTUATIONS IN HUNGARY

1999/7 (July)

ATTILA CSAJBÓK: INFORMATION IN T-BILL AUCTION BID DISTRIBUTIONS

1999/8 (július)

Benczúr Péter: A magyar nyugdíjrendszerben rejlő implicit államadósság-állomány változásának becslése

CHANGES IN THE IMPLICIT DEBT BURDEN OF THE HUNGARIAN SOCIAL SECURITY SYSTEM

1999/9 (augusztus)

Vígh-Mikle Szabolcs-Zsámboki Balázs: A bankrendszer mérlegének denominációs összetétele 1991-1998 között

1999/10 (szeptember)

Darvas Zsolt-Szapáry György: A nemzetközi pénzügyi válságok tova terjedése különböző árfolyamrendszerekben

FINANCIAL CONTAGION UNDER DIFFERENT EXCHANGE RATE REGIMES

1999/11 (szeptember)

Oszlay András: Elméletek és tények a külföldi működőtőke-befektetésekről

2000/1 (január)

Jakab M. Zoltán - Kovács Mihály András - Oszlay András: Hová tart a külkereskedelmi integráció?

Becslések három kelet-közép-európai ország egyensúlyi külkereskedelmére

2000/2 (February)

SÁNDOR VALKOVSKY - JÁNOS VINCZE: ESTIMATES OF AND PROBLEMS WITH CORE INFLATION IN HUNGARY

2000/3 (március)

Valkovszky Sándor: A magyar lakáspiac helyzete

2000/4 (május)

Jakab M. Zoltán - Kovács Mihály András - Lőrincz Szabolcs: Az export előrejelzése ökonometriai módszerekkel

