



BUDAPESTI MŰSZAKI- ÉS GAZDASÁGTUDOMÁNYI EGYETEM

GAZDASÁG ÉS TÁRSADALOMTUDOMÁNYI KAR

Közgazdasági Elemző Szak

**AZ INFLÁCIÓ, A BÉREK ÉS A PÉNZKERESLET
MAKROÖKONOMETRIAI MODELLEZÉSE**

A Hendry féle redukciós módszertan alkalmazása
a magyar gazdaság 1995-2014 közötti időszakában

Reguly Ágoston

2014

Dr. Meyer Dietmar

NYILATKOZAT A DIPLOMAMUNKA KÉSZÍTŐTŐL

Alulírott (név:, Neptun-kód:)
.....) büntetőjogi felelősségem tudatában kijelentem, hogy a
.....

..... címen
benyújtott szakdolgozat a saját, önálló munkám, amelynek megírásakor a BME
Közgazdaságtan Tanszéke által előírt formai követelményeket betartottam.

Tudomásul veszem, hogy plágiumnak számít:

- szó szerinti idézet közlése idézőjel és hivatkozás megjelölése nélkül,
- tartalmi hivatkozás a forrás megjelölése nélkül,
- más személy publikált gondolatainak saját gondolatként való feltüntetése.

Tudomásul veszem, hogy bárminemű plágium előfordulása esetén szakdolgozatom
visszautasításra kerül.

Kijelentem továbbá, hogy a szakdolgozatom nyomtatott és elektronikus (CD-n
beadott) példányai szövegükben, tartalmukban megegyeznek.

Dátum:, 20.....

.....
hallgató aláírása

NYILATKOZAT A TÉMAVEZETŐTŐL

Alulírott (név:)
.....) kijelentem, hogy a dolgozat
felügyeletem alatt készült, beadását támogatom.

Dátum:, 20.....

.....
témavezető aláírása

TARTALOMJEGYZÉK

1	Ökonometriai háttér	7
1.1	Általánostól a specifikusig tartó megközelítés	8
1.2	Outlierek és törések detekciója.....	12
1.3	Modell specifikációs tesztek.....	13
1.4	Modellezés és Modellszelekció – <i>Autometrics</i>	14
2	Felhasznált adatok és jelölések	16
3	Makrogazdasági folyamatok.....	17
3.1	Aggregált Termelés	18
3.1.1	Kihasználatlan kapacitások	18
3.1.2	Profitráta alakulása: munka- és tőkeköltségek alakulása	21
3.2	Adósságállomány és adósságpálya	23
3.3	Külföld árszínvonal hatása Magyarországra	25
3.4	Pénzkínálat	26
4	Pénzkereslet, béralakulás és infláció	30
4.1	Pénzkereslet.....	31
4.2	Bérek változása.....	33
4.3	Lucas kritika	39
4.3.1	Infláció és pénzkereslet	39
4.3.2	Infláció és bérek	41
4.4	Infláció modellje.....	43
5	Összefoglalás	47
6	Idézett forrásmunkák	49
7	Függelék.....	54
A,	felhasznált adatok definíciója.....	54
B,	Solowi termelésfüggvény és felhasználatlan kapacitások	56
C,	Munkanélküliségi ráta dinamikája - Ciklusok nemzetközi összehasonlítása....	57

ÁBRAJEGYZÉK

1. Ábra: Általánostól a specifikusig tartó modellezési módszertan	15
2. Ábra: Makrogazdasági folyamatok kölcsönhatásai és ökonometriai modellezés során vizsgált kapcsolatok	17
3. Ábra: Kibocsátás mutatószámai, empirikus termelési függvény, kapacitások és kihasználatlan kapacitás alakulása	19
4. Ábra: Egy munkavállalóra jutó reál GDP változása	20
5. Ábra: Árszínvonal, egységnyi nominális munkaerő- és tőkekötség, ezek inflációs rátái, reál egységnyi munka- és tőkekötségek és profitráta	22
6. Ábra: Rövid és hosszú hozamok közötti különbség, államadósság, ár és GDP alakulása, adósságráta, államadósság változása, adósságpályák és államadósság finanszírozhatósága	24
7. Ábra: Magyar és Európai Unió árszínvonal alakulása, infláció, két árszínvonal kapcsolata és ár-konvergencia	25
8. Ábra: Tágan értelmezett pénz, árak, GDP, pénztartás költségének tényezői, pénzforgási sebessége, pénztartás különböző mérőszámai (R_s , R_n) és különbségei	27
9. Ábra: Pénz forgási sebessége és pénztartás költségeinek időszora és összefüggése, felesleges pénz mennyisége, és annak időszoros tulajdonsága	28
10. Ábra: Nominális pénzkereslet modellje	31
11. Ábra: Bér-változás, infláció és munkanélküliségi ráta közötti kapcsolatok	34
12. Ábra: Felhasznált nem-lineáris kapcsolatok a nominális bérek alakulásában	35
13. Ábra: Nominális bérek változásának modellje	37
14. Ábra: Bérek változása, infláció és munkapiac dinamikája közötti összefüggések	38
15. Ábra: Nominális pénzkereslet inflációra invertált modellje	40
16. Ábra: Nominális bérek változásának inflációra invertált modellje	42
17. Ábra: Infláció modellje	44
18. Ábra: Infláció – bér-változás – munkanélküliségi ráta	45

*„...[a gazdasági elemzés] időbeli dinamikája, eltérően
a pillanatfelvételek egymásutániságától,
hiányos maradt, kétségeket hagyva maga után.”*

John M. Keynes (1936, XVI. o)

A dolgozat a magyar gazdaság 1995-2014 közötti időszakában a bérek, a pénzkereslet és az infláció hármasának empirikus modellezését valósítja meg a makrogazdaság termelési oldaláról kiindulva. A bérek, a pénzkereslet és az infláció hármasa a közgazdaságtanban régóta és széles körben vizsgált témakör, amelyet jelen tanulmány az ökonometria modellezés eszköztárát felhasználva igyekszik mélyebben megérteni a magyar esetben.

Kiinduló pontként az Egyesült Királyságban alkalmazott módszertant és keretrendszert vettük, amely a pénzkereslet (Ericson, Hendry & Prestwich (1998), Hendry & Nielsen (2007)) a bérek (Sargan (1980), Castle & Hendry (2009, 2014) és az infláció (Hendry, 2001) meghatározását végzi el. A makromodell felépítésekor neo-keynesi szemléletet alkalmaztunk (Mankiw & Romer, 1991), az egyes piacok egyensúlytalanságait és súrlódásait felhasználjuk a vizsgálni kívánt változók magyarázatakor. A termelés, az adósságpálya, a külföld és a pénzpiac hosszú távú (kointegrációs) folyamatai így becsatornázódnak a pénzkereslet, bérek és infláció meghatározásába. Ez utóbbi három az elméleti struktúrában sokszor egymással kereszthatásban is megjelenik. Az elemzés során ezeket a kapcsolatokat és kereszthatások szorosságát vizsgáljuk meg, amely segítségével magyarázatot kapunk a bérek és infláció alakulására, valamint a pénzkereslet relatív elszigeteltségére. Modellünk kis nyitott gazdaságot feltételez, amely gazdasági folyamataiban több törés található meg. Az elemzés során így külön kihívást jelentett a 2008-2009-es gazdasági válság, a 2010 utáni európai adósságválság, valamint a Magyarországon végbemenő egyedi intézkedések hatásainak felmérése és figyelembevétele. A megfelelően specifikált modellek eléréséhez ezen töréseket detektálni és kezelni kellett. Az eredmények azt mutatják, hogy megfelelő módszertan használatával vannak válságon átnyúló, fundamentális tényezők a magyar pénzkereslet, bértváltozás és infláció alakulásában. Ezen tényezők azonosítását végezzük el a dolgozatban, amely a gazdaságpolitikai döntések egyes vetületeinek mélyebb megértését segíthetik.

Az első fejezet, a dolgozat ökonometria háttérét és módszertanát mutatja be, amelyet a modellezés során felhasználunk. A Hendry féle *Gets* módszertan segítségével lehetőség

van idősorban végbemenő törések és egyedi intézkedések hatásainak detektálására és kezelésére. Eredményként statisztikailag robosztus és paramétereiben állandó modell-eredményekhez jutunk.

A második fejezet bemutatja a felhasznált idősorokat és jelöléseket. A felhasznált adatok az MNB és az Eurostat által publikált negyedéves idősorokat tartalmazza. Ez alól kivétel a hozamok adatsorai, amelyek a Reguly (2014) által előállított hozamgörbét leíró Nelson-Siegel modell paramétereit használja fel.

A harmadik fejezet definiál, egy termelési oldal alapú makromodellt, valamint meghatározza a továbbiakban használandó négy kiindulási szegmenst: az aggregált termelést, az adósságpályát, a külföldi hatásokat és a pénzpiacot.

A negyedik fejezet ismerteti a felállított modelleket. Elsőnek a pénzkereslet, a bérek és az infláció (szuper) exogenitását vizsgálta meg. Ezt követően ismerteti a pénzkereslet és a bérek alakulását magyarázó modelleket. A Lucas kritikát felhasználva bemutatja, hogy ezen modellek inflációra vett inverze nem felel meg a modellezési kritériumoknak vagyis a bérek visszahatását nem lehet figyelmen kívül hagyni az infláció modellezésénél. Végül a fejezet felállítja az inflációt magyarázó modellt, amely több következtetésre is lehetőséget ad, mind a vizsgált változók egymásra hatásával kapcsolatban, mind az esetleges gazdaságpolitikai beavatkozások értelmezésekor.

Szeretném ezúton is megköszönni tanszéki témavezetőmnek Dr. Meyer Dietmarnak, munkahelyi konzulensemnek Dr. Mosolygó Zsuzsának, kollégáimnak Fegyveres Györgynek, Kádár Andrásnak és Farkas Richárdnak a sok segítséget, valamint David F. Hendry professzornak és Jennifer L. Castle professzorasszonynak a nyári egyetemen adott hasznos tanácsokat.

1 ÖKONOMETRIAI HÁTTÉR

A modellezés során az általánostól a specifikusig tartó (*General-to-Specific* - Hendry (1995)) idősoros ökonometriai módszertanra támaszkodunk, amely a Haavelmo eloszlásra épülő likelihood módszertant használ fel (Hendry & Johansen, 2014). Legyen $\mathbf{X}_T^1 = (\mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_T)^1$ az analizálandó sztochasztikus változók idősora, a szükséges együttes eloszlás ($f_X(\cdot)$ - *joint density*) feltételes a múltbeli adatokra és a becsült paraméterekre ($\Lambda_T^1 = (\lambda_1, \dots, \lambda_T)$). Az együttes eloszlást ezek alapján felírhatjuk szekvenciális faktorizáció segítségével²:

$$f_X(\mathbf{X}_T^1 | \mathbf{X}_0, \mathbf{Q}_T^1, \Lambda_T^1) = \prod_{t=2}^T f_{X_t}(\mathbf{x}_t | \mathbf{X}_{t-1}, \mathbf{X}_0, \mathbf{q}_t, \lambda_t) \quad (1)$$

ahol $\mathbf{Q}_T^1 = (\mathbf{q}_1, \dots, \mathbf{q}_T)$ a magyarázó változók (determinisztikus tagok) és $\mathbf{X}_0$ a kezdeti értékek. Ekkor a becsült paraméterek segítségével előállíthatóak a maradéktagok:

$$\epsilon_t = \mathbf{x}_t - E_{f_{X_t}}[\mathbf{x}_t | \mathbf{X}_{t-1}^1, \mathbf{X}_0, \mathbf{q}_t, \lambda_t] \quad (2)$$

Mivel az így előállított maradéktagok nem szigorú körülmények között kapott kísérletek eredményei, hanem az adott $\mathbf{x}_t$ értékeinek dekompozíciójából előálló modell-konstrukció, így szükséges a különböző modellépítési és modell összehasonlíthatósági feltételek meghatározása. (Hendry, 1995) Az angolszász idősoros ökonometriai szakirodalomban ezt az egybevágósággal³ (*congruence*) és magyarázhatóság (*encompassing*) fogalmaival végzik el (Engle, Hendry & Richard (1983), Engle & Granger (1987), Harvey (1990), Hendry (1995), Hendry & Nielsen (2007), Hendry & Doornik (2014)).

¹ Félkövéren szedett változókkal ($\mathbf{x}_t$) valószínűségi változók vektorát jelöljük (pl: $\mathbf{x}_t = \{y_t, p_t, m_t\}$).

² $P(a,b) = P(a|b) P(b)$

³ Az egybevágóság elnevezését egy ismeretlen alakzatú 3 (vagy több) dimenziós test alacsonyabb dimenzió(k)ba való levetítéseiből kapta. Ekkor a vetületeknek adott hasonló tulajdonsággal kell rendelkeznie az ellentmondás elkerüléséhez.

1.1 ÁLTALÁNOSTÓL A SPECIFIKUSIG TARTÓ MEGKÖZELÍTÉS

Hendry (1987, 2009), Hendry & Doornik (2014) 12 lépésre osztja a megfelelő redukciós eljárást, amelyeket az (idősoros) ökonometriai elemzés során az egybevágó modell eléréséhez javasol:

A. Adatgeneráló folyamat - DGP

1. Aggregálás
2. Adat transzformáció
3. Adat particionálás
4. Marginalizálás
5. Szekvenciális faktorizáció

B. Helyi adatgeneráló folyamat - LDGP

6. Vizsgálandó változók meghatározása
7. Késleltetések vizsgálata
8. Paraméterek állandóságának vizsgálata

C. Általános modell meghatározása - GUM

9. Függvény formula kiválasztása
10. Integráltság kezelése
11. Feltételes faktorizáció
12. Szimultánaitás vizsgálata

1. Táblázat: Modell redukciós lépések az általánostól-specifikusig tartó módszertanban

Forrás: Hendry (2014)

A, Adatgeneráló folyamattól a helyi adatgeneráló folyamatig (DGP – LDGP)

Az adatok aggregálása (1) és transzformációja (2) során empirikus adatsorral rendelkező (vagy nem rendelkező) adatgeneráló folyamat megfigyelési pontjai kerülnek átalakításra: $\hat{G}_T^1 \leftrightarrow \check{G}_T^1$. Az átalakítás elfogadható redukció, ha az együttes eloszlások megegyeznek: $f_{\hat{G}}(\hat{G}_T^1 | \hat{G}_0, \Psi_T^1) = f_{\check{G}}(\check{G}_T^1 | \check{G}_0, \Phi_T^1)$, ahol $\Psi_T^1 \in \Psi$ és $\Phi_T^1 \in \Phi$. Az implicit paraméter transzformáció során az aggregált paramétereknek (Φ) továbbra is reprezentálniuk kell a megfigyelni szándékozott folyamatot (Ψ). Ehhez megfelelően rendezett adatokra (pl: időben) és a paraméterter megköötése nélküli faktorizációra van szükség (részletesebben: Ericsson (1992), Hendry (1995, old.: 162-163).

Az adatok particionálásánál (3) a vizsgálni kívánt adatmátrixból kiválasztjuk azokat az al-adatmátrixokat ($\mathbf{X}_T^1$), amelyek (feltehetően) szükségesek a vizsgálni kívánt folyamat megértéséhez. Ehhez $\tilde{\mathbf{G}}_T^1 = (\mathbf{X}_T^1; \tilde{\mathbf{S}}_T^1)$ esetében $\tilde{\mathbf{S}}_T^1$ -nek irrelevánsnak kell lennie, vagyis Ψ_T^1 meghatározásában nem játszik szerepet.

Ennek ellenőrzésére a marginalizáció (4) használható, amely a releváns információ veszteségét méri. A particionálás kritériumát a következőképpen írhatjuk fel:

$$f_{\tilde{\mathbf{G}}}(\tilde{\mathbf{G}}_T^1 | \tilde{\mathbf{G}}_0, \Phi_T^1) = f_{\tilde{\mathbf{S}}|X}(\tilde{\mathbf{S}}_T^1 | \mathbf{X}_T^1, \tilde{\mathbf{G}}_0, \Phi_{a,T}^1) \times f_{\tilde{\mathbf{G}}}(\mathbf{X}_T^1 | \tilde{\mathbf{G}}_0, \Phi_{b,T}^1) \quad (3)$$

Az $\tilde{\mathbf{S}}_T^1$ eltávolítása a feltételes eloszlásból akkor tehető meg, amennyiben 1, $f_{\tilde{\mathbf{G}}}(\cdot)$ paramétereinek meghatározása független $f_{\tilde{\mathbf{S}}|X}(\cdot)$ paraméreitől $(\Phi_{a,T}^1; \Phi_{b,T}^1) \in \Phi_a \times \Phi_b$, amely az exogenitás vizsgálatát követeli meg. (Engle, Hendry & Richard (1983), Hendry & Santos (2010)).

A szekvenciális faktorizáció (4), a Haavelmo eloszlást (1. egyenlet) használja fel: a faktorizáció sikeres, ha a maradéktagok (2. egyenlet):

- erős megkötés esetében innovációs folyamatot (*mean innovation process* - MIP) követnek, vagyis egymástól függetlenül, azonos eloszlásból lettek meghatározva (*Independently, Identically Distributed* – IID).
- gyengébb megkötés esetén martingál eltérés szekvenciát követnek ⁴ (*martingale difference sequence* – MDS)

Ezen feltételek megteremtik – mesterségesen – a függetlenséget ($E[\epsilon_t | \mathbf{X}_t^1] = 0$), amely meglehetősen felhasználható a nagy számok törvénye, központi határeloszlás tétele, stb. A szekvenciális faktorizáció segítségével amennyiben megismételjük a marginalizálást - $\tilde{\mathbf{S}}_T^1$ relevanciájának vizsgálata – megkapjuk a Granger féle nem-kausalitási tesztet. (Granger, 1969)

Az 1-3 lépésben meghatároztuk a vizsgálni kívánt adatmátrix elemeit, majd a 4. lépésben a keresztmetszetileg, az 5-ben a hosszmetsetben a vizsgált változók együttes eloszlására irreleváns változókat. Bár jól fejlett módszertani háttére van az itt leírtaknak, az ökonometria „művészeti” része itt a legerősebb, hiszen az elérhető adatok és az adat transzformációkon sok múlik az empirikus elemzés során.

B, Helyi adatgeneráló folyamatról az általános modellig (LDGP-GUM)

⁴ Az MDS és MIP közötti különbség, hogy az MDS skálázása változhat, így a maradéktag heteroszkedasztikus lehet, míg az MIP esetében változatlan, így minden esetben homoszkedasztikus.

A felhasználandó adatok vizsgálata után következik a vizsgálni kívánt összefüggések meghatározása (*parameters of interest*). Az összefüggések feltárásánál következtetéseket vonhatunk le, amennyiben a vizsgált paraméterek egyértelműen meghatározhatóak, időben állandók és invariánsak az esetleges külső sokkokra.

Ennek eléréséhez először érdemes a késleltetések bevonása (7). A vizsgálat tárgya közgazdasági idősoroknál függhet az idősor korábbi értékeitől (útfüggőség):

$$f_X(x_t | X_{t-1}^1, Q_0, \varphi_{b,t}) = f_X(x_t | X_{t-1}^{t-s}, Q_0, \varphi_{b,t}) \quad (4)$$

A véletlen bolyongás az egyik legismertebb formája a fenti formulának.

A paraméterek állandósága (8), az egyik legkevésbé elemzett és legjobban félreértett koncepció, ennek feltárása különösképpen a Lucas kritika empirikus vizsgálatánál kap szerepet. Egy modell lehet látszólag jól specifikált, de helytelen következtetésekre vezet, ha a paraméterek időben változnak. A 4. egyenletben a paraméterek az időben változhatnak: $\{\varphi_{b,t}\} = \{\varphi_{b,1}, \varphi_{b,2}, \dots, \varphi_{b,T-1}, \varphi_{b,T}\}$, amely a hosszú távú következtetéseket és az összefüggés interpretációját meghatározza (Viselkedési, kontingens, strukturális interpretáció - Hendry & Nielsen, 2007, 11. fejezet). A paraméterek szigorú értelemben vett állandóságáról beszélünk, amennyiben:

$$\varphi_{b,t} = \lambda_0 \in \Lambda_0 \forall t. \quad (5)$$

Fontos, hogy a paraméterek állandósága függhet a mérési eszközöktől (*ár-indexek*), a modellben felhasznált viszonyítási pontoktól (*alternatív költségek*), nem „javíthatók” véletlenszerűen hozzáadott változókkal, valamint az egyes előrejelzési hibák/törések nem az állandóság megtörése/változó hatásának vége/rezsim-váltás okozza (Ekkor állandóan más tényezőkre lehetne visszavezetni a folyamatokat). Fontos, hogy a paraméterek állandósága nem azonos a modell invarianciájával. Ez utóbbi szükséges feltétele a paraméter állandóságnak, azonban csak a felhasznált információs halmazra fogalmaz meg kritériumokat: új adatok felhasználásával a paraméterek azonosak maradnak, rezsimváltások alatt hasonló hatással vannak és új változók bevonása nem változtatja meg az alapvető összefüggéseket.

A modellek kialakításánál ezek a fogalmak rámutatnak arra, hogy a specifikustól az általánosig építkező modellek miért nem szerencsések: további változók szekvenciális

bevonása a modellekbe megváltoztathatja a paraméter állandóságot, míg az általánostól specifikusig tartó elemzés során a paraméter változatlanság tesztelése mellett hagyhatunk el irreleváns változókat.

C, Az általános modelltől a specifikus modellig (GUM-modell)

A megfelelő függvényformula kiválasztásakor (9) a vizsgált paraméterek leképezését hajtjuk végre egy adott felületre. Amennyiben az $x_t \rightarrow x_t^* = h(x_t)$ képzése megfelel a fentebb felsorolt kritériumoknak, akkor információ veszteség nélkül (vagy statisztikailag minimális) elérhető, hogy

$$f_X(x_t | X_{t-1}^1, Q_0, \lambda_0) = f_X(x_t^* | (X^*)_{t-1}^{t-s}, Q_0, \lambda_0) \quad (6)$$

Az implementációs alkalmazáskor bevett a lineáris függvényformula használata (bár ahogyan később látni fogjuk a bérek vizsgálatánál nem-lineáris összefüggéseket is fel kell tárnunk):

$$x_t^* = \sum_{j=1}^s A_j x_{t-j} + \epsilon_t, \quad (7)$$

amely lényegében egy VAR(s) modellt feltételez általános modellnek.⁵

A legtöbb közgazdasági idősor nem-stacionárius (10). Legtöbbször a megfelelő transzformációk végrehajtása után is egységgyök folyamatot követnek az idősorok (I(1)). Stacioner idősorok esetében alkalmazhatóak a statisztikai módszerek, míg I(1) folyamatok esetében néhány kivételt leszámítva a klasszikus összefüggések nem teljesülnek. Kivételt jelent ez alól a kointegráltság, amikor két I(1)-es folyamat egymással kapcsolatba lehet hozni, úgy hogy a maradéktagok I(0) folyamatot követnek. Másik bevett gyakorlat alapján az idősort differenciálni lehet: $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$, amely bár információ veszteség mellett, de eltávolítja az egységgyököt.

Végül a feltételes faktorizáció, hasonlóan a marginalizációhoz és a szekvenciális faktorizációhoz, a modellen belül vizsgálja meg az egyes tényezők paramétereinek

⁵ Általánosabb formában alkalmazható a késleltetési polinom felírás (*Lag-polinomial*): $\Gamma(L) = \sum_{j=0}^s \Gamma_j L^j$ ahol $\Gamma(L)$ az s-ed rendű polinomiális mátrix L a késleltetés és $\Gamma_0 = I_n$.

interakcióját. Amennyiben $\mathbf{x}_t^* = \{\mathbf{y}_t' : \mathbf{z}_t'\}$ -t két részre bontjuk, ahol $\mathbf{y}_t$ endogén, akkor $\mathbf{z}_t$ modellezése akkor nem szükséges, amennyiben $\mathbf{z}_t$ (legalább) gyengén exogén:

$$f_X(\mathbf{x}_t^* \mathbf{X}_{t-1}^{*,t-s}, \mathbf{Q}_0, \lambda) = f_X(\mathbf{y}_t | \mathbf{z}_t, \mathbf{X}_{t-1}^{*,t-s}, \mathbf{Q}_0, \boldsymbol{\varphi}_a) \times f_X(\mathbf{z}_t | \mathbf{X}_{t-1}^{*,t-s}, \mathbf{Q}_0, \boldsymbol{\varphi}_b), \quad (8)$$

ahol a vizsgált paraméter csak $h(\boldsymbol{\varphi}_a)$ -nak függvénye, valamint $(\boldsymbol{\varphi}_a, \boldsymbol{\varphi}_b) \in \Phi_a \times \Phi_b$.

Az így kapott modellből az inszignifikáns változókat eltávolítva megkapjuk a specifikus modellt, amely összefüggéseit és információ redukciós validitását ellenőrizni szükséges a GUM-mal – ez a szimultenitás vizsgálata (12). A specifikus modell takarékosan magyarázni tudja (*parsimonious encompassing*) a kiinduló általános modellt amennyiben tartalmazza az összes releváns változót és nem tartalmazza (0-s súllyal) az irreleváns változókat, amellyel a vizsgálat tárgyát leírni igyekeznek.

1.2 OUTLIEREK ÉS TÖRÉSEK DETEKCIÓJA

A gazdasági idősorok több törést és kiugró adatot tartalmaznak egyes politikai döntések, vagy gazdasági sokkok miatt. Amennyiben az elmélet tökéletesen meg tudja magyarázni ezen törések és kiugró adatok meglétét akkor – elméletben – nem szükséges impulzus és lépés indikátorok használata. A tapasztalat azonban azt mutatja, hogy a 2008-as válság hatásának elméleti alapjai még nem körvonalazódtak főként egy nyitott kis gazdaság esetében. Hendry & Doornik (2014) által javasolt módszertan alapján az elemzésben impulzus indikátor (I_t - IIS) és lépés indikátor szaturációt (S_t - SIS) alkalmazunk (matematikai levezetések: Johansen & Nielsen (2009), Doornik, Hendry & Pretis (2013)). Ezzel az egész idősorban elhelyezhetünk indikátorokat a GUM-ban, majd az adott szignifikancia szint mellett irreleváns indikátorokat elhagyjuk.⁶ A törések és outlierok detekciójának trade-offja van, a matematikai levezetések és futtatott szimulációk rámutatnak, hogy átlagosan az IIS módszertan $\xi=1\%$ -os szignifikancia szint és 100-as mintaelemszám mellett átlagosan $100 \cdot 0,1 = 1$ feleslegesen bevont/elvetett változót tartalmaz, amely esetünkben, az átlagos 63 megfigyelési pont mellett 0,63. SIS módszertan esetében a trade-off kétszer akkora, de még így is csak 2%-os a hibásan bevont változók száma. (Az idősorok megfelelő szintű differenciálásával a törések

⁶ Az implementáció a több változó, mint megfigyelési pont miatt blokkokba történő osztással történik, részletesen lásd: Doornik (2009), Doornik & Hendry (2013a)

outlierek lesznek, így ellenőrizhettük az SIS módszertanból visszamaradt indikátorokat.)

Minden esetben a bevont indikátor változók, bizonyos gazdasági hatásra vezethetőek vissza. Összességében a modellezés során 5 kiugró adatot találtunk és két törést, amelyek idejében valóban intenzív turbulenciák álltak fenn:

- I:1998(4) – Rövid hozamok „beesése”, a bankközi forintpiac átalakítása – MNB bevezeti a kéthetes eszközöket (Gereben, 1999)
- I:2002(1) – Euró készpénz bevezetésének időpontja, amely erős csökkenést okozott a magyar pénzkeresletben
- I:2004(1) – Második béremelés a közsférában (Varga, 2013)
- I:2009(1) – Válság hatása az áremelkedésben
- I:2012(1) – Végtörlesztés által okozott pénzkereslet csökkenése
- S:2006(1)-2014(2) – adósságpálya módosulása (Ábel & Kóbor, 2011)⁷
- S:2008(3)-2009(1) – gazdasági válság hatása a GDP-ben

1.3 MODELL SPECIFIKÁCIÓS TESZTEK

A modellezés során az egybevágóságot különböző specifikációs tesztekkel mértük. A hibatagok normalitására khi-négyzet tesztet ($\chi^2(t)$: Doornik & Hansen (1994)), autokorrelációjára a Durbin-Watson tesztet (dw : Durbin & Watson (1950, 1951)) alkalmaztunk. Az F -teszt alapú specifikációs tesztek, minden esetben az $F_j(k, T-1)$ alakot öltik, ahol j az alternatív hipotézist mutatja, k pedig a fokszámot. A célváltozó és hibatagok közötti autokorreláció vizsgálatát az F_{ar} tesztel végeztük (Godfrey, 1978), a feltételes heteroszkedaszticitást (cél és hibatag változók) F_{arch} tesztel (Engle, 1982). A sima heteroszkedaszticitásra a klasszikus White-tesztet (F_{het} : White (1980)), a függvényformula linearitás vizsgálatára a $RESET3$ tesztet alkalmaztuk (F_{Reset3} : Ramsey (1969)), a bérek alakulásánál a felhasználtuk az újabb Index-tesztet is (Castle & Hendry (2010)). A paraméterek állandóságát a paraméterek rekurzív becslése mellett (Hendry, 1995, 78-81 o.), 1-lépéses és töréspontos Chow tesztekkel vizsgáltuk (Chow, 1960). A különböző egymást nem magyarázó modellek esetében a log-likelihood érték mellett különböző információs kitériumokat is használunk: SIC - (Schwarz, 1978), HQ - (Hannan & Quinn, 1979), AIC - (Akaike, 1973). Ezek esetében egy modell jobban illeszkedik az adatokra, amennyiben az

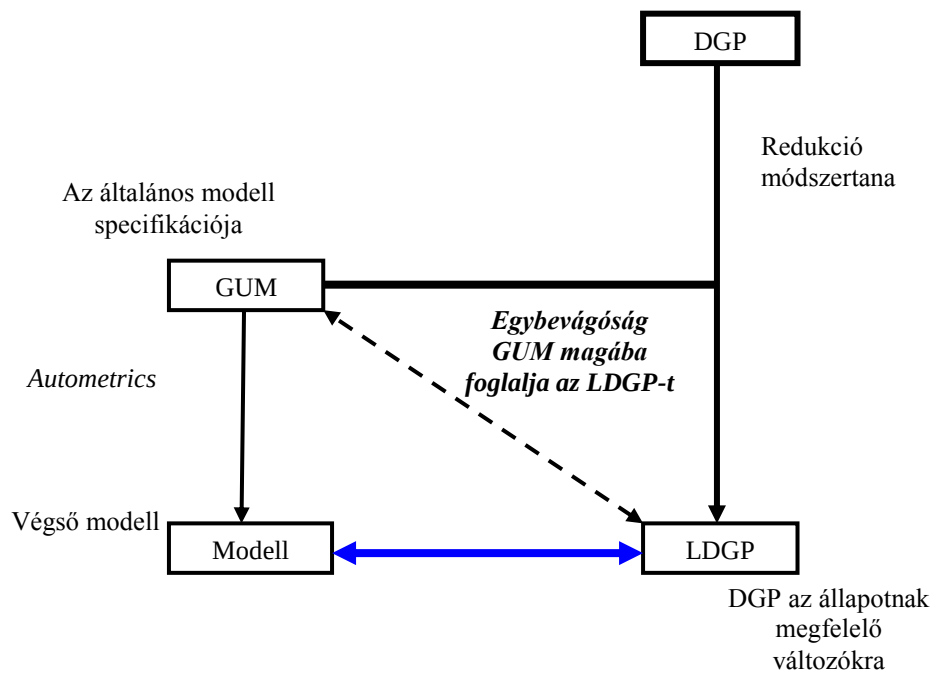
⁷ Az említett szerzők csak 2006-tól vizsgálják az adósság sokkokra adott lefutásait, így implicite törést feltételeznek 2006-tól, bár a cikk ezen állítást nem tartalmaz.

információs mutatószám alacsonyabb. A modell magyarázóerejeként elterjedt (sima) R^2 -et a modellek esetében feltüntettük, azonban a modellek összehasonlításánál nem ezen kritérium alapján döntöttünk. A $\hat{\sigma}$ értékek az illesztett modell hibatagjainak (százalékos) szórását adja meg. A modellek bemutatásakor a paraméterek alatti zárójelben feltüntettük a koefficiens standard hibáját, valamint *-gal az 1%, ** -gal 5% és *** -gal a 10% mellett inszignifikáns (koefficiens = 0) paramétereket jeleztük.

A kointegrációs kapcsolatokat minden esetben egy megszorítás nélküli VAR modellen vizsgáltuk Johansen (1995) féle rank teszttel, amely elfogadása esetében - a paramétermátrixra a megfelelő megkötéssel - újrabecsültük a modellt.

1.4 MODELLEZÉS ÉS MODELLSZELEKCIÓ – AUTOMETRICS

A modellezés során ezen elvek mentén az *Oxmetrics 7* programcsomagban található *Autometrics* modellszelekciós módszertannal készültek a vizsgálatok (Doornik & Hendry (2013a, 2013b)). A modellszelekció a változók szignifikanciájának meghatározásával (t -teszt alapján) és a modellspecifikációs tesztek interakcióját is figyelembe véve, teljes keresési fát állít fel. A módszer a szimulációk alapján (Doornik (2008), Castle, Doornik & Hendry (2011)) képes kezelni a kollinearitásból fakadó problémákat. A vizsgálatok során a sztochasztikus változókra 5%-os, az impulzus változókra 1%-os vágási érték mellett és 5%-os specifikációs kritérium mellett végeztük el a modellszelekciókat.



1. Ábra: Általánostól a specifikusig tartó modellezési módszertan

Forrás: Hendry & Doornik (2014) 96 o.

Több esetben (például a bérek elemzése során) a kapott modellben a szignifikáns összefüggő változókat átalakítottuk. $\beta_1 x_{t-1} - \beta_2 x_{t-2}$ esetében, ha $\beta_1 = \beta_2$, akkor differenciálva az adatokat hasonló modellhez juthatunk, eggyel kevesebb paraméter mellett. Hasonló módon jutottunk a munkanélküliségi ráta és a bérek közötti nem-lineáris kapcsolat felfedezésére.

2 FELHASZNÁLT ADATOK ÉS JELÖLÉSEK

A dolgozat során felhasznált adatok magyarországi forintban denominált negyedéves adatokat tartalmaznak 1995-2014 második negyedéve között. Az időszakok jelölésénél az évszámot és zárójelben az aktuális negyedévet jelöljük. Az adatok szezonálisan igazítottak, a forrásukat és részletes leírásukat az A. függelékben megtalálható táblázat mutatja be. A fő adatsorok a következők: konstant áron vett GDP (Y), árak (P , amely Y implicit deflátor), monetáris bázis, (M^0), nominális tágan értelmezett pénzmennyiség ($M^{(3)}$), zéró-kupon hozamok (R_s rövid oldali hozam, R_l hosszú lejáratok hozamai, R_k^{exp} hozamgörbe púposságának proxyja), nominális államháztartás konszolidált hiánya (N), foglalkoztatottak száma (L), munkanélküliségi ráta (U_r), aktív népesség száma ($WPop$), heti átlagos nominális bérek (W), tőke (K), tőke árszínvonala (P_k), fogyasztói árindex (P_{CPI}), európai unió 27 országát tömörítő kompozit árindex (P_{EU27}) valamint a forint-euró negyedéves átlagolt árfolyama ($P_{Ft/€}$). A modellezés középpontjában az infláció (Δp), a bérek alakulása (Δw) és a pénzkereslet (Δm) áll. Ezek egymásra hatását a modellezés során vizsgáljuk, a többi tényezőt exogénnek tekintjük. A nagy betűk az eredeti adatsorokat jelzik, míg a kis betűvel a logaritmizált értékeket vettük ($y = \ln Y$). A becslési időszak a rendelkezésre álló adatsorok eltérő hosszúsága miatt változó, így minden esetben feltüntetjük a figyelembe vett idősor hosszát. A vizsgált periódusban a (logaritmizált) változókat $I(1)$ folyamatnak tekintjük, amelyek esetlegesen $I(2)$ -nek tűnnek a törések és válság okozta turbulenciák hatására.

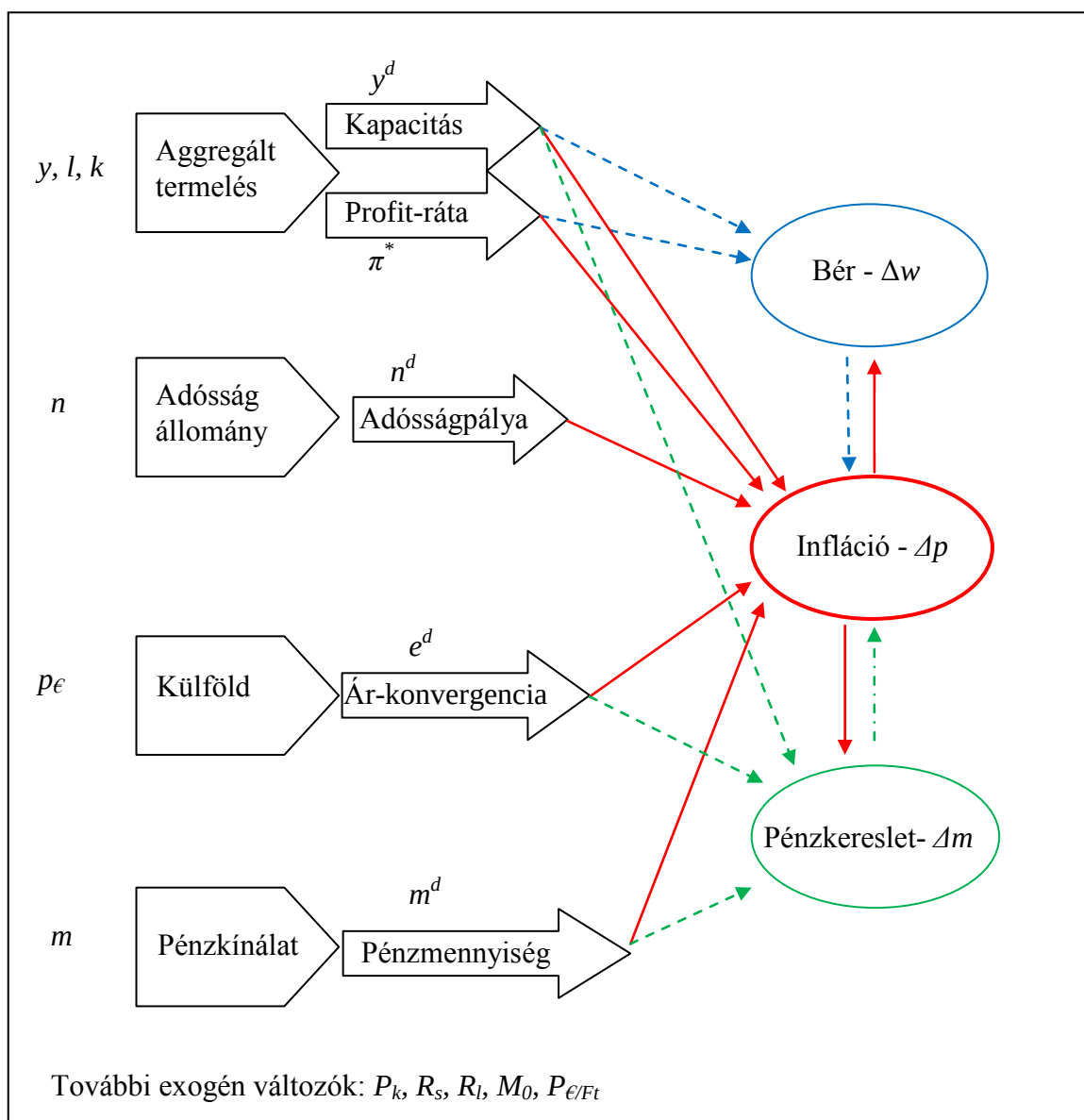
Az ábrák esetében a felső bal irányból jobbra haladva kerülnek elnevezésre, így rendre a , b majd c és d . Az idősorokat átlag és intervallum alapján közös skálára hoztuk, így az idősorok egymáshoz vett lefutását lehet leolvasni az ábrákról.

Megjegyzés: A zéró-kupon hozamok végig fontos szerepet játszottak a modellezés során. A felhasznált idősorok, az állampapírok hozamgörbe modellezéséből származó paraméterek. Reguly (2014) 2000-2014 között az állampapírok árjegyzéseit felhasználva Levenberg-Marquardt (nem-lineáris OLS) módszert felhasználva, paramétereiben nem-lineáris Nelson-Siegel modellt illeszt, amelyek paraméterei a hosszú távú lejáratot ($\beta_0 = R_l$), a rövid lejáratokat ($\beta_0 + \beta_1 = R_s$) és középtávú várakozásokat ($\beta_2 * \lambda = R_k^{exp}$) adja meg. 1997-2000 között a zéró-kupon hozamokra⁸ hasonló eljárással illesztett Nelson-Siegel modell paramétereit használjuk fel. A kapott paramétereket negyedévre vetítve átlagoltuk.

⁸ Ebben az időszakban nem állnak rendelkezésre az árjegyzések.

3 MAKROGAZDASÁGI FOLYAMATOK

A dolgozat makrogazdasági szemlélete alapvetően neo-keynesi, vagyis az elemzés során a nominális folyamatokra a pénzpiaci folyamatok közvetlenül/közvetve hatással vannak, valamint a különböző piacokon lévő elégtelenségek begyűrűznek a többi piacra (Mankiw & Romer, 1991, 2 o.). A tanulmány a magyar gazdaságot, mint komplex, nem-stacioner, törésekkel és rezsim váltásokkal rendelkező folyamatot igyekszik, termelési oldalról megfogni.



2. Ábra: Makrogazdasági folyamatok kölcsönhatásai és ökonometriai modellezés során vizsgált kapcsolatok

Forrás: Saját eredmény

A makrogazdasági folyamatok összefüggéseinek empirikus elemzésénél eltekintettünk a fogyasztási oldaltól és annak visszahatásától a gazdaságra, így vállalva az esetleges redukcióból következő hiányokat. Nyitott kiskgazdasági modellt feltételezünk, ahol a külföldi hatások direkt lépnek be a belföldi folyamatokba, azonban a belföldi folyamatoknak nincsen hatása a külföldi folyamatokra.

Négy mechanizmust vizsgálunk meg ökonometriai alapokon, amelyek modellezéséből származó egyensúlytalanságot és idősoros dinamikát leíró tényezőket határozunk meg. Ezeket az összefüggéseket felhasználva keressük a kapcsolatot a pénzkereslet, a bér és az infláció lehetséges magyarázóváltozói között. Amennyiben a felhasznált makromodell megfelelően megfogja a magyar gazdaság folyamatait és hatásmechanizmusait, következtetéseket vonhatunk le a fent említett változók alakulásáról.

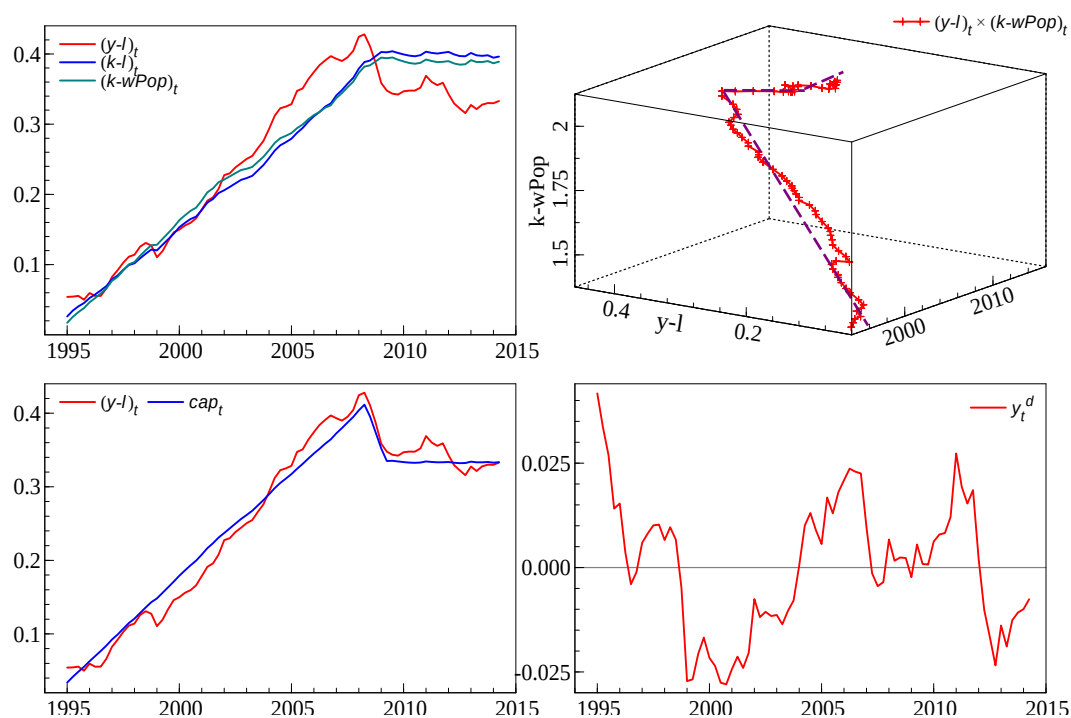
3.1 AGGREGÁLT TERMELÉS

A reálgazdaság alappillére az előállított termékek (y_t), a foglalkoztatottság (l_t) és a tőke állománya (k_t) közötti összefüggések. A rendelkezésre álló erőforrások effektív vagy hatékonyatlan felhasználása a termelési tényezők változását és ezen keresztül a jövőbeni termelés szintjét és határozza meg. A felhalmozódó kihasználatlan kapacitások (*excess demand*) üzleti ciklusokban csapódnak le, amely a munkaerő elbocsátásához, a tőkeakkumuláció stagnálásához és/vagy a termelés csökkenésében csapódhat ki. Hasonlóan fajsúlyos lehet az egyes termelési tényezők költségeinek alakulása, valamint egyfajta „aggregált profitráta” meghatározása. Ezen reálfolyamatok hatása továbbgyűrűzhet az infláció, pénzkereslet és munkabérek alakulására. A következőkben először a kihasználatlan kapacitásokat, majd a termelési tényezők költségeinek alakulását vizsgáljuk meg.

3.1.1 Kihaszánálatlan kapacitások

A kibocsátási rés központi szerepet játszik makrogazdasági elemzéseknél, annak ellenére, hogy látens változó. A kihasználatlan kapacitások azonosítására a tisztán ökonometriai alapú illeszkedés jósága (*goodness-of-fit*) nem nyújt adekvát választ, így egy megfelelően egyszerű, de közgazdaságilag megalapozott elméleti alapon igyekszünk proxyt felállítani. A kihasználatlan kapacitásokat a potenciális kapacitások (cap_t) és a realizált munkaerővel arányosított kibocsátás közötti eltérés számításával határozzuk meg, solowi aggregált termelési függvényt felhasználva. Ennek a

módszernek a segítségével figyelembe vehető a technikai haladás (részletes levezetés a Függelék B pontjában).

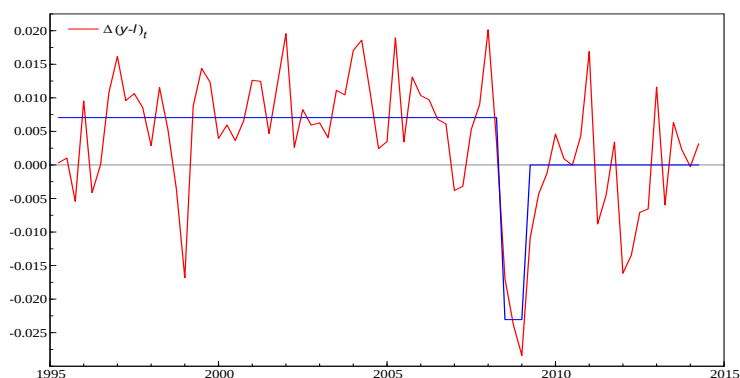


3. Ábra: Kibocsátás mutatószámai, empirikus termelési függvény, kapacitások és kihasználatlan kapacitás alakulása

Forrás: Saját eredmény

Az egy munkavállalóra jutó GDP ($y-l$), az egy tőkére jutó munkavállaló ($k-l$) és az egy munkaképes emberre jutó tőke ($k-wPop$) arányának alakulását mutatja be a 3.a ábra. A három idősor trendje 2008(2)-ig hasonló folyamatot követ, majd a válság hatására éles törés és a trend megszűnése látható mindegyik idősorban. A $(k-l)$ értéke változik a foglalkoztatottság változásával, így az aggregált termelési függvényben a tőke helyettesítőjeként lépne fel, emiatt a szakirodalomban bevett módon (Hendry, 2001) - a munkanélküliség termelési függvényre való hatásának kiküszöbölésére - a kapacitások számításánál a tőke és munkaképes populáció arányát használjuk fel. Ennek háromdimenziós ábrázolása (3.b ábra) a „termelési függvényt” - a termelésben található technikai haladást és az abban végbemenő strukturális töréseket - fedi fel. Az ábra három jól elkülöníthető kétdimenziós síkra vetíthető le (lila szaggatott vonalak mentén), ahol az első periódusban jól kivehető a technikai haladás: az egy munkavállalóra eső kibocsátás aránya és az egy munkaképes egyénre jutó tőke mennyisége rohamosan emelkedik 1995(1)-2008(2) között. 2008(3)-2009(1) között visszaesést tapasztalhatunk

a kibocsátás/munkavállaló arányában, míg a tőke/munkaképes populáció, stagnálást mutat. 2009(2)-2014(2) között az aránypárok fixálódni látszanak, amely a technikai haladás stagnálására utalhat. Ezen megfigyeléseket az egy munkavállalóra jutó GDP változásában megfigyelhetjük. Az SIS módszertant felhasználva, ultra-konzervatív (0,1%) szignifikancia szint mellett feltárhatóak ezek a váltások az idősorban. A 4. ábra bemutatja a differenciált idősorban található töréseket. Az idősor differenciáltsága miatt amennyiben az illesztett egyenes a pozitív/negatív tartományban tartózkodik, növekvő/csökkenő trendről beszélhetünk. Az ábrán látható, hogy az utolsó időszakban megszűnt a trend, a 2013(3)-2014(2)-ben realizált pozitív tartományban lévő tartózkodása az értékeknek, a használt vágási szint mellett – egyelőre - nem mutat „trend-fordulót”.



4. Ábra: Egy munkavállalóra jutó reál GDP változása

Forrás: Saját eredmény

Az így előállított trend és konstans folyamatok segítségével előállítható a potenciális kapacitásokat leíró összefüggés, amely változatlan tőke/munka arányt feltételezve az elmúlt időszakra, $(y - l)_t$ -re regresszált⁹ értékekből kapható meg:

$$cap_t = \begin{cases} -0,2967 + 0,0056t + 0,219(k_t - wPop_t) & 1995(1) - 2008(2) \\ -0,0257t + 0,219(k_t - wPop_t) & 2008(3) - 2009(1) \\ -0,0954 + 0,219(k_t - wPop_t) & 2009(2) - 2014(2) \end{cases} \quad (9)$$

$$T = 77[1995(2)-2014(2)] \quad R^2 = 0,98 \quad \hat{\sigma} = 1,4\% \quad dw = 0,435$$

⁹ A regresszió specifikációs tesztjei közül a normalitás és heteroszkedaszticitás értékei 1% és 5% mellett is elfogadható, a RESET23 teszt a függvényformula félrespecifikáltására utal, amely komplikáltabb termelési függvény meglétére utalhat. Ez lehet egy CES függvény, amelyet pl: Benk, Jakab, Vadas (2005) használ fel. (Az AR és ARCH tesztek hasonlóan félrespecifikáltak lettek.)

Az így előállított potenciális kapacitásokat (cap_t) hasonlítja össze az 3.c ábra az $(y-l)_t$ idősoros alakulásával. Az illesztésből kapott konstans paraméter negatív értéke rámutat arra, hogy a tőke állománya a vizsgált időszakban végig magasabb volt, mint a realizált kibocsátás értéke. A trendhez kapcsolódó paraméterek értéke a haladás mértékét jelenti, míg a tőke/munka arányhoz tartozó 0,219-es érték a tőke részesedését mutatja be. Ez az érték alacsonyabb, mint az amerikai adatok esetében (0,33 - Romer (2006)), vagy az Egyesült Királyságban (0,36 - Hendry, 2001).¹⁰

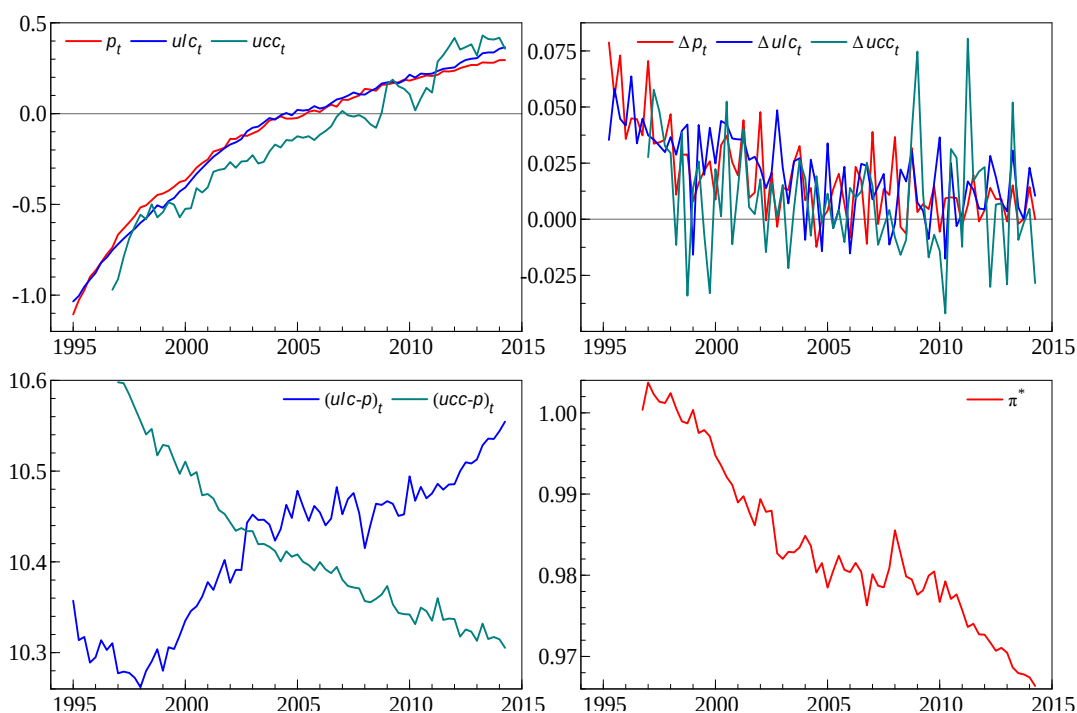
A GDP, foglalkoztatottak és kapacitások különbségeken megkapjuk a kihasználatlan kapacitásokat ($y_t^d = y_t - l_t - cap_t$), amely hasonló a szakirodalomban "Solow maradéktag"-nak nevezett kibocsátási réshez. Azonosság akkor lenne, ha $(k_t - wPop_t)$ helyett $(k_t - l_t)$ -vel számolnánk, ebben az esetben viszont a munkanélküliség alakulása is implicit bekerülne a kihasználatlan kapacitások meghatározásánál, amelyet viszont később magyarázni kívánunk az itt megkapott értékkel. A kapott változót üzleti ciklusok modellezésére is felhasználható (Osborn, Sensier, & Simpson, 2001).

3.1.2 Profitráta alakulása: munka- és tőkeköltségek alakulása

Az árak és bérek meghatározásánál több elmélet is, a vállalatokat ár meghatározónak (*price settlers*) és kibocsátás elfogadónak (*volume takers*) tételezi fel, tökéletlen árupiac mellett. (Hendry (2001), Bardsen, Fisher & Nymoen (1998)). Az elméleti felár (~egységnyi profitráta) meghatározáshoz a bevételből le kell vonni az egységnyi nominális munkaerő költséget és az egységnyi nominális tőkeköltséget. A munkaerő költséget a heti átlagos bérek és foglalkoztatottak számának aránya a teljes kibocsátáshoz adja meg, ($ulc_t = w_t + l_t + y_t$) míg a tőkeköltségét, a befektetéssel járó alternatív költség, a tőke árának változása és az értékcsökkenéssel való korrigálás adja meg (Mankiw, 2005, old.: 486) ($ucc_t = \ln(R_{l,t} \times P_{k,t} - \Delta P_{k,t} + \delta_t P_{k,t})$). δ_t -t az amortizáció értékét 1/5-nek vettük, $P_{k,t}$ a működő tőke árindexe.

Az 5.a ábrán az árszínvonal és a munka- és tőkeköltségeket ábrázoltuk, amelyek közel azonos folyamatot követnek a vizsgált időszakban. Ezen változók változásai (5.b ábra) közel hasonló együttmozgást mutatnak. Az egységnyi reálmunka- és tőke költségek ezzel szemben teljesen ellentétes pályát futnak be. Míg a reálmunka költsége növekedett az elmúlt időszakban, addig a reáltőke költségei csökkentek (elsősorban a csökkenő hosszú hozamok miatt).

¹⁰ Az alacsony értékelésénél figyelembe kell vennünk az időhorizontban lévő különbségeket - a rendelkezésre álló adatok Magyarország esetében csak 95-től áll rendelkezésre, lehetséges, hogy hosszabb, tőkeintenzívebb intervallumot vizsgálva magasabb értéket kapnánk.



5. Ábra: Árszínvonal, egységnyi nominális munkaerő- és tőkekölttség, ezek inflációs rátái, reál egységnyi munka- és tőkeköltségek és profitráta (1996(4)=1).

Forrás: Saját eredmény

A szakirodalomban elfogadott összefüggést felhasználva - összhangban a kapacitások meghatározásával - Cobb-Douglas termelési függvényt alkalmaztunk. Feltéve, hogy az egyes termelési tényezők a termelésből részarányuk alapján részesednek, meghatározható a termelésből származó profitráta:

$$\pi_t = p_t - (1 - \alpha) ulc_t - \alpha ucc_t \quad (10)$$

α -ra felhasználva a kapacitásoknál meghatározott értékeket:

$$\pi_t^* = p_t - 0,781 ulc_t - 0,219 ucc_t - 8,157 \quad (11)$$

Ezzel megkapjuk az elméleti aggregált profitrátát. Mivel az árindexek skála függetlenek, ezért π_t^* értékét úgy választottuk meg, hogy annak átlaga 0 legyen (konstans tag = -8,157). (Az 5.d ábrán a 1996(4) értéket 1-nek vettük és ehhez képesti alakulását ábrázoltuk.)

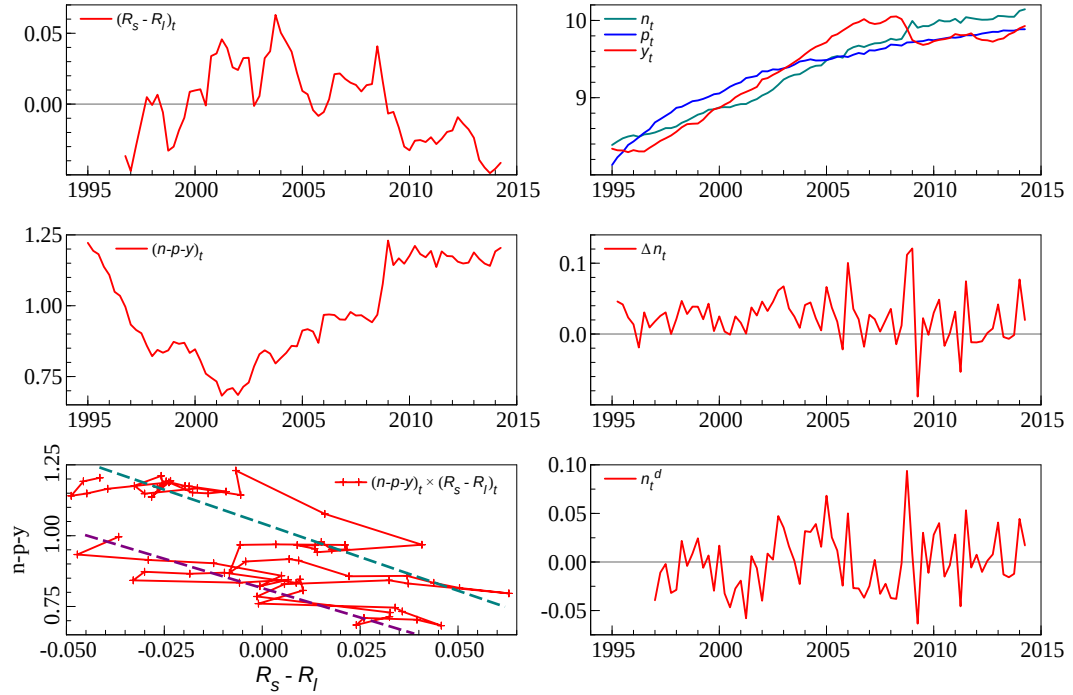
Amennyiben elfogadjuk az elméleti konstrukciót, akkor a profitráta alakulásában stabil csökkenést figyelhetünk meg 1997(1)-2014(2) között. A profitok reálértékéről azonban az elmélet alapján nem vonhatunk le következtetéseket, csak dinamikájáról.

3.2 ADÓSSÁGÁLLOMÁNY ÉS ADÓSSÁGPÁLYA

A 20. században a központi bankok felállításának és függetlenségének egyik mozgatórugója az államadósság elinflálásának megakadályozása és pénzügyileg stabil környezet létrehozásának célja volt. Bár a magyar gazdaság esetében a vizsgált időszakban ezen problémakör elméletileg nem állt fenn, annak cáfolása, hogy az állam elinflálná az adósságot, vagy az esetleges éves túlköltekezésnek infláció gerjesztő hatása lenne, ökonometriaileg érdekes kérdésként merül fel. Hendry (2001) alapján, a rövid és hosszú lejáratú hozamok közötti különbség ($R_s - R_l$) valamint az adósságráta: államadósság (n_t) árszínvonalhoz és GDP-hez vett aránya ($n_t - p_t - y_t$) közötti összefüggésekkel meghatározható az adósságpálya. Ez az egyszerű reálmodell, az adósságpálya hosszú távú alakulása és az azt meghatározó tényezők alakulása közötti kapcsolatokat tárja fel.¹¹ A két változó együttmozgására számíthatunk elméleti okokból, hiszen a hosszú és rövid lejáratú hozamok közötti különbség a jövővel kapcsolatos várakozásokat (és inflációs tendenciákat) fogalmazza meg, míg az államadósság és a reál GDP közötti összefüggés az adósság fenntartható finanszírozásának lehetőségét írja le. A magyar adatokban, az adósságpályában 2006(1) törés mutatkozik meg (2006 elején derül ki, hogy a tervezett költségvetési hiány megugrik, az 1400 milliárd forint tervhiány helyett 2000 milliárd forint a reális). A felállított VAR(1) modellek közül statisztikai alapon legjobb információs kritériummal rendelkező eredmény az a modell érte el, amely már 2006(1)-ben detektálta ezt a törést.¹²

¹¹A hosszú távú folyamatok mellett figyelembe kell venni az adósságpálya további hatásait az egész gazdaságra. Jelen dolgozat bár nem tárgyalja részletesen ezen folyamatokat, ezek feltárása a gazdaság pontosabb megértéséhez kiemelkedően fontos - Dedák (2012).

¹²Alternatívaként a törés mentes, kiugró adattal rendelkező modellt és 2008(3)-ban végbemenő töréssel rendelkező modell került felhasználásra.



6. Ábra: Rövid és hosszú hozamok közötti különbség, államadósság, ár és GDP alakulása, adósságráta, államadósság változása, adósságpályák és államadósság finanszírozhatósága

Forrás: Saját eredmény

Az így felállított modell alapján a különböző lejáratú hozamok valamint az államadósság és reál GDP közötti hosszú távú kapcsolatot a következő összefüggés adja meg:

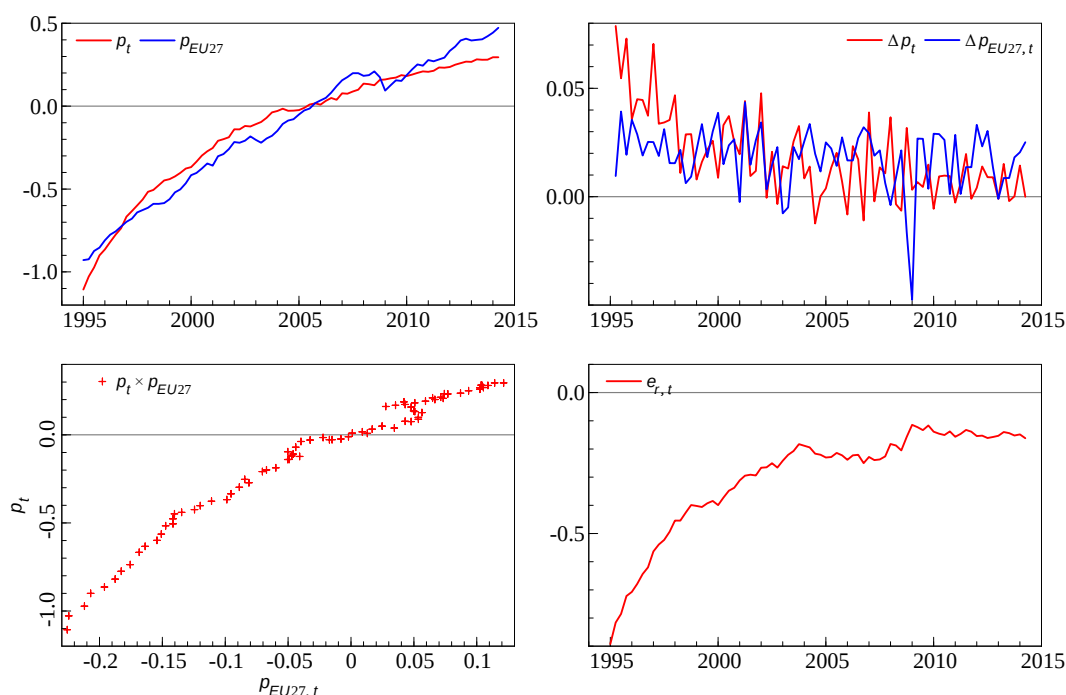
$$n_t^d = \begin{cases} n_t - p_t - y_t + 1.448(R_s - R_l) - 0,824 & 1997(1) - 2005(4) \\ n_t - p_t - y_t + 1.448(R_s - R_l) - 1,103 & 2006(1) - 2014(2) \end{cases} \quad (12)$$

$$T = 70[1997(1)-2014(2)] \quad R^2 = 0,97 \quad \hat{\sigma} = 3,09\% \quad dw = 1,8181$$

Az összefüggés jól specifikált, és a válság időszaka alatti kilengéseket is visszaadja. Továbbá az államadósság iránti kereslet alakulása egybevág az államadóssági tapasztalattal, miszerint az adósság nagyobb részét a külföldi befektetők finanszírozzák, így ezen tényező ingadozása valószínűsíthetően nem fogja befolyásolni egyik célváltozónkat sem.

3.3 KÜLFÖLD ÁRSZÍNVONAL HATÁSA MAGYARORSZÁGRA

A vásárlóerő-paritás elvére (PPP) épülő elméletek több évtizedes múltra tekintenek vissza, az inflációs hatások országok közötti alakulásának magyarázatára (*imported inflation* vagy „*pass-through*” hatás, Krugman & Obstfeld (2003). A magyar gazdaság árszínvonalára erős hatása van az európai unió árszínvonalának alakulása, főként ameddig az euró bevezetésének kérdése a közeljövőben várható volt (pl: Neményi & Oblath, 2012). 1995-2014 között a 27 országot magába foglaló európai uniós és a magyar árszínvonal kointegrációs kapcsolattal rendelkezik¹³.



7. Ábra: Magyar és Európai Unió árszínvonal alakulása, infláció, két árszínvonal kapcsolata és ár-konvergencia

Forrás: Saját eredmény

A kauzális irányultságnál feltehetjük, hogy az EU árszínvonala volt hatással a magyarra, míg fordítva kevésbé valószínű, így egy konvergencia folyamatot figyelhetünk meg az árszínvonalban, amelyben a magyar 2009-ig közeledik az európaihoz.

¹³ kointegráló mátrix 1 rankhoz tartozó sajátértéke 0,3376, Likelihood Ratio: 31,72, amely p-értéke 0,000

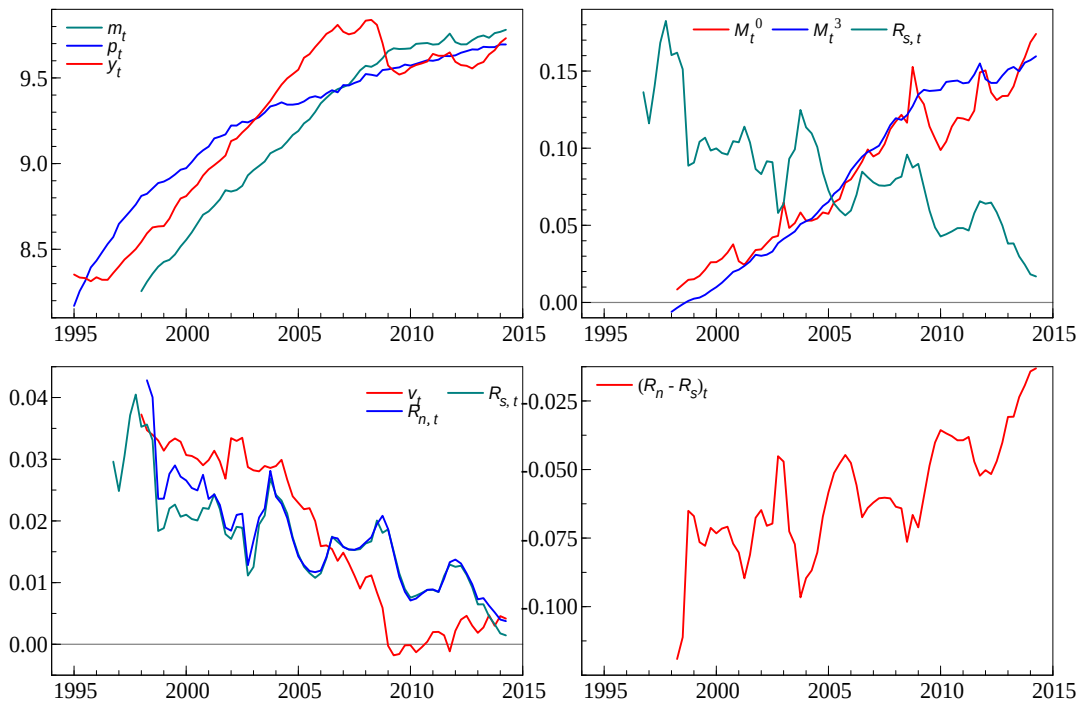
$$e_{r,t} = p_t - 1,933p_{\epsilon,t} - 0,222 \quad (13)$$

$$T = 77[1995(2)-2014(2)] \quad R^2 = 0,96 \quad \hat{\sigma} = 1,22\% \quad dw = 0,11$$

A kapott összefüggés az árszínvonalakból kapott reál valuta-árfolyam változása. Fontos, hogy az euró árszínvonala az elméleti egységnyi érték helyett 1,9-et vesz fel, így az elvárt elméleti hatásnál hangsúlyosabb az árszínvonalra az európai környezet. Emellett érdemes a 2009 utáni időszakot jobban megvizsgálni, ahol egy permanens egyensúlytalanság alakult ki, az ár-konvergenca megállt. Ebben mind az európai unió adósságválság okozta árszínvonal hatás, mind belföldi hatások is szerepet vállalhattak.

3.4 PÉNZKÍNÁLAT

Az inflációs és béralakulás szempontjából a pénzpiaci folyamatokat többen kitüntetett szerepben vizsgálják (Sargent & Wallace (1975), Fischer (1977), Fama (1981), Yun (1994)). A monetarista álláspont egyenes ok-okozati összefüggést von hosszú távon a pénzpiaci és az inflációs folyamatok között. A magyar esetben a rendelkezésre álló időintervallum alatt több külső és belső folyamat is befolyásolhatta a pénzpiacot. Az összefüggések feltárásánál a cambridge-i formulából indulunk ki és a gazdaságban lévő felesleges pénz (*excess demand*) mennyiségét igyekszünk meghatározni, amelyet a későbbiekben analizálni kívánt kapcsolatokhoz használhatunk fel.



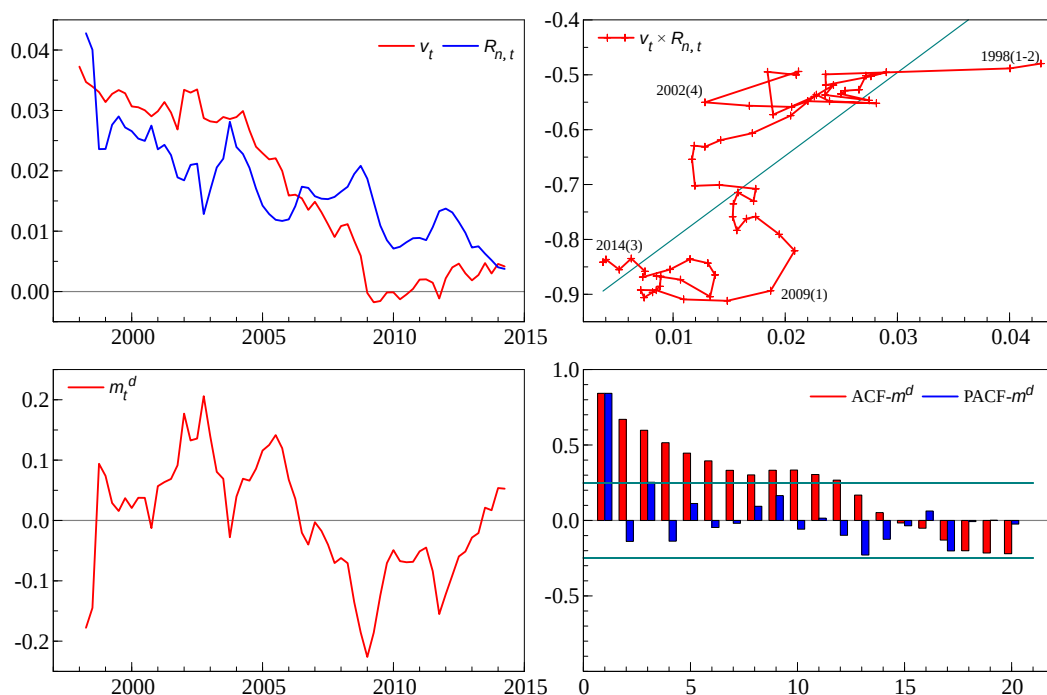
8. Ábra: Tágan értelmezett pénz, árak, GDP, pénztartás költségének tényezői, pénzforgási sebessége, pénztartás különböző mérőszámai (R_s , R_n) és különbségei

Forrás: Saját eredmény

A pénzforgási sebességét a cambridge-i formula alapján határozzuk meg: $v = y + p - m$. A pénztartás költségeit (R_n) a monetáris bázis (M^0) és szélesen értelmezett pénzmennyiség (M^3) aránya és a rövid kamatláb összefüggése alapján: $R_n = \left(\frac{M_0}{M_3}\right) R_s$. Ericsson, Hendry & Prestwich (1998) bemutatja, hogy az így előállított mérőszám jobban jelzi a valóságos pénztartás költségeit, valamint esetleges statisztikai módszertanban lévő változások során robosztusabb kointegráló kapcsolattal bír, mint a rövid lejáratú kamatláb (R_s)¹⁴. A magyar adatokon hasonlóan, a módosított (R_n) értéket használtuk fel, amelyről sikerült kimutatni, hogy pontosabb modellt eredményez kointegráló kapcsolat mellett, mint a rövid lejáratú kamatok felhasználó modell¹⁵.

¹⁴ Ericsson et al. (1998) a UK-ban végbemenő statisztikai és regulációs változások hatására az alkották meg a mutatót, amellyel a hosszú távú folyamatokat (1878-1993) sikerült magyarázniuk.

¹⁵ Magyarország esetében nem történt (statisztikai, regulációs) lényeges változtatás a rendelkezésre álló idő alatt, azonban a kointegrációs kapcsolat mellett a modell információs kritériumok jobb eredményt adtak, ezért került felhasználásra az R_n , és nem a rövid lejáratú kamatlábak. Az R_n -t használó modell loglikelihood: 460,3 SIC: -13.8 HQ: -13.9 Akaike: -14.1. R_s -t használó modell loglikelihood: 368.1 SIC: -10.9 HQ: -11.1 Akaike: -11.2



9. Ábra: Pénz forgási sebessége és pénztartás költségeinek időszora és összefüggése, felesleges pénz mennyisége, és annak idősoros tulajdonsága

Forrás: Saját eredmény

A felesleges pénz mennyiségét (m^d - excess demand) a pénzforgási sebessége (v) és a pénztartási költség (R_n) közötti hosszú távú kapcsolat alapján becsülhetjük meg. Az illesztés során a VAR(1) modell, IIS módszertannal, 1998(4), 2002(1), és 2009(1) időszakban impulzus indikátor változót vont be a megfelelően specifikált modell eléréséhez¹⁶. A kapott modellen vizsgált kointegrációt 1% mellett is elfogadhatjuk.¹⁷ A kointegráló kapcsolat megkötésével illesztett modell megadja a felesleges pénzmennyiséghez tartozó összefüggés:

$$m^d = (m - p - y) + 15.173R_n - 0.95 \quad (14)$$

$$T = 65[1998(2)-2014(2)] \quad R^2 = 0,62 \quad \hat{\sigma} = 9,65\% \quad dw = 0,463$$

¹⁶ 1998(4)-ban turbulens időszakot élt át a magyar bankrendszer, az MNB áttért a kéthetes betétekre és más szabályzásokat vezetett be (Gereben, 1999). 2002(1)-ben a pénzkeresletben található éles törés az euró bevezetése miatt. 2009(1)-ben a válság hatásai jelennek meg, mind GDP-ben az árszínvonalban, valamint a megugró hozamokban. A specifikációs tesztek mind 1 és 5% mellett jól specifikált modellre utalnak, kivétel a forgási sebesség normalitásának és a vektor-normalitási teszt, amelyeket csak 1% mellett fogadhatjuk el.

¹⁷ kointegráló mátrix 1 rankhoz tartozó sajátértéke 0,61594, Likelihood Ratio: 40,136, amely p-értéke 0,000

A kointegráló kapcsolat megerősíti az elméleti összefüggést, miszerint növekvő pénztartási költségek mellett növekszik a pénzforgási sebessége és fordítva.¹⁸ A mozgás egy dinamikus egyensúlyt követ: a mögöttes trend folyamatok változásával (m, p, y) egy arányvonal irányában leng ki, amelynél az esetleges kimozdulásokat ezen egyensúlyból (*disequilibrium*) visszatérés követ (9.b ábra).¹⁹

A kapott idősor megfelel az elmúlt évek „stilizált tényeinek”: a 2000-es évek elejétől relatív gyors pénzforgás volt jelen a gazdaságban magas pénztartási költségek mellett. 2007 körül „egyensúlyba” került, majd 2008-tól egészen 2012 végéig a pénzforgási sebessége kifejezetten alacsonyan tartózkodott az alacsony pénztartás költségei ellenére (monetáris lazítások beindulása, stb.). Az eredmények továbbá visszaadják, hogy míg a 2000-es évek közepéig „magas” szinten tartózkodott a pénzforgási sebesség magasabb pénztartási költségek mellett, addig jelenleg mindkettő alacsonyabb szinten helyezkedik el.²⁰

18 Az eredményt enyhén árnyalja, hogy a kapott felesleges pénzmennyiség alakulásának ADF tesztje (integráltság vizsgálata), egy-egyenletes modellből előállított idősor mellett 5% mellett I(1) folyamatra enged következtetni, amely a sztochasztikus struktúrában az analízis szempontjából problémát jelent – *spurious regression* lehetősége- így további kutatásra ad okot.

¹⁹ Az „egyensúly” vonzásának erejét (vektor)egyensúly korrekciós modell segítségével lehetne vizsgálni, (Banerjee, Dolado, Galbraith, & Hendry, 1993) jelen dolgozatban ettől eltekintünk, azonban egy ilyen típusú vizsgálat pontosabb leírását adhatja a pénz forgási sebessége és pénztartás költsége közötti összefüggés vizsgálatának.

²⁰ Ez akár két (vagy több) egyensúlyos modellezéshez is elvezethetne.

4 PÉNZKERESLET, BÉRALAKULÁS ÉS INFLÁCIÓ

A makrogazdasági összefüggések tisztázásánál nem csupán iskolák között, hanem az iskolákon belül is kérdéses. Az elméleti keret empirikus tisztázása ökonometriai kérdéseket is felvet. Az együttmozgások azonosítása lehetséges, azonban az egyértelmű ok-okozati megfeleltetés nem minden esetben tiszta. Annak ellenőrzésére, hogy a vizsgálni kívánt folyamatok egymáshoz képest exogénnek tekinthetők és ezáltal marginalizálhatóak a vizsgálatok során, szuper exogenitás teszttel vizsgáltuk meg VAR modellek segítségével (Hendry & Santos, 2010).

Változó	Null-eloszlás	Teszt statisztika
Δp_t és Δm_t	F(5,124)	2,4617 [0,048]*
Δm_t és Δw_t	F(5,124)	3,1509 [0,016]*
Δp_t és Δw_t	F(14,114)	2,9252 [0,001]**
Δp_t , Δm_t és Δw_t	F(7, 122)	3,3644 [0,004]**

1. Táblázat: Szuper exogenitás tesztek

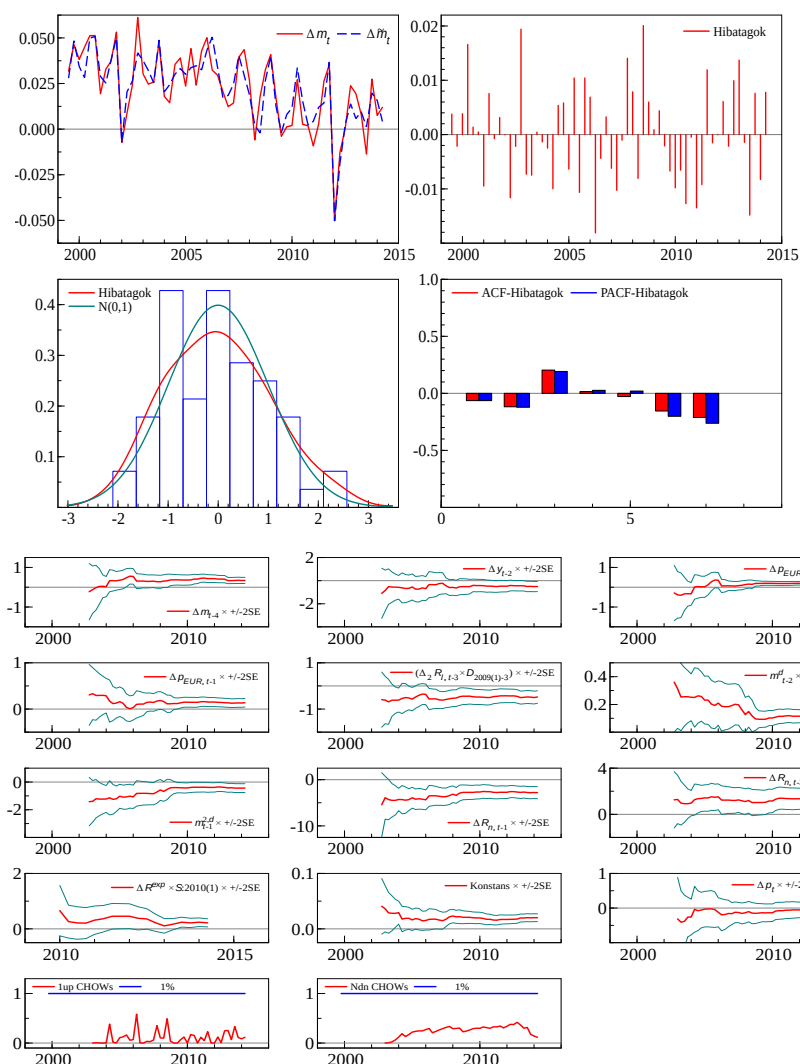
A kapott eredmények alapján szigorúan véve a közös DGP-ből való generálás kritériumát (vagy az exogenitás kritériumot alacsonyan), 1% mellett az első két esetben, vagyis a pénzkereslet és infláció valamint pénzkereslet bérek közötti összefüggések vizsgálatakor, elfogadhatjuk a marginalizálást: ezen eredmények alapján a pénzpiacra az inflációnak és béreknek nincsen közvetlen hatása.²¹ Az infláció és bérek kapcsolatában csak 0,1% mellett tételezhetünk fel exogenitást, amely a két változó interakciójára utal.

A következőkben a korábbiakban előállított makrogazdasági indikátorokat felhasználva először a pénzkeresletet modellezzük, majd a bérek alakulására keresünk választ. A két tényező azonosítása után elvégezzük a marginalizált feltételes modelleken a Lucas kritika empirikus tesztelését.

²¹ Figyelembe kell vennünk, hogy a szuper exogenitás teszt határán mozognak a tesztstatisztika értékek, így bővülő információs halmaz mellett a tesztet újra el kell végezni.

4.1 PÉNZKERESLET

A magyar nominális pénzkereslet alakulását az elmúlt 15 évben keynesi vonásokkal rendelkező statisztikai összefüggésekkel sikerült magyarázni. A neoklasszikus (várt)infláció, jövedelem és pénztartás költségeit felhasználó empirikus modell nem illeszkedik megfelelően a felhasznált adatokra, így a modellt kibővítettük a reálszférával, külföldi árfolyammal (forint/euró) valamint a hozamgörbében megtalálható középtávú várakozásokat megfogó púpossággal. Az így kibővített modell empirikusan is képes magyarázni a nominális pénzmennyiség keresletét a gazdaságban.



10. Ábra: Nominális pénzkereslet modellje

Forrás: Saját eredmény

$$\begin{aligned}
\Delta m_t = & 0,020 - 0,061 \Delta p_t + 0,216 \Delta p_{\epsilon,t} + 0,137 \Delta p_{\epsilon,t-1} \\
& (0,003) \quad (0,109)^{***} \quad (0,042) \quad (0,046) \\
& - 0,439 m_{t-1}^d + 0,115 m_{t-2}^d + 0,346 \Delta m_{t-4} + 0,217 (\Delta R_{k,t}^{exp} \times S_{2010(1)}) \\
& (0,159) \quad (0,022) \quad (0,077) \quad (0,073) \\
& - 2,806 \Delta R_{n,t-1} + 1,365 \Delta R_{n,t-3} - 0,478 (\Delta_2 R_{l,t-3} \times D_{2009(1)-3}) \\
& (0,649) \quad (0,456) \quad (0,136) \\
& - 0,503 \Delta y_{t-2} - 0,04 I_{2002(1)} - 0,05 I_{2012(1)} \\
& (0,221)^* \quad (0,011) \quad (0,015)
\end{aligned}$$

$$T = 60 [1999(3)-2014(2)]$$

$$R^2 = 0,82$$

$$\hat{\sigma} = 0,97\%$$

$$\log\text{-likelihood} = 199,8$$

$$dw = 2,134$$

$$\chi_{nd}^2(2) = 1,29 [0,5255]$$

$$F_{ar}(4,43) = 0,882$$

$$F_{arch}(4,52) = 0,76$$

$$F_{het}(20,37) = 0,941$$

$$F_{Reset23}(2,43) = 1,2106$$

$$[0,4827]$$

$$[0,5561]$$

$$[0,5454]$$

$$[0,3075]$$

$D_{2009(1)}$ egyesekeket tartalmazó vektor, amely 2009(1)-ben 0-t vesz fel, így a modellből a hosszú hozamok három időperiódusra visszatekintő változásából a válság által okozott hatást eltávolítjuk, valamint $S_{2010(1)}$ a 2010-től a hozamgörbében lévő púposágot figyelembevevő tag.

A modell alapján elvethetjük, hogy az infláció (Δp_t) befolyásolná a nominális pénzkeresletet.²² A hatások között elsődlegesen az árfolyammozgás, az egy évvel korábbi pénzkereslet, a gazdaságban korábbi periódusokban kicsapódott felesleges pénzmennyiség (reálszféra és bankrendszer), a pénztartás költségének változásai, a várt kamatmozgások változása ($\Delta R_{k,t}^{exp}$ - bankrendszer középtávú hozam-várakozásainak lecsapódása a hozamgörbében) és a hosszú lejáratú kamatváltozások mozgatták. A gazdaság korábbi kibocsájtásának változás 5% szignifikancia mellett – mozgathatták a nominális pénzkeresletet. Emellett 2002(1)-ben az euró bevezetése miatt 4%-os, 2012(1)-ben a végtörlesztés által okozott 5%-os pénzkereslet csökkenést detektáltunk az idősorban. A felhasznált adatsorból kirajzolódni látszanak a hosszú távú tendenciák, azonban – például a kibocsájtás (y_{t-2}) esetén - jelen ismereteinket erősen formálhatják a jövőben kialakuló (újabb) hatások. Az itt interpretált eredmények hasonlóak a Pelényi (2012) által publikált eredményekhez – monetáris lazítás segítheti a hitelezés beindítását - a képet azonban árnyalja, hogy jelen modell szerint csak azon monetáris intézkedések

²² Az infláció értéke megegyezik a racionális várakozások alapján képzett infláció értékével, mivel a kereslet meghatározásának idejében még ismeretlen az infláció. Ekkor racionális várakozások esetében lévő várt inflációs értékek sem tudják magyarázni a pénzkereslet alakulását, ezen hipotézist is elvethetjük. Természetesen más inflációs várakozásokat megtestesítő mérőszám esetlegesen adhat magyarázatot.

sikeresek, amelyek nem csupán csak a rövid hozamok változására vannak hatással, hanem a hosszú hozamok csökkentését is el tudják érni. Ellenkező esetben az ellentétes folyamatok kioltathatják egymást.

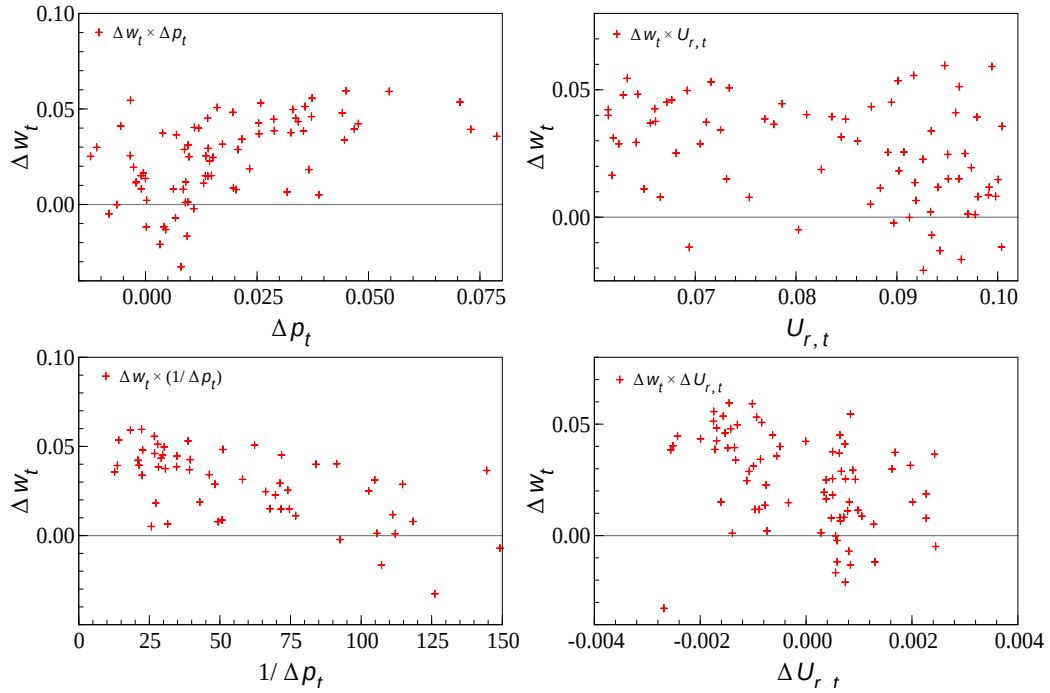
Összességében a modell rámutat, hogy a pénzkereslet és a reálszféra között kapcsolat található, valamint a pénzkereslet nem csupán belföldi, de erősen külföldi folyamatoknak (árfolyammozgás) is ki van téve.

4.2 BÉREK VÁLTOZÁSA

A nominális átlagbérek változásának folyamata fontos gazdaságpolitikai tényező lehet. Az átlagbérek modellezése során két, elméleti és empirikus oldalról régóta ismeretes nem-lineáris összefüggést kellett figyelembe venni.²³ A kezdeti bérek és munkanélküliség közötti inverz kapcsolat ($1/U_{r,t}$ Phillips (1958), Nielsen (2009)) későbbiekben átalakult ár-bér spirállá (Sargan (1964), Sargan (1980), Castle & Hendry (2009), majd a két nem-lineáris kapcsolat együttes tesztelése és modellezése csak Castle & Hendry (2014) cikkével jelent meg.

A magyar adatokon a vizsgált időszakban a klasszikus Phillips görbére nem találtunk evidenciát, valamint az infláció sem lineárisan lép be a bérek változásának összefüggésébe. A következő ábrán először a klasszikus (vélt) kapcsolatokat ábrázoljuk, majd az átalakított/differenciált adatokat. A 11. ábra a bérváltozás és 11.a infláció, 11.b munkanélküliségi ráta (klasszikus Phillips-görbe), 11.c infláció reciproka, 11.d munkanélküliségi ráta változása közötti összefüggéseket mutatja be.

²³ A nem-linearitás hipotézisét RESET23 teszt alapján $F(2,51) = 5,9136 [0,0049]**$ elfogadjuk, érdekes módon azonban a Castle & Hendry (2010) féle Index teszt nem indokolja: $F(24,29)=1,0870 [0,4113]$.



11. Ábra: Bér változás, infláció és munkanélküliségi ráta közötti kapcsolatok

Forrás: Saját eredmény

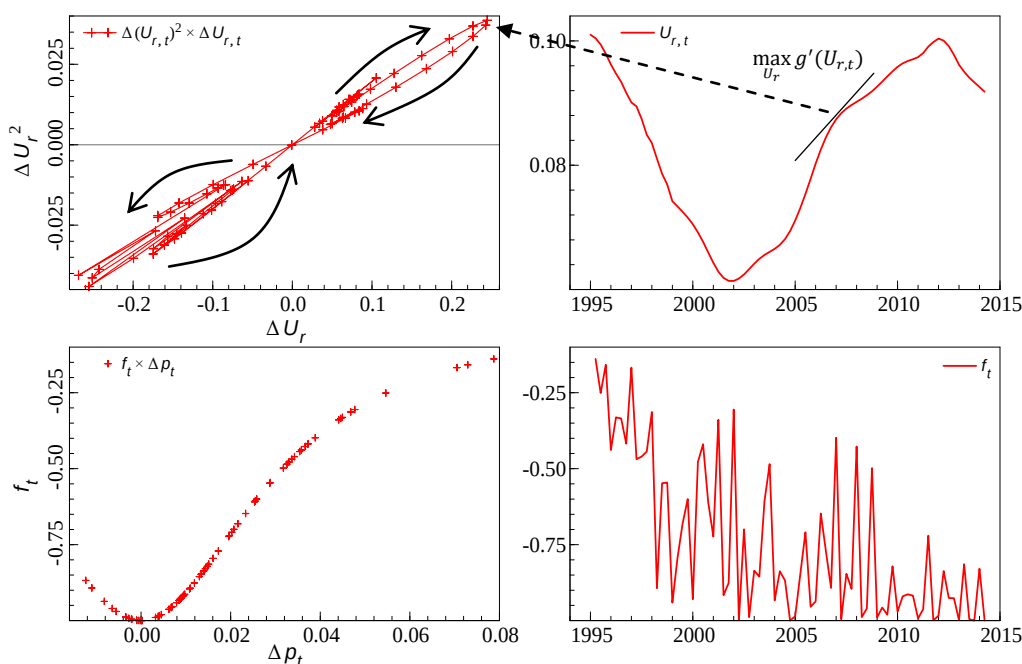
Az így megtalálható összefüggések egy további átalakításon estek át, mielőtt a bérek meghatározásába beléptek volna. Az inflációnál felhasználtuk az ár-bér spirál elméletét, amely egy U alakú kapcsolatot feltételez az árak alakulásában. Ennek gazdasági értelme szerint amennyiben a munkavállalók hajlandósága a béreik reálértékének megőrzésére – fizetésemelés kiharcolása - magas inflációs értéknél magasabb, míg negatív inflációs környezetben a munkáltatók – aggregált szinten – a munkabéreket csökkentik (tipikusan az újonnan munkába állók bérezése alacsonyabb). Ennek a kapcsolatnak megfelelően simának kell lennie - amelyet az 12c. ábra mutat be - hiszen egyfajta átmenet létezik a magas és a negatív inflációs környezet között.²⁴ A felhasznált nem-lineáris formula:

$$f_t = \frac{-1}{1 + 100(\Delta p_t)^2} \quad (15)$$

A munkanélküliségi ráta szintén nem-lineáris kapcsolatban áll a bérek alakulásával. A munkapiac és munkanélküliségi ráta ciklikusságának magyarázatára több elméleti és

²⁴ A későbbiekben említett LSTAR modell hasonló interpretációval rendelkezik, az inflációra való rugalmasságban tér el a két modell elsősorban.

empirikus magyarázat is született (pl: Goodwin (1965), Hamilton (1988), Mortensen (1994), Morvay (2012)). A magyar adatokon megfigyelhető egy kibontakozó ciklus, amelynek változása és változásának négyzete jól kivehető hurokszerű dinamikát követ.²⁵ (12.a ábra) A munkanélküliségi ráta változásában így mintát lehet detektálni, amelyet exogén változóként használunk fel. A kapcsolat felfedi, hogy amennyiben a munkanélküliségi ráta változásának „sebessége” csökken/nő, úgy a munkapiacról fennálló nyomás/szívás ereje is csökken/nő. Amikor a legtöbb ember kerül elbocsájtásra /felvételre akkor csökken/nő ez a mutató a legjobban. Amennyiben nem történik elmozdulás a munkanélküliségi rátában, úgy ez az erő megszűnik, amennyiben a növekedés/csökkenés inflexiós pontban van, akkor a legnagyobb. Ez a kapcsolat nem-lineáris és állandó mozgást (egyensúlytalanságot) feltételez a munkapiacon, amelynek ereje nem a munkanélküliségi ráta értékétől, hanem mozgásától függ, így nem feltételez hipotetikus „természetes munkanélküliségi rátát”. A magyar piacon ez a hatás fél évvel késleltetett, amely piaci tökéletlenségre/súrlódások meglétére enged következtetni.



12. Ábra: Felhasznált nem-lineáris kapcsolatok a nominális bérek alakulásában

Forrás: Saját eredmény

²⁵Mindkét differenciált idősor várható értéke 0, így az origó, mint gravitációs pont jelenik meg. A kilengések szöge a ciklusok karakterisztikája (növekedési és lassulási). Az így létrehozott mutatót elsősorban nem magyarázni, hanem felhasználni igyekszünk, mint a munkapiac tulajdonságát, amely hatással van a béralakulásra. A nem-lineáris kapcsolat korrobálásának céljából a kapcsolatot lefolyását Németország, az Egyesült Királyság és az Egyesült Államok munkanélküliségi rátáin is megvizsgáltam és hasonló eredményre jutottam (lásd: Függelék C).

A magyar adatokon, elvégezve a különböző lineáris és inverz kapcsolatot feltételező, valamint logisztikusan simított váltó autoregresszív (*Logistic Smooth transition autoregression* LSTAR²⁶ – Castle & Hendry (2014)) és ár-bér spirált feltételező modellek illesztését a nem-lineáris kapcsolatok megléte mellett döntöttünk.

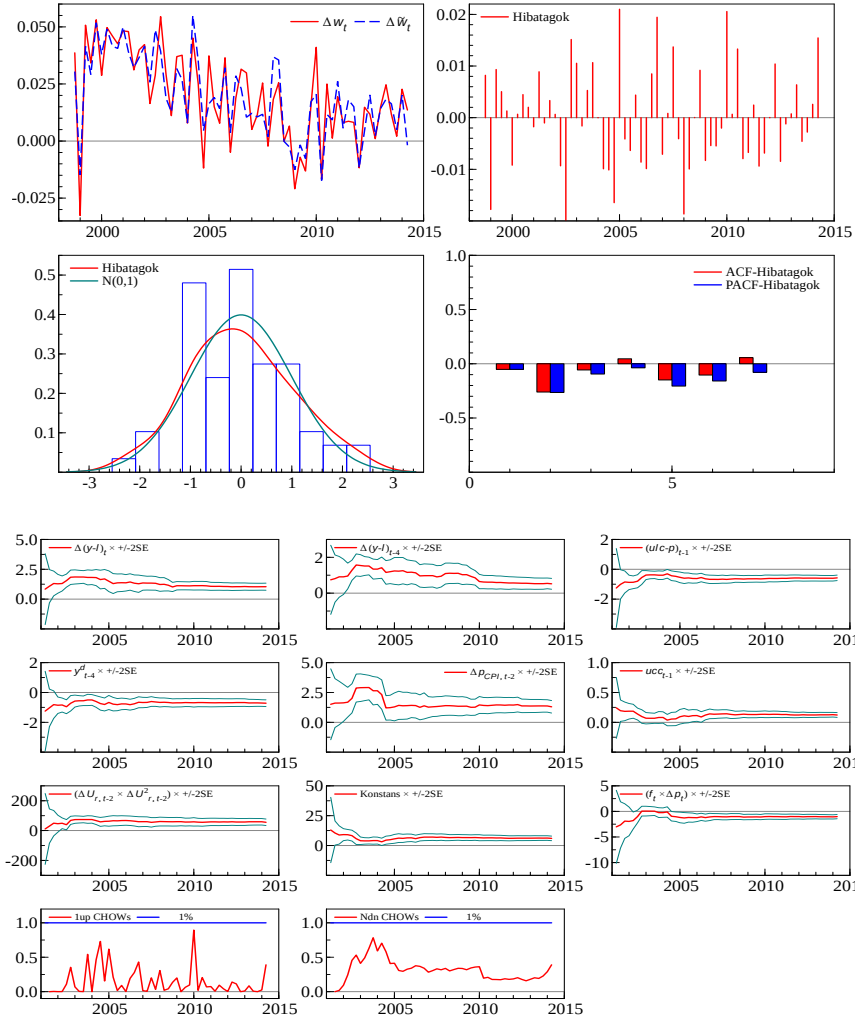
Δp_t és $U_{r,t}$ formulája	log-likelihood	SIC	HQ	AIC
Lineáris-Inverz²⁷	191,7	-5,43	-5,64	-5,77
Lineáris-NL	202,59	-5,77	-5,98	-6,11
Inverz-NL	193,45	-5,48	-5,69	-5,82
LSTAR-NL	193,86	-5,43	-5,66	-5,81
Ár-bér spirál-NL	204,79	-5,84	-6,05	-6,18

2. Táblázat: Különböző nem-lineáris kapcsolatokat tartalmazó modellek
információs kritériumai

Az ár-bér spirált feltételező modell illesztésével megfelelően specifikált modellt kaptunk, amely a szakirodalomhoz hasonló értékben a mozgások 78% százalékát volt képes magyarázni.

²⁶ $f_t = (1 + \exp(-\beta \Delta p_t^2))^{-1}$

²⁷ Miután a Phillips féle reciprok kapcsolat inszignifikánsnak bizonyult, már csak a nem-lineáris kapcsolatot feltételező modellt vizsgáltuk tovább.



13. Ábra: Nominális bérek változásának modellje

Forrás: Saját eredmény

$$\begin{aligned}
 \Delta w_t = & 5,975 - 1,015 (f_t \Delta p_t) + 1,041 \Delta(y-l)_t + 0,522 \Delta(y-l)_{t-4} \\
 & (0,963) \quad (0,206) \quad (0,147) \quad (0,152) \\
 & - 0,575 (ulc-p)_{t-1} + 0,123 ucc_{t-1} - 0,719 y^d_{t-4} + 1,299 \Delta p_{CPI,t-2} \\
 & (0,093) \quad (0,199) \quad (0,113) \quad (0,261) \\
 & + 50,408 (\Delta U_{r,t-2} - 5,48 \Delta U^2_{r,t-2}) - 0,03 I_{2004(1)} \\
 & (13,11) \quad (0,228) \quad (0,011)
 \end{aligned}$$

$$T = 63 [1998(4)-2014(2)]$$

$$R^2 = 0,78$$

$$\hat{\sigma} = 1,02\%$$

$$\log\text{-likelihood} = 204,8$$

$$dw = 2,047$$

$$\chi^2_{nd}(2) = 0,506 [0,7764]$$

$$F_{ar}(4,49) = 1,588$$

$$F_{arch}(4,55) = 0,550$$

$$F_{het}(20,37) = 0,6889$$

$$F_{Reset23}(2,43) = 2,129$$

$$[0,1923]$$

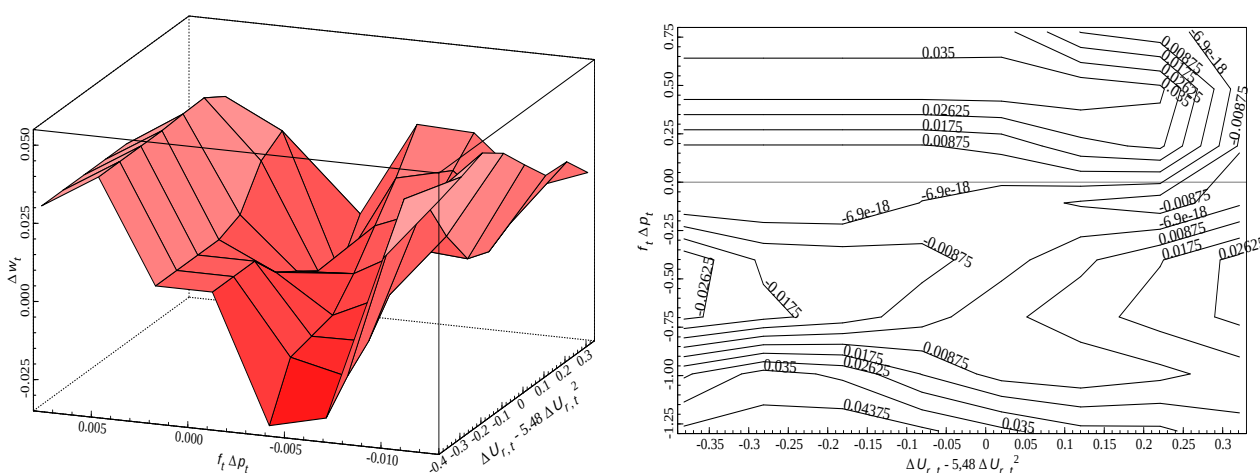
$$[0,6998]$$

$$[0,7892]$$

$$[0,1294]$$

A modell alapján a bérekben a vizsgált időszakban egy konstans növekedés található meg, amelyre az ár-bér spirál jelensége erősen hatott (1%-os infláció ~1%-os bérnövekedést, míg 5%-os infláció mellett már csak ~4%-os béremelést tudnak kiharcolni a munkavállalók). Meg kell jegyezni, hogy a vizsgált időszakban tartósan deflációs nyomás csak az elmúlt években volt tapasztalható, így a nominális bérek lefelé történő korrekciójában lévő csökkenést más hatások ellensúlyozták. A munka produktivitásának növekedése és annak korábbi értéke egyértelműen növeli a béreket, valamint a reál munkaköltségek csökkenésének is béremelő hatása van. Érdekes módon a tőkeköltségek növekedése hasonlóan növelő hatással van a bérekre, így a termelési tényezők helyettesíthetőség megjelenik a bérekben. A felhasználatlan kapacitások növekedésével a vállalatok elbocsájt(hat)ják a munkaerőt, amely csökkentőleg hat a bérekre. Érdekes, hogy a munkavállalók a fogyasztói árindex hatását proxyként használhatják, így ennek változása szintén megjelenik. Végül a munkanélküliségi rátából számolt munkapiac dinamikáját leíró összefüggés hatása szignifikánsan jelenik meg a magyarázó változók között. Amennyiben a munkapiaci nyomás (túlkínálat) alakul ki, akkor a bérek csökkennek ($\Delta U_r - 5,48 \Delta U_r^2$ eredménye negatív), ellenkező esetben nőnek.

A modell által megfogott infláció – munkanélküliségi ráta és a bérek közötti összefüggéseket ábrázolja a következő ábra:



14. Ábra: Bérek változása, infláció és munkapiac dinamikája közötti összefüggések
(b, ábrán skálázott értékek)

Forrás: Saját eredmény

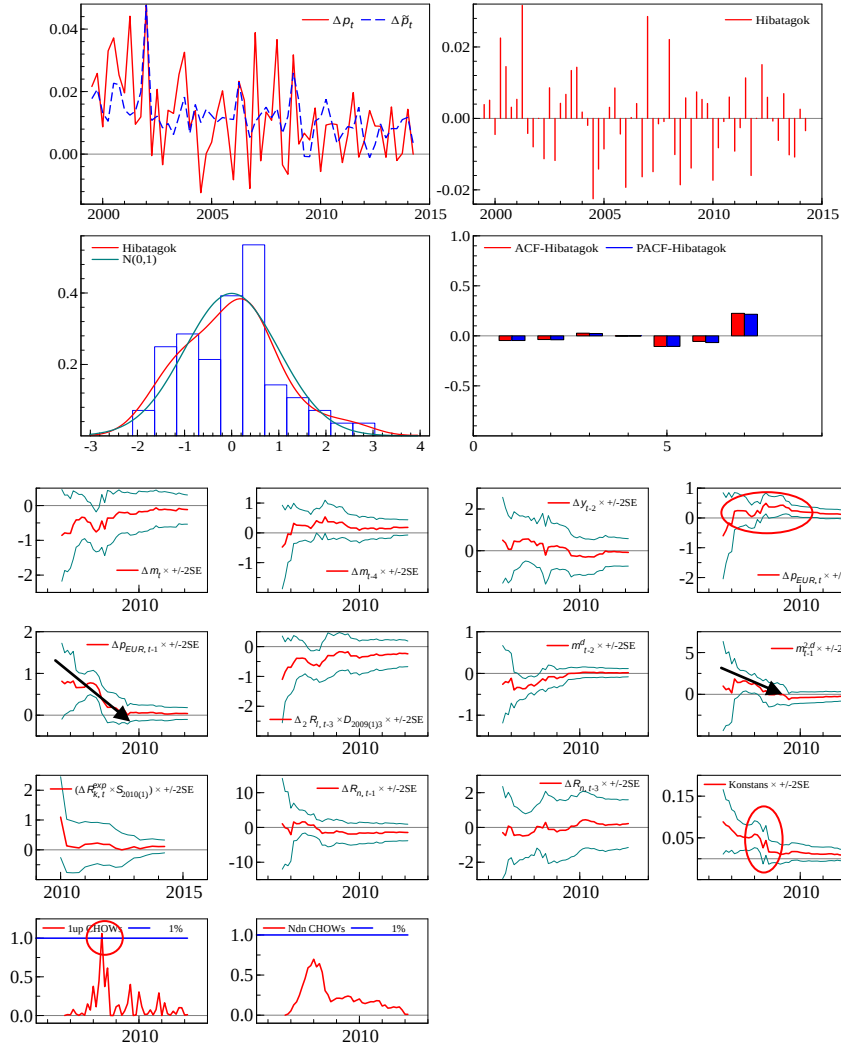
Az ábrából jól látható az ár-bér spirál U alakú hatása, valamint a munkapiaci szívás („egyenletes”) munkabér-növelő ereje. Fontos hangsúlyozni, hogy míg a pénzkeresleti függvény esetében az infláció inszignifikáns, addig a bérek változásánál nem-lineáris kapcsolaton keresztül lép be. Így a felállított modell szempontjából az exogenitás problémája továbbra is fennáll.

4.3 LUCAS KRITIKA

A korábbi feltételes összefüggés a pénzkereslet, bérek változása és infláció között elsősorban egy mögöttes kontingens terv elméletét feltételezi, mintsem egy viselkedési modellt. Viselkedési modell eléréséhez várakozásokat szükséges megfogalmazni és beépíteni a modellbe, amelynél gyakori feltételezés a várakozások racionális volta, amely alapján a gazdasági szereplő a „tökéletes” feltételes várakozásokat használja. (Ennek ellenére, ismeretlen, hogy a szereplő hogyan tud tökéletes előretekintéssel élni egy nem-stacionárius világban (Hendry & Nielsen, 2007, 308-309 o.).) Ezen kérdéskörrel foglalkozik a Lucas által felvetett kritika: *„Feltéve, hogy az ökonometriai modell képes megfogni az optimális döntési rendszerét a gazdasági szereplőknek, és ez az optimális döntési szabály szisztematikusan változik a rendszer mozgásával, amely releváns a döntéshozó számára, akkor bármilyen (külső) beavatkozás a rendszerben megváltoztatja az ökonometriai modell összefüggéseit.”* Lucas (1976, 41 o.) Esetünkben - a pénzkereslet/bérek meghatározásánál - ez azt jelenti, hogy a különböző változók együttmozgása és magyarázata - feltéve, hogy nem történt külső beavatkozás - felcserélhető (invertálható) anélkül, hogy az összefüggések az idő során változnának. Amennyiben a Lucas kritika igaz, akkor a fent kapott pénzkeresletre/béralakulásra vonatkozó összefüggéseket az inflációra átalakítva hasonlóan jól specifikált magas magyarázó erővel rendelkező modellt eredményez.

4.3.1 Infláció és pénzkereslet

Az invertálás empirikus modellezését először a pénzkeresleten végrehajtva, a Lucas kritika elvetése mellett dönthettünk. A kapott modell magyarázó ereje drasztikusan, 0,82-ről 0,28-ra csökkent, míg a specifikációs tesztek közül a maradéktagok négyzeteinek értékét önmagával magyarázó F_{arch} teszt 5% mellett szignifikánsnak mutatkozott.



15. Ábra: Nominális pénzkereslet inflációra invertált modellje

Forrás: Saját eredmény

$$\begin{aligned}
 \Delta p_t = & 0,011 \quad -0,111 \Delta m_t + 0,133 \Delta p_{\epsilon,t} + 0,029 \Delta p_{\epsilon,t-1} \\
 & (0,006)^{**} \quad (0,197)^{***} \quad (0,071)^{**} \quad (0,071)^{***} \\
 & + 0,191 \Delta m_{t-4} + 0,019 m_{t-2}^d - 0,268 m_{t-1}^{2d} \\
 & (0,125)^{***} \quad (0,049)^{***} \quad (0,275)^{***} \\
 - & 1,438 \Delta R_{n,t-1} + 0,224 \Delta R_{n,t-3} + 0,113 \Delta R_{k,t}^{exp} - 0,242 (\Delta_2 R_{l,t-3} \times D_{2009(1)-3}) \\
 & (1,190)^{***} \quad (0,685)^{***} \quad (0,108)^{***} \quad (0,215)^{***} \\
 - & 0,009 \Delta y_{t-1} - 0,079 \Delta y_{t-2} - 0,03 I_{2002(1)} - 0,001 I_{2012(1)} \\
 & (0,323)^{***} \quad (0,329)^{***} \quad (0,017)^{**} \quad (0,018)^{***}
 \end{aligned}$$

$$T = 60 [1999(3)-2014(2)]$$

$$R^2 = 0,28$$

$$\hat{\sigma} = 1,33\%$$

$$\log\text{-likelihood} = 182,5$$

$$dw = 2,089$$

$$\chi_{na}^2(2) = 1,9046 [0,3858]$$

$$F_{ar}(4,41) = 0,0639$$

$$F_{arch}(4,52) = 2,792$$

$$F_{het}(24,33) = 0,6773$$

$$F_{Reset23}(2,43) = 1,9471$$

$$[0,9922]$$

$$[0,0389]^*$$

$$[0,8376]$$

$$[0,1551]$$

A kapott modellen a rekurzív elemzés rámutat, hogy a paraméterek nem csupán inszignifikánsak hanem töréssel rendelkeznek, amely pont a Lucas által felvetett kérdést falszifikálja. Ez a modell értelmezésében kulcsszerepet játszik, hiszen ez alapján a 2000-es évek elején radikálisan más összefüggésre jutottunk volna.

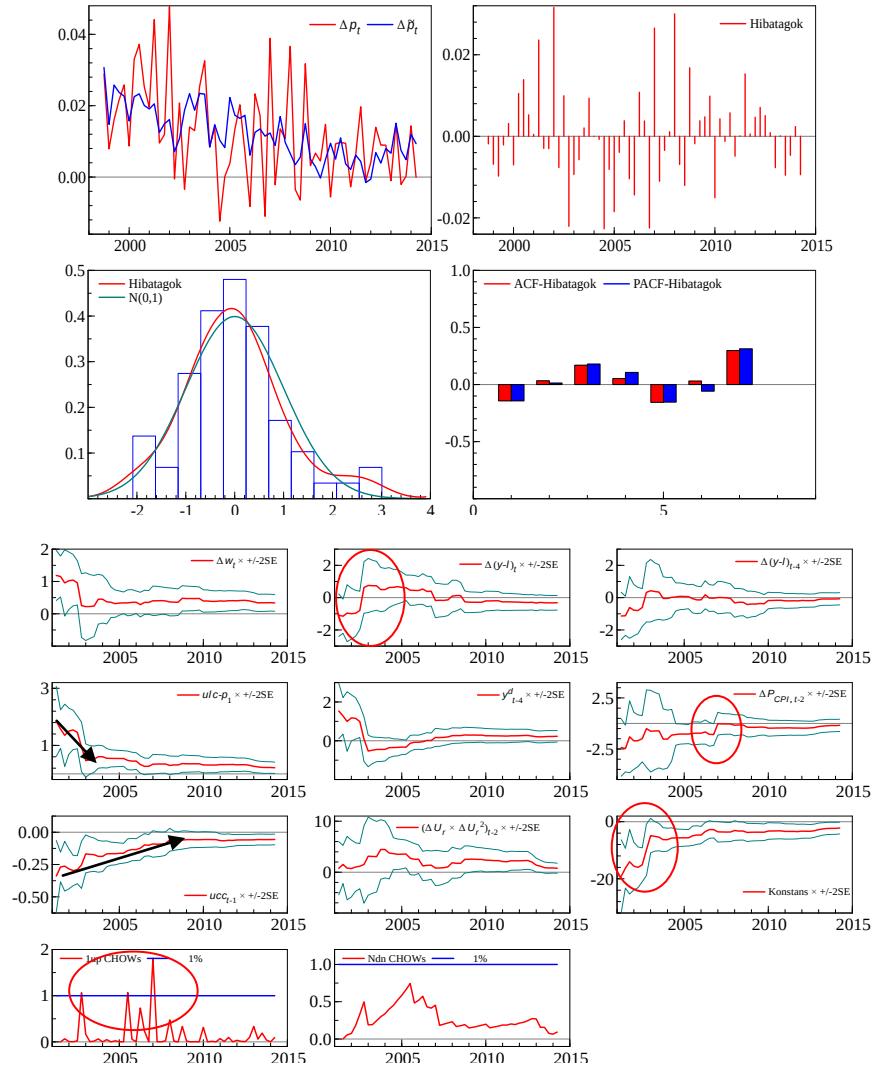
Összességében az inflációt tehát nem lehet visszavezetni pénzkeresleti okokra – így a szuper-exogenitás teszt eredménye igazolódni látszik, továbbá a várakozások bevezetése az ökonometriai modellbe, nem fogja megoldani a nem-stacionaritás problémáját, a makro összefüggések között bizonyos esetekben törések alakulhatnak ki, amely alapján lehetetlen lenne valós (racionális) várakozásokat megfogalmazni.

4.3.2 Infláció és bérek

Hasonlóan teszteltük a bér-infláció közötti összefüggést. Az ár-bér spirál invertálása, a nem-linearitás miatt túlzottan komplikálttá tenné a becslési eljárást²⁸, így lineáris árdinamikát feltételezve, a munkanélküliség nem-lineáris hatását meghagyva fordítottuk meg a kapcsolatot.

Az eredmények alapján, hasonlóan a szuper-exogenitás tesztjéhez (1. táblázat) bizonyos kapcsolat megmarad, azonban a megbecsült függvényformula magyarázóképesége rendkívül alacsony. Az R^2 értéke a 0,78-ról 0,29-re csökkent, míg a felhasznált változók többsége inszignifikánsnak mutatkozik. A munkapiac nem-lineáris (inszignifikáns) hatása is drasztikusan megváltozott.

²⁸Az optimalizáló algoritmus pontossága kérdésesebb mint az nem-linearitásból származó előny



16. Ábra: Nominális bérek változásának inflációra invertált modellje

Forrás: Saját eredmény

$$\begin{aligned}
 \Delta p_t = & -2,674 + 0,344 \Delta w_t - 0,339 \Delta(y-l)_t - 0,167 \Delta(y-l)_{t-4} \\
 & (1,281)^* \quad (0,128)^* \quad (0,216)^{***} \quad (0,203)^{***} \\
 & + 0,258 (ulc-p)_{t-1} - 0,258 y_{t-4}^d - 0,175 \Delta p_{CPI,t-2} - 0,065 ucc_{t-1} \\
 & (1,281)^* \quad (1,585)^{***} \quad (0,325)^{***} \quad (0,025)^* \\
 & + 0,795 (\Delta U_{r,t-2} - 28,41 \Delta U_{r,t-2}^2) - 0,00 I_{2004(1)} \\
 & (14,18)^{***} \quad (400,9)^{***} \quad (0,0132)^*
 \end{aligned}$$

$$T = 63 [1998(4)-2014(2)]$$

$$R^2 = 0,29$$

$$\hat{\sigma} = 1,23\%$$

$$\log\text{-likelihood} = 192,7$$

$$dw = 2,27$$

$$\chi_{na}^2(2) = 4,0557 [0,1316]$$

$$F_{ar}(4,49) = 1,035 \\ [0,3987]$$

$$F_{arch}(4,55) = 1,5395 \\ [0,2036]$$

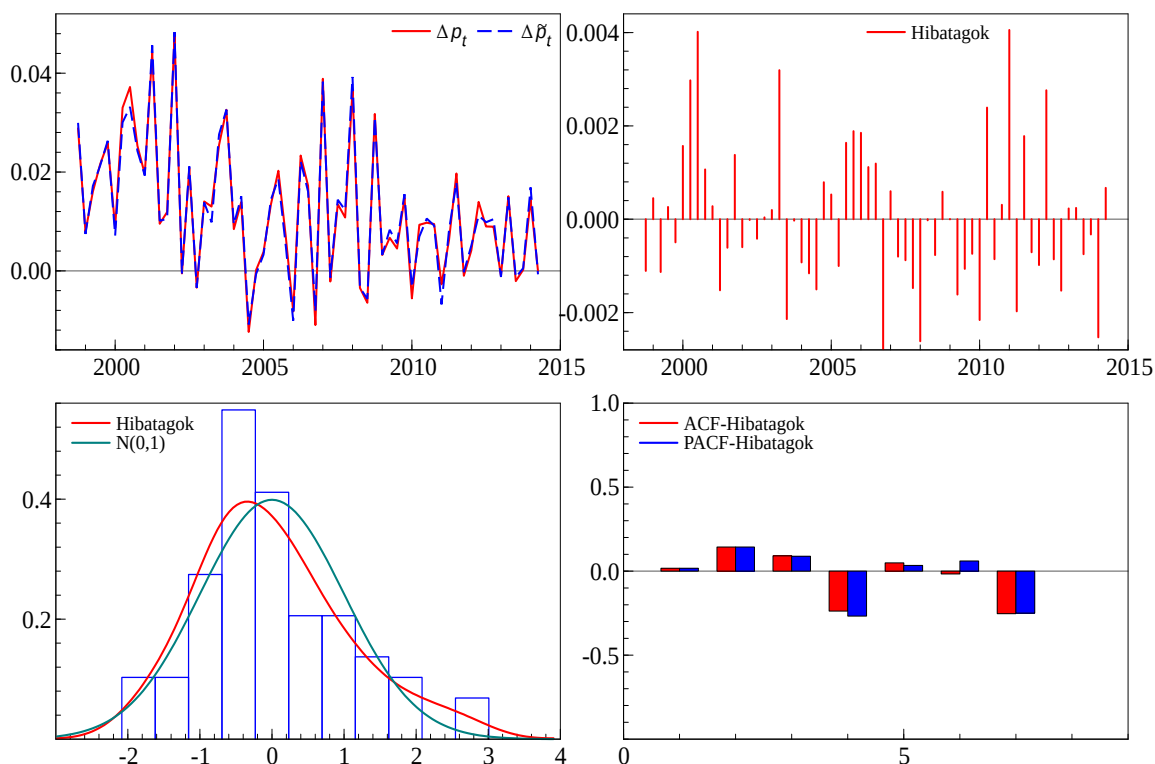
$$F_{het}(16,45) = 1,171 \\ [0,3262]$$

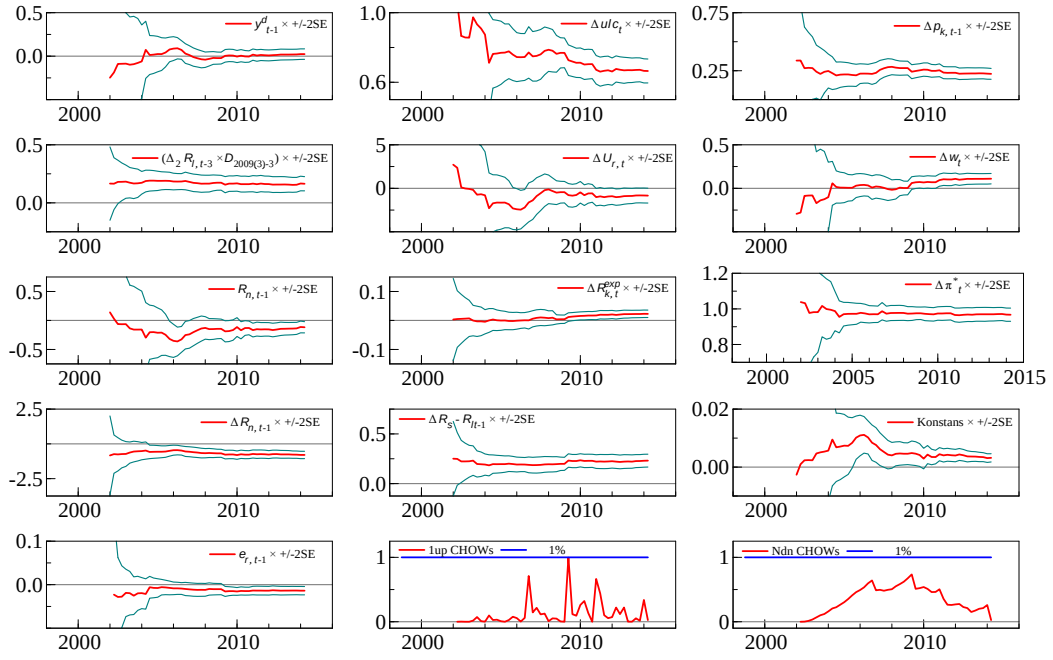
$$F_{Reset23}(2,51) = 0,4176 \\ [0,6608]$$

A paraméterek konzisztenciája töréseket mutat, így hasonlóan a pénzkereslet esetéhez, itt is elvetjük a bérek invertálásából származó bér-infláció ezen függvényszerű együttmozgását.

4.4 INFLÁCIÓ MODELLJE

Mi mozgathatja tehát az inflációt? A 3. fejezetben előállított változókat együttesen vizsgálva, fél éves késleltetéseket figyelembe véve igyekeztünk magyarázni az inflációt. A létrehozott GUM jól-specifikált, $\hat{\sigma} = 0,22\%$ szórással, 51 bevont változóval és $R^2=0,995$ -el rendelkezik. A modell redukciós tesztjét (*parsimonious encompassing* – Hendry, 1995, 511-526 o.) elfogadhatjuk $F_{red}(35,11) = 0,36045 [0,9894]$. A kapott modell jól specifikált. A modellezés során az inflációra *nem hatott* a pénzpiacon lévő pénzmennyiség vagy felesleges pénzállomány, az államadósság vagy a deficitek alakulása ($\approx \Delta n_t$), a forint/euró árfolyama vagy annak változása, sem saját korábbi értékei. A reálszféra, a munkapiac, külföldi ár-konvergencia és a kamatok alakulása ellenben kimutatható hatással voltak az infláció alakulására. A 2008-as válság hatása hasonlóan a többi szektorhoz, itt is 2009(1) negyedévében erősen érzékeltette a hatását, az inflációt 1,7%-al emelte meg.





17. Ábra: Infláció modellje

Forrás: Saját eredmény

$$\begin{aligned}
 \Delta p_t = & 0,002 + 0,671 \Delta ulc_t + 0,211 \Delta p_{k,t-1} - 0,014 \Delta e_{t-1} \\
 & (0,001)^* \quad (0,032) \quad (0,022) \quad (0,005) \\
 & + 0,03 y_{t-1}^d + 0,958 \Delta \pi_t^* - 0,844 \Delta U_{r,t} + 0,090 \Delta w_t \\
 & (0,028)^{***} \quad (0,018) \quad (0,397)^* \quad (0,028) \\
 & - 0,199 R_{n,t-1} - 0,199 (\Delta_2 R_{l,t} \times D_{2009(1)}) + 0,231 \Delta (R_s - R_l)_{t-1} \\
 & (0,053) \quad (0,053) \quad (0,030) \\
 & + 0,021 R_{k,t}^{exp} + 0,017 I_{2009(1)} \\
 & (0,006) \quad (0,002)
 \end{aligned}$$

$$T = 63 [1998(4)-2014(2)]$$

$$R^2 = 0,989$$

$$\hat{\sigma} = 0,16\%$$

$$\log\text{-likelihood} = 323,7$$

$$dw = 2,03$$

$$\chi_{nd}^2(2) = 3,782 [0,1509]$$

$$F_{ar}(4,45) = 1,8845$$

$$F_{arch}(4,55) = 0,165$$

$$F_{het}(24,37) = 1,0073$$

$$F_{Reset23}(2,47) = 0,1702$$

$$[0,1296]$$

$$[0,9552]$$

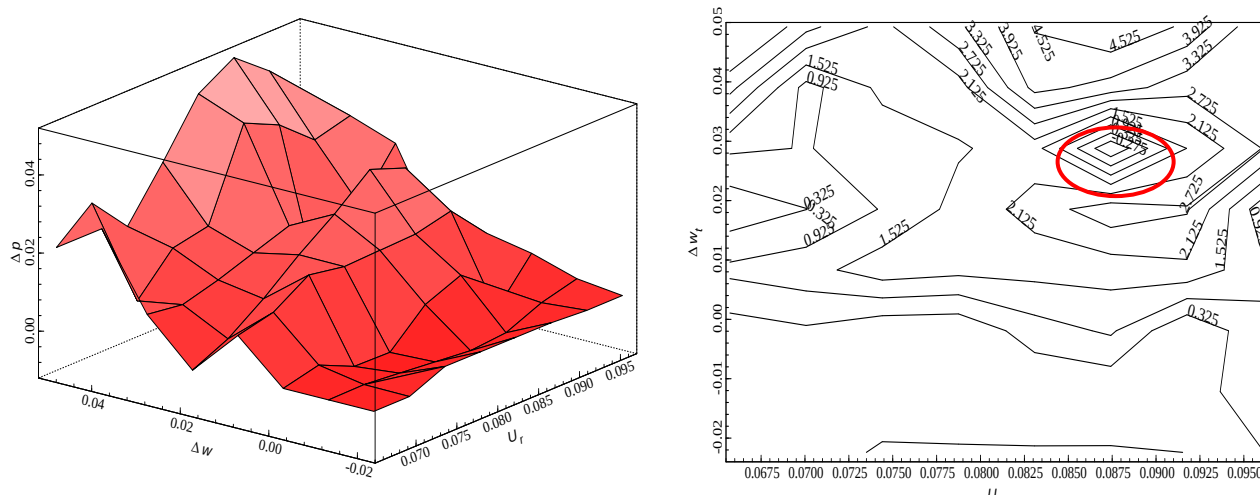
$$[0,4817]$$

$$[0,8440]$$

A modell eredménye alapján egy minimális – 0,2%-os - autonóm inflációs értéket detektáltunk a magyar piacon. Az árváltozásra az egységnyi munkaköltség emelkedése, a tőke árindexének egy negyedévvél korábbi változása valamint az európai uniós árkonvergencia volt többek között hatással. Ebből gazdaságpolitikailag főként a munkát terhelő adók hatása lehet kiemelendő, valamint az európai monetáris unió (kedvező(?))

árcsökkenő hatása. A reálszféra kihasználatlan kapacitásainak enyhe infláció gerjesztő hatása van, azonban ez a hatás érdemileg elhanyagolható. A profitráta változása és a munkanélküliségi ráta ellentétesen hatott, míg a bérek változását szignifikánsnak találtuk az infláció változásánál. A monetáris politika kamatsatornákon keresztül hatással lehet az infláció alakulására. Fontos, hogy az alapkamat csökkentésének különböző hatásai fordulhatnak elő. Amennyiben az egész hozamgörbe ($R_s \sim R_n$ és R_l) csökken változatlan meredekség mellett ($R_s - R_l$), akkor az infláció sikeresen csökkenthető, ha a rövid hozamok csökkenését a hosszú hozamok változása ellensúlyozni tudja. (ezt a legutóbbi időszakokban tapasztalhattuk). Amennyiben az alapkamat csökkentése alacsony rövid kamatokat eredményez, de a hosszú kamatok változatlanok, akkor a hozamgörbe meredeksége megnő, amelynek drasztikus infláció növelő hatása van. A monetáris politika legeredményesebb, a modell alapján akkor lehet, ha a hosszú oldali hozamokat sikerül csökkenteni a rövid oldali hozamok változatlansága mellett. Végül a hozamgörbe középtávú púposága enyhén növeli inflációt az adott periódusban. Összességében érdekes kérdés, a hosszú hozamok változásának és a monetáris politika hozamgörbére vett hatása az infláció alakulásának kontrollálásakor. Amennyiben a hozamokra a jegybank nem csak rövid oldalon képes hatással lenni, akkor az inflációra való törekvése hihető.

Végül az infláció – bérváltozás – munkapiac kapcsolatához visszatérve, az infláció oldaláról hasonlóan érdekes mintázatot vehetünk észre. A következő ábra a három tényező egymásra hatását mutatja be.



18. Ábra: Infláció – bérváltozás – munkanélküliségi ráta
(jobb oldalon infláció %-os értékei)

Forrás: Saját eredmény

A bérek alakulásának oldaláról kezdve, amennyiben a munkavállalóknak magas bérnövekményt sikerült elérniük, akkor ennek lehet inflációnövelő hatása. Ennek az intenzitása nagyban függhet a munkapiac állapotától. Relatív alacsony munkanélküliségi ráta mellett ez jóval alacsonyabb inflációt eredményez. Érdekes módon a 2012(1)-14(2) közötti időszakban - az amúgy sem teljesen „sima” összefüggések között – lyuk támadt: a bérek $\approx 3\%$ -os növekedése és 9%-os munkanélküliségi ráta mellett csökkenni kezdett az infláció – (18.b ábra). Ennek okán jogosan felmerülhet fel, hogy az elmúlt időszakban a bértváltozás hatása az inflációra mennyire volt marginális.

A tanulmány kereteit meghaladja, azonban lehetséges további kutatási irány lehetne a bérek és infláció együttes modellezése, hiszen a körkörös érvelés így elkerülhető. Rövid távú hatások esetében VAR modellt, hosszú távon pedig vektor egyensúly korrekciós modellek (VEqCM) segítségével. Jól specifikált modell-rendszerek felállításához azonban mind további ökonometriai²⁹, mind elméleti³⁰ kutatásokat kell végezni.

Visszatekintve a rekurzív paramétereket bemutató 17. ábrára, bár az „átnézhetünk-e az alagúton” kritériumnak mindegyik paraméterillesztési idősor megfelel, némi tendenciák felsejlenek. A modell alapján ismeretet nyerhettünk az infláció alakulásáról (főként, hogy *mi nem okozza* ~ Granger féle nem-kauszalítás), azonban az itt felhasznált idősor alapján szükséges a további adatok időbeli korrobálása a tényezők valódi hatásának kimutatásához.

²⁹ VAR modellek esetében az egyéni egyenletek modellszelekciós módszertana még (tudomásom szerint) fejletlen (lásd pl: Doornik & Hendry, 2013, 9. fejezet).

³⁰ Például a kibővített Taylor szabály szerepe Magyarországon - (Regős, 2013)

5 ÖSSZEFOGLALÁS

A dolgozat a magyarországi pénzkereslet, bérek és infláció alakulását és kapcsolatát vizsgálta, egy termelés oldal alapú makromodell segítségével.

A tanulmány az első fejezetben bemutatta az ökonometriai elemzési háttérrel és módszertanát, amely az 1995-2014 között Magyarországon végbemenő törések és beavatkozások detektálását, valamint a hosszú távú folyamatok modellezését is képes kezelni. A Hendry féle „általánostól specifikusig” tartó modellezési módszertan segítségével kapott egybevágó modellek felhasználásával elválasztottuk a vizsgálat szempontjából szignifikáns változókat azoktól a folyamatoktól, amelyektől a modellezés során információ veszteség nélkül eltekinthetünk.

A második fejezetben ismertettük a felhasznált adatokat. Az MNB és az Eurostat adatok mellett, a magyar állampapírok hozamgörbéjének megfelelő bevonása, kulcsfontosságúnak bizonyult. Felhasználva Reguly (2014) hozamgörbe illesztési módszereiből előállított hozamgörbét leíró paramétereket, a pénzkereslet, a bérek és az infláció jobb modelljeit tudtuk felállítani.

A harmadik fejezet bemutatta a felállított termelési oldalból kiinduló makro-modellt. A modellezés során négy kiindulási folyamatot vizsgáltunk meg, amelyeknek dinamikáját és az egyensúly(ok)ból való eltéréseit a későbbiekben felhasználtuk. A termelési függvény megalkotásával proxyt tudtunk képezni a felesleges kapacitások idősorára. A termelési tényezők költségeinek becslésével a profitráta alakulását írtuk le. Az államadósság vizsgálata során két adósságpályát sikerült megkülönböztetni, egy 1995-2006 közöttit és egy 2006 utánit. Az adósságpályák statisztikai azonosítása után az adósság és a deficit finanszírozhatóságára kaptunk változót. A külföldi, európai árszínvonal jól megfogható, kointegráló kapcsolatban van a magyarral. A 2000-es évek során a konvergencia gyorsnak mondható, míg 2009-től lassulást figyelhetünk meg. A pénzpiacon a pénzforgási sebesség és pénztartás költségei között hasonló – kointegráló - kapcsolatot sikerült felfedni. A felállított modell segítségével a magyar gazdaságban lévő fölösleges pénzmennyiség alakulására állítottunk elő idősoros változókat. Az így elkészített dinamikát illetve egyensúlytalanságot leíró változók felhasználásával, neo-keynesi szemlélettel végeztük el a pénzkereslet, a bérek és az infláció alakulásának modellezését.

A negyedik fejezet a pénzkereslet, a bérek és infláció mozgásának kapcsolatait és magyarázó változóit azonosította be.

Először megvizsgáltuk e három változó egymásra vett (szuper) exogenitását, amely rámutatott arra, hogy míg a nominális pénzkereslet, nem hozható közvetlen összefüggésbe a bérek és az infláció alakulásával, addig a bérek és az infláció egymással szignifikáns interakcióban állnak.

Második lépésben elkészítettünk a pénzkereslet és a bérek alakulását magyarázó modelleket. A modellek megmutatták, hogy a pénzkereslet alakulásában sem az infláció sem a bérek alakulása nem játszik szignifikáns szerepet. Fontos hatása van viszont az árfolyamnak, kamatmozgásoknak, korábbi pénzkeresletnek és reálszféra alakulásának a pénzkereslet fluktuációjában. A bérek alakulásánál a szakirodalomban meglévő munkanélküliség és infláció közötti (nem-lineáris) kapcsolatokat vizsgáltuk meg. Magyarországon az ár-bér spirál hatását szignifikánsnak találtuk. Továbbá beazonosítottunk egy új nem-lineáris kapcsolatot a munkanélküliségi ráta alakulása és a bérek változása között.

Harmadik lépésben, a kapott modelleken megvizsgáltuk a Lucas kritikát, amelyet mind két esetben elvethettünk. Végül megalkottuk az utolsó modellt, amely megfelelően magas magyarázó erővel bír az infláció magyarázatára és az ökonometriai kritériumoknak is megfelel. A modell segítségével azonosítottuk a fő hatásokat, amelyek a válságon átívelve is szignifikánsak maradtak az infláció magyarázatakor. A modell megerősíti, hogy a monetáris politika akkor hihető, ha a központi bank mind a rövid, mind a hosszú oldali hozamokat egyszerre befolyásolni tudja. Ellenkező esetben az ellentétes hatások kiolthatják egymást. Az infláció modellezése során végig szignifikáns hatásként jelent meg a bérek alakulása, amely nem oldja meg a körkörös érvelés problémáját a bérek és infláció magyarázatakor és felveti egy további együttes vizsgálat szükségességét.

Összességében sikerült a pénzkereslet, bérek és infláció alakulására és kapcsolataira egy termelési oldal alapú makro-modellt felállítani, amely a gazdaság vizsgált vetületeit magyarázni képes.

6 IDÉZETT FORRÁSMUNKÁK

- Ábel, I., & Kóbor, Á. (2011). Növekedés, deficit és adósság - fenntartható keretben. *Közgazdasági Szemle, LVII. évf., június* , 511-528.
- Akaike, H. (1973). Information theory and an extension of the maximum likelihood principle. In B. N. Petrov, & F. Csaki, *Second International Symposium on Information Theory* (pp. 267-281). Budapest: Akadémia Kiadó.
- Banerjee, A., Dolado, J. J., Galbraith, J. W., & Hendry, D. F. (1993). *Co-integration, error correction, and the econometric analysis of non-stationary data*. Oxford: Oxford University Press.
- Bardsen, G., Fisher, P. G., & Nymoen, R. (1998). Business cycles: Real facts or fallacies? In S. Strom, *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium* (old.: 299-527). Cambridge: Cambridge University Press.
- Benk, S., Jakab, Z. M., & Vadas, G. (2005). Potential Output Estimations for Hungary: A survey on different approaches. *MNB Occasional Papers 43* , 1-48.
- Castle, J. L., & Hendry, D. F. (2010). A low-dimension portmanteau test for non-linearity. *Journal of Econometrics*, 158 , 231-245.
- Castle, J. L., & Hendry, D. F. (2014). Semi-automatic non-linear model selection . In N. Haldrup, M. Meitz, & P. Saikkonen, *Essays in Nonlinear Time Series Econometrics*. Oxford: Oxford University Press.
- Castle, J. L., & Hendry, D. F. (2009). The long-run determinants of UK wages, 1860-2004. *Journal of Macroeconomics* 31 , 5-28.
- Castle, J. L., Doornik, J. A., & Hendry, D. F. (2011). Evaluating Model Selection. *Journal of Time Series Econometrics*, 3(1) .
- Castle, J. L., Doornik, J. A., & Hendry, D. F. (2012). Model selection when there are multiple breaks. *Journal of Econometrics*, 169 , 239-246.
- Chow, G. C. (1960). Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions. *Econometrica*, 28 , 591-605.
- Dedák, I. (2012). Adósságválság, tőkeáttétel és adósságdinamika. *Közgazdasági Szemle, LIX. évf., július-augusztus* , 749-780.
- Doornik, J. A. (2009). Autometrics. In J. L. Castle, & N. Shepard, *The Methodology and Practice of Econometrics* (pp. 88-121). Oxford: Oxford University Press.

- Doornik, J. A. (2008). Encompassing and Automatic Model Selection. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 70 , 915-925.
- Doornik, J. A., & Hansen, H. (1994). A practical test for univariate and multivariate normality. *Discussion Paper, Nuffield College* .
- Doornik, J. A., & Hendry, D. F. (2013a). *Empirical Econometric Modelling - PcGive 14: Vol. I*. London: Timberlake Consultants Ltd.
- Doornik, J. A., & Hendry, D. F. (2013b). *Modelling Dynamic Systems, PcGive 14 Volume 2*. London: Timberlake Consultants Ltd.
- Doornik, J. A., Hendry, D. F., & Pretis, F. (2013). Step-Indicator Saturation. *Department of Economics Discussion Paper* , 1-25.
- Durbin, J., & Koopman, S. (2012). *Time Series Analysis by State Space Methods*. Oxford: Oxford University Press.
- Durbin, J., & Watson, G. S. (1950). Testing for serial correlation in least squares regression I. *Biometrika*, 37 , 409-428.
- Durbin, J., & Watson, G. S. (1951). Testing for serial correlation in least squares regression II. *Biometrika*, 38 , 159-178.
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity, with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, 50 , 533-572.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica* 55 , 521-276.
- Engle, R. F., Hendry, D. F., & Richard, J. F. (1983). Exogeneity. *Econometrica*, 51 , 277-304.
- Ericson, E. R., Hendry, D. F., & Prestwich, K. (1998). The demand for broad money in the United Kingdom, 1878-1993. *Scandinavian Journal of Economics*, 100 , 289-324.
- Ericsson, N. R. (1992). Cointegration, exogeneity and policy analysis. *Journal of Policy Modeling*, 14 , 251-280.
- Fama, E. F. (1981). Stock Returns, Real Activity, Inflation and Money. *The American Economic Review* , 545-565.
- Fischer, S. (1977). Long-Term Contracts, Rational Expectations, and the Optimal Money Supply Rule. *Journal of Political Economy* , 191-205.
- Gereben, Á. (1999). A bankközi forintpiac Magyarországon (az 1998 szeptember és 1999 márciusa közötti időszak néhány tanulsága). *MNB műhelytanulmányok*, 20 , 1-52.

- Godfrey, L. G. (1978). Testing for higher order serial correlation in regression equations when the regressors include lagged dependent variables. *Econometrica* , 1303-1313.
- Goodwin, R. M. (1965). A Growth Cycle. *First World Congress of the Econometric Society* , 54-58(?).
- Granger, C. W. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*, Vol. 37, No. 3 , 424-438.
- Hamilton, J. D. (1988). A Neoclassical Model of Unemployment and Business Cycle. *Journal of Political Economy* , 593-617.
- Hannan, E. J., & Quinn, B. G. (1979). The determination of the order of an autoregression. *Journal of the Royal Statistical Society, B*, 41 , 190-195.
- Harvey, A. C. (1990). *The Econometric Analysis of Time Series*. Cambridge: The MIT Press.
- Hedry, D. F., & Johansen, S. (2014). Model discovery and Trygve Haavelmo's legacy. *Econometric Theory* , 1-22.
- Hendry, D. F. (1995). *Dynamic Econometrics*. Oxford: Oxford University Press.
- Hendry, D. F. (1987). Econometric methodology: A personal perspective. In T. F. Bewley, *Advances in Econometrics* (pp. 29-48). Cambridge: Cambridge University Press.
- Hendry, D. F. (2014). *Model Evaluation and Theory of Reduction*. Econometrics Summer School 2014 - Econometric Modelling, Aix-en-Provence, Franciaország.
- Hendry, D. F. (2001). Modelling UK inflation 1875-1991. *Journal of Applied Econometrics* 16 , 255-275.
- Hendry, D. F. (2009). The methodology of empirical econometric modelling: Applied econometrics through the looking-glass. In T. C. Mills, & K. D. Patterson, *Palgrave Handbook of Econometrics* (pp. 3-67). Basingstoke: Palgrave MacMillan.
- Hendry, D. F., & Doornik, J. A. (2014). *Empirical Model Discovery and Theory Evaluation*. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press.
- Hendry, D. F., & Nielsen, B. (2007). *Econometric Modelling*. Princeton and Oxford: Princeton University Press.
- Hendry, D. F., & Santos, C. (2010). An Automatic Test of Super Exogeneity. In M. W. Watson, T. Bollerslev, & J. Russel, *Volatility and Time Series Econometrics* (pp. 164-193). Oxford: Oxford University Press.
- Johansen, S. (1995). *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford: Oxford University Press.

- Johansen, S., & Nielsen, B. (2009). An Analysis of the indicator saturation estimator as a robust regression estimator. In J. L. Castle, & N. Shepard, *The Methodology and Practice of Econometrics* (pp. 1-36). Oxford: Oxford University Press.
- Keynes, J. M. (1936). *The General Theory of Employment, Interest and Money*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Koopman, J., Harvey, A. C., Doornik, J. A., & Shephard, N. (2009). *STAMP 8.2: Structural Time Series Analyser, Modeller and Predictor*. London: Timberlake Consultants Press.
- Krugman, P., & Obstfeld, M. (2003). *Nemzetközi Gazdaságtan: Elmélet és Gazdaságpolitika*. Budapest: Panem.
- Lucas, R. E. (1976). Econometric policy evaluation: A critique. In K. Bruner, & A. Meltzer, *The Phillips Curve and Labor Markets, vol 1 of Carnegie-Rochester Conferences on Public Policy* (old.: 19-46). Amsterdam: North-Holland.
- Mankiw, N. G. (2005). *Makroökönómia*. Budapest: Osiris Kiadó.
- Mankiw, N. G., & Romer, D. (1991). *New Keynesian Economics, Vol. 1 : Imperfect Competition and Sticky Prices*. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press.
- Mortensen, D. T. (1994). Job creation and job destruction in the Theory of Unemployment. *Review of Economic Studies* , 397-415.
- Morvay, E. (2012). Munkapiac keresési surlódásokkal. *özgazdasági Szemle, LIX. évf., február* , 139-163.
- Neményi, J., & Oblath, G. (2012. június, LIX. évf.). Az euró bevezetésének újragondolása. *Közgazdasági Szemle* , 569-684.
- Nielsen, B. (2009). Comment on 'the long-run determinants of UK wages 1860-2004'. *Jouranl of Macroeconomics* , 29-34.
- Osborn, D. R., Sensier, M., & Simpson, P. W. (2001). Forecasting and the UK Business Cycle. In D. F. Hendry, & N. R. Ericsson, *Understanding Economic Forecasts* (pp. 104-123). Cambridge, Massachusetts: The MIT Press.
- Pelényi, G. (2012). A monetáris politika hatása a magyar gazdaságra - Elemzés strukturális, dinamikus faktormodellel. *Közgazdasági szemle, LIX. évf., március* , 263-284.
- Phillips, A. W. (1958). The relation between unemployment and the rate of change of money wage wgae rates in the United Kingdom, 1861-1957. *Economica* , 283-299.
- Ramsey, J. B. (1969). Test for specification errors in classical linear least squares regression analysis. *Journal of the Royal Statistical Society B*, 31 , 350-371.

- Regős, G. (2013). Kockázattal kiegészített Taylor -szabály becslése Magyarországon. *Közgazdasági Szemle, LX. évf, június* , 670-702.
- Reguly, Á. (2014). Kockázatmentes hozam? A magyar zéró-kupon hozamgörbe illesztése és elemzése. *TDK dolgozat* .
- Romer, D. (2006). *Advanced Macroeconomics*. New York: The McGraw-Hill.
- Sargan, J. D. (1980). A model of wage-price inflation. *Review of Economic Studies* , 979-1012.
- Sargan, J. D. (1964). Wages and prices in the United Kingdom: A study in econometric methodology (with discussion). In P. E. Hart, G. Mills, & J. K. Whitaker, *Econometric Analysis for National Economic Planning of Colston Papers, vol. 16* (pp. 25-63). London: Butterworths Company.
- Sargent, T. J., & Wallace, N. (1975). "Rational" Expectations, the Optimal Monetary Instruments, and the Optimal Money Supply. *Journal of Political Economy* , 241-254.
- Schwarz, G. (1978). Estimating the dimension of a model. *Annals of Statistics*, 6 , 461-464.
- Varga, J. (2013). A közalkalmazotti béremelések hatása a tanárok pályaelhagyási döntéseire. *Közgazdasági Szemle, LX. évf., május* , 579-600.
- White, E. (1980). A heteroscedastic-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroscedasticity. *Econometrica*, 48 , 817-838.
- Yun, T. (1994). Nominal price rigidity, money supply endogeneity and business cycles. *Journal of Monetary Economics* , 345-370.

7 FÜGGELÉK

A, FELHASZNÁLT ADATOK DEFINÍCIÓJA

<i>Változó</i>	<i>Leírás</i>	<i>Rendelkezésre álló adatsor</i>	
Y_t	= reál GDP, mrd Ft, 2005-ös árak	1995(1)-2014(2)	[1]
P_t	= GDP árindexe, 2005=1	1995(1)-2014(2)	[1]
M_t	= Tágon értelmezett pénzmennyiség, mrd Ft (M3)	1998(1)-2014(2)	[2]
M_t^0	= Monetáris bázis, mrd Ft, (M0)	1998(2)-2014(2)	[2]
N_t	= Államháztartás konszolidált adóssága, mrd Ft	1995(1)-2014(2)	[1]
$U_{r,t}$	= Munkanélküliségi ráta	1995(1)-2014(2)	[1]
$WPop_t$	= Aktív népesség, ezer fő	1995(1) - 2014(2)	[1]
L_t	= Foglalkoztatottak száma, ezer fő	1995(1)-2014(2)	[1]
K_t	= reál működtetőke, 2005-ös árak	1995(1)-2014(2)	[1]
$P_{k,t}$	= működtetőke árindexe 2005=1	1995(1)-2014(2)	[1]
W_t^*	= Havi bruttó átlagos bérek, Forint	1995(1)-2014(2)	[3]
		1999(1)-2014(2)	
H_t	= Átlagos heti munkaórák száma	1998(1)-(4) között éves adatokat lineárisan interpoláltuk	[3]
$W_t = W_t^*/H_t$	= Átlagos heti bruttó bérek, Forint	1998(1)-2014(2)	
$P_{CPI,t}$	= Fogyasztói árindex, 2005=1	1995(1)-2014(2)	[1]
$R_{l,t}$	= Hosszú lejáratú hozamok	1996(4)-2014(2)	[4]
$R_{s,t}$	= Rövid lejáratú hozamok	1996(4)-2014(2)	[4]
$R_{k,t}^{exp}$	= Hozamgörbe púpossága	1996(4)-2014(2)	[4]
$P_{Ft/€}$	= Ft/Euró nominális átlag árfolyam	1995(1)-2014(2)	[1]
P_{EU27}	= 27 országot magába foglaló súlyozott árindex, 2005=1	1995(1)-2014(2)	[3]
Δx_t	= $x_t - x_{t-1}$		
$\Delta^2 x_t$	= $\Delta x_t - \Delta x_{t-1}$		
$\Delta_2 x_t$	= $x_t - x_{t-2}$		

Források: [1] Magyar Nemzeti Bank: modell adatbázis³¹ [2] MNB Fő makrogazdasági statisztika³², az itt található havi adatok átlagát vettük [3] Eurostat adatbázis, szezonálisan kiigazított adatok [4] Hozamgörbe illesztéséből kapott Nelson-Siegel paraméterek értékei (Levenberg-Marquardt módszerrel) - Reguly (2014). $R_{k,t}^{exp}$ -t a púposságot jelző paraméter és a púposság helyét adó paraméter szorzataként állítottuk elő. 1997-2000 között nem álltak rendelkezésre az állampapírok árjegyzései, így a meglévő zéró-kupon hozamokra illesztettük a nem-lineáris Nelson-Siegel modellt.³³

³¹ http://www.mnb.hu/Root/Dokumentumtar/MNB/Kiadvanyok/mnbhu_inflacio_hu/mnbhu-inflacio-hu-20140925/Modell_adatbazis_2014_09_VALUES.xls - Utoljára letöltve: 2014.12.02.

³² http://www.mnb.hu/Root/Dokumentumtar/MNB/Statisztika/mnbhu_kerdesek_valaszok/mnbhu_stat_forum_valaszok/mnbhu_hitelintezetek_osszevont_merlegenek_alakulas/0708_monstatpubl_hu.xls - Utoljára letöltve: 2014.12.02.

³³ Az adatok elkérhetőek a szerzőtől.

B, SOLOWI TERMELESFÜGGVÉNY ÉS FELHASZNÁLATLAN KAPACITÁSOK

Adott a solowi aggregált termelési függvény:

$$Y = A L^{1-\alpha} K^{\alpha}$$

Logartimizálva ($x=\ln(x)$) kapjuk a következő összefüggést:

$$y = a + (1 - \alpha) l + \alpha k = a + l - \alpha l + \alpha k$$

Elvégezve az átalakításokat:

$$y - l = a + \alpha(k - l)$$

A munkaerő (L) mérésére több adatsorunk áll. A termelési függvényben a potenciális kibcsájtást - a munkanélküliségtől mentes értéket - áll szándékunkban mérni a tőkét az munkaképes népességre ($wPop$) vetítjük:

$$y - l = a + \alpha(k - wPop)$$

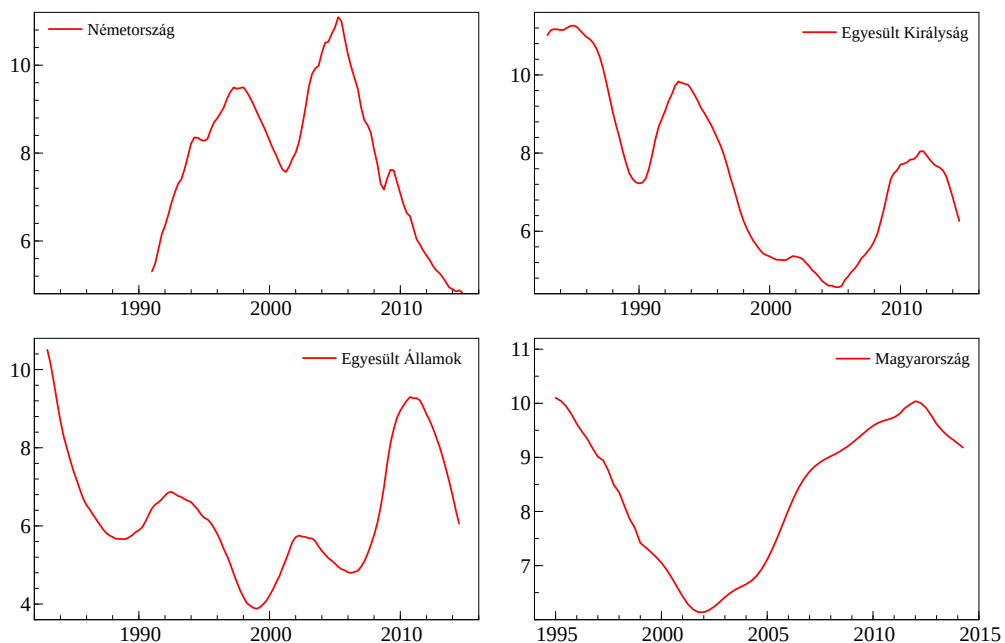
Továbbá a "technikai haladás" komponensét ($A - a$) két komponensre bonthatjuk, egy konstans (μ) és egy trend (t) részre.

$$y - l = \mu + \beta t + \alpha(k - wPop)$$

A kapott összefüggés paramétereit a megfelelő ökonometriai módszerrel számíthatjuk.

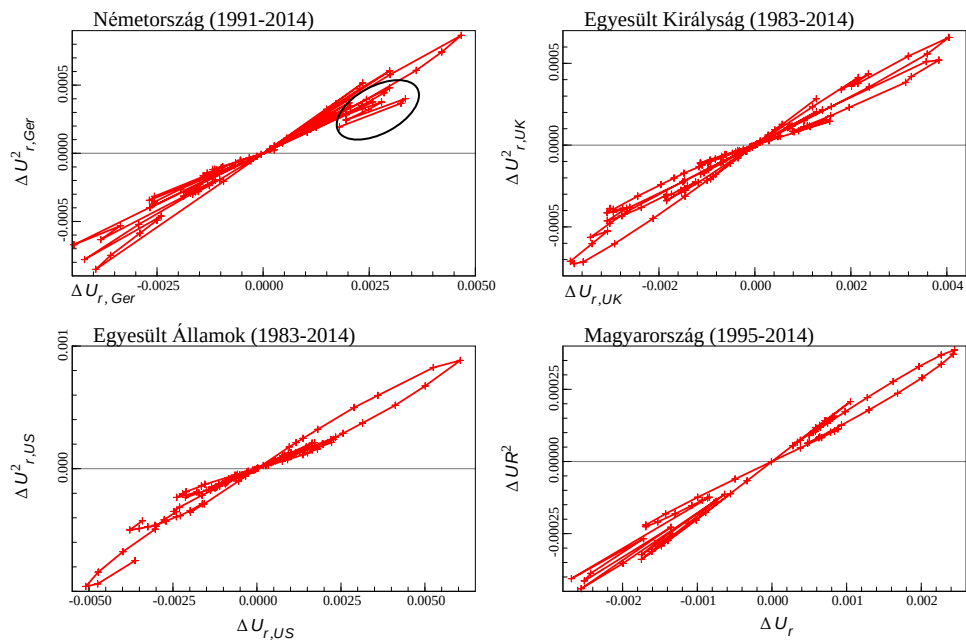
C, MUNKANÉLKÜLISÉGI RÁTA DINAMIKÁJA - CIKLUSOK NEMZETKÖZI ÖSSZEHAISONLÍTÁSA

A munkanélküliségi rátákat az Eurostat adatbázisából töltöttük le, Németországban 1990-től, UK, USA esetében 1983-tól állnak rendelkezésre az adatok (az eredeti havi adatokat negyedévre átlagoltuk). A munkanélküliségi adatokon állapotter modell segítségével eltávolítottuk a sztochasztikusan változó ciklikusságot és mérési zajt és a megmaradt sztochasztikusan változó szinteket vizsgáltuk (Koopman, Harvey, Doornik & Shephard (2009), Durbin & Koopman (2012)). A kapott értékek hasonlóan az exponenciális simítás módszertanával kapott értékekhez.



Simított munkanélküliségi ráta alakulása a különböző országokban

Az így kapott értékeket hasonlóan a magyar adatokhoz transzformáltuk és az így kapott összefüggéseket mutatja be a lenti ábra.



Az összefüggések hasonló lefolyást követnek. Németországban 1995-ben a munkanélküliség felfutásával egy anomália látható, amely az 1995-ben bevezetett migrációs törvény hatása, valamint a 2008-2009-es válság átmenetileg megtörte a munkanélküliség csökkenő trendjét.

D, ANNOTÁCIÓ

A dolgozat a magyar pénzkereslet, béralakulást és inflációt modellezi 1995-2014 között. A Hendry féle ökonometriai módszertant felhasználva, a töréseket és egyedi intézkedések hatásait sikeresen detektáltuk, amely lehetőséget adott arra, hogy a 2008-2009-es globális válságon és 2011-12-es európai válságon is átívelő, változatlan és szignifikáns hatásokat azonosítsunk. A pénzkereslet, béralakulás és infláció neo-keynesi szemléletű modellezéséhez felállítottunk egy termelés oldalú makromodellt, amely négy vizsgált szegmensében kialakuló dinamika és egyensúlytalanság begyűrűzik a vizsgálni kívánt változók folyamataiba. A pénzkereslet, béralakulás és infláció közötti kapcsolatokat szuper exogenitással vizsgálatuk, majd felállítottuk a marginalizált modelleket. Az eredmények több következtetésre is engednek e három változó alakulásáról a makromodellen belül. A pénzkereslet esetében a reálszféra a pénzpiac és a külföldi hatások játszanak kiemelkedő szerepet. A bérek alakulásában nem-lineárisan az infláció és a munkapiac valamint a reálszféra jelenik meg, míg az infláció magyarázatakor a pénzpiac, munkapiac, külföld és reálszféra is szignifikáns szerepet játszott.

The thesis examines the Hungarian money supply, the wages and the inflation between 1995-2014. Based on Hendry's econometric methodology, we detect breaks and individual policy changes that allows us to identify significant and constant parameters through the 2008-2009 financial crisis and 2011-2012 European debt crisis. Modeling the money supply, the wages and the inflation through a neo-keynesian approach, a production based macro model has been created, that examines four segments of the Hungarian economy. The dynamical characteristics and constantly changing disequilibrium of these markets have a vital role in understanding the examined variables. We test the super exogeneity between the money supply, wages and inflation, and then establish the marginalized models. The results allow us to conclude essential connections inside the macro model. The money supply is influenced by the aggregate supply, the financial markets and foreign effects. The wages are dependent on inflation and labor market in a non-linear way and aggregate supply. Finally the inflation can be explained by changes in interest rates, labor market, foreign effect and aggregate supply. Overall, several aspects are revealed and discussed here in details of the Hungarian money supply, price-wage spiral and inflation.