



**Általános és Kvantitatív Közgazdaságtan
Doktori Iskola**

TÉZISGYŰJTEMÉNY

Varga Balázs

Elemzések időben változó paraméterű modellekkel

című Ph.D. értekezéséhez

Témavezető:

Darvas Zsolt, Ph.D.

tudományos főmunkatárs

Budapest, 2015

Matematikai Közgazdaságtan és Gazdaságelemzés Tanszék

TÉZISGYŰJTEMÉNY

Varga Balázs

Elemzések időben változó paraméterű modellekkel

című Ph.D. értekezéséhez

Témavezető:

Darvas Zsolt, Ph.D.

tudományos főmunkatárs

© Varga Balázs

Tartalomjegyzék

Tartalomjegyzék.....	3
Összegzés	4
I. Időben változó paraméterű ökonometriai modellek.....	6
I.1 Motiváció.....	6
I.2 Alkalmazott módszerek	6
I.3 Eredmények.....	8
II. Az inflációs perzisztencia alakulása Közép- és Kelet-Európában.....	10
II.1 Motiváció	10
II.2 Alkalmazott módszerek.....	10
II.3 Eredmények	12
III. A munkanélküliség természetes rátájának időben változó becslése Közép-Európában.....	13
III.1 Motiváció.....	13
III.2 Alkalmazott módszerek	13
III.3 Eredmények	15
IV. Méri-e a tőkepiacok nyitottságát a beruházás és megtakarítás időben változó kapcsolata?	16
IV.1 Motiváció.....	16
IV.2 Alkalmazott módszerek	16
IV.3 Eredmények.....	18
Főbb hivatkozások.....	19
Saját publikációk a témakörben	22

Összegzés

Az értekezés négy önálló tanulmányból áll négy fő fejezetben, amelyek témáját összeköti az időben változó paraméterű ökonometriai modellek alkalmazása. Elsőként áttekintést adunk az időben változó paraméterű regressziók lehetséges becslési módszereiről, a következő három fejezetben pedig a módszerek különböző makroökonómiai alkalmazásait mutatjuk be.

Az első fejezet a *Varga* [2011] tanulmány szerkesztett és kibővített változata. Ebben bevezetést nyújtunk az időben változó együtthatójú lineáris ökonometriai modellek megoldási módozataiba és elemezzük ökonometriai képességeiket. Elsőként az állapot-tér modellkeretben működő Kalman-szűrőt és a hozzá szorosan kapcsolódó (ám kevésbé ismert) rugalmas legkisebb négyzetek módszerét ismertetjük, majd az alternatívaként használható Markov-típusú rezsimváltó modell kerül bemutatásra. A két modellesalád képességeit és a közönséges legkisebb négyzetek módszeréhez való viszonyát szimulációkkal illusztráljuk.

A második fejezet *Darvas* és *Varga* [2014] tanulmányának magyarra fordított és szerkesztett változata. Időben változó paraméterű autoregressziós modellekkel vizsgáljuk 12 közép- és kelet-európai ország inflációs perzisztenciájának alakulását, összevetve azokat az Egyesült Államok és az euróövezet adatsoraival. Az inflációs perzisztencia jellemzően magasabb, amikor az infláció is magas, értéke az USA-ban és az euróövezetben az olajárrobbanások óta trendszerűen csökkent. A kelet- és közép-európai országok nagy többségében a perzisztencia csökkenése figyelhető meg az 1995-2012-ig terjedő mintaidőszak alatt; a kivételt ez alól Csehország, Szlovákia és Szlovénia jelenti, ahol a perzisztencia meglehetősen stabilnak tűnik. Eredményeink jelentőséggel bírnak a monetáris politika vitele és az euróövezetbe való csatlakozás szempontjából is. Vizsgálatunk azt is alátámasztja, hogy egy autoregresszió OLS becslése jellemzően felfelé torzított a paraméter időbeli átlagához képest, amennyiben a paraméterek időben változnak.

A harmadik fejezet a *Varga* [2013] műhelytanulmány magyarra fordított és erősen módosított változata. A fejezet rövid távú Phillips-görbe kapcsolatokat becsül a 90-es évek közepétől 2012-ig terjedő mintán négy közép-európai országra: Csehországra, Magyarországra, Lengyelországra és Szlovákiára. A becsléshez *Gordon* [1997, 1998] eredeti "háromszög" modelljét használjuk, ahol a munkanélküliség időben változó természetes rátáját (TV-

NAIRU) látens változó írja le, amely véletlen bolyongást követ, és az aktuális munkanélküliségi rátától vett eltérése (a munkanélküliségi rés) hat az infláció alakulására, további faktorokkal együtt. Az eredmények az infláció-munkanélküliség átváltás tekintetében megfelelnek a szakirodalomnak, bár Lengyelország és Szlovákia eredményei nem szignifikánsak. Csehország természetes rátája a minta teljes hosszán csökkenésben van, Magyarországon viszont folyamatos emelkedés tapasztalható. Az inflációs várakozások, mint magyarázó változó, szignifikánsnak bizonyulnak az inflációs egyenletben minden országnál, de erősen gyengítik a munkanélküliségi rés együttthatójának méretét és szignifikanciáját.

A negyedik fejezet, *Varga* [2014] alapján, a szakirodalomban jól ismert *Feldstein-Horioka* [1980] rejtély egy időben változó paraméterű megközelítését mutatja be. A nemzetközi tőkepiaci nyitottságnak, mint az egyes országok beruházása és megtakarítása közötti kapcsolat erősségének becsüljük ki különböző időben változó mértékeit a Kalman-szűrő segítségével egy 126 országból álló 51 éves panel adatbázison. Először megvizsgáljuk, hogy a beruházási és megtakarítási ráták kointegráltak-e, majd ennek megfelelően építünk egy új modellváltozatot a hamis regresszió elkerülésére. Ezután a modellek eredményeként adódó megtakarítás-visszatartási együtttható sorozatok alakulását figyeljük világ- és kontinens-szinten, végül két másik pénzügyi nyitottsági mutatóhoz mérjük azokat. Eredményeink alátámasztják a tőkemobilitás erőteljes növekedését az elmúlt 50 évben, és megerősítést nyer a külső nyitottsági mértékekkel való együttmozgás is.

A zárófejezetben röviden összefoglaljuk az értekezés eredményeit és további kutatási irányokat jelölünk ki. Az értekezésben ismertetett újdonságok röviden a következők. Az első fejezetben szereplő módszerek általánosak, de a szimuláció meglehetősen egyedi abban az értelemben, hogy nem csak a jól ismert Kalman-szűrőt és Markov rezsinváltó modellt hasonlítja össze, hanem a kevésbé ismert rugalmas legkisebb négyzetek módszerét is megvizsgálja. A második és harmadik fejezet már létező modelleket alkalmaz közép- és kelet-európai országok adataira, ezt tudomásunk szerint más még nem tette meg. A negyedik fejezet a megtakarítás-visszatartási együtttható időben változó becslését világszintű adatbázisra terjeszti ki és összegzi, miközben új, módosított modellváltozatot épít, majd az így kapott eredményeket a pénzügyi nyitottság más, létező mértékeihez hasonlítja.

I. Időben változó paraméterű ökonometriai modellek

I.1 Motiváció

A disszertáció kezdő fejezete kettős célt szolgál: bemutatni az időben változó becslések módszertanát, és szimulációkkal illusztrálni gyakorlati működésüket. Az első cél fontos, mert egyrészt így nyitófejezetként logikus felvezetést adunk a három későbbi alkalmazáshoz, másrészt pedig a magyar szakirodalomban komoly hiányt pótlunk az időben változó paraméterű módszerek bemutatásával. A második célhoz pedig megjegyezzük, hogy az gyakorlati illusztráció mellett a Kalman-szűrő és a kevésbé ismert rugalmas legkisebb négyzetek módszere közötti finom eltérések szimulációs vizsgálata nagyobb érdeklődésre is számot tarthat. Ez a rész tehát a nemzetközi szakirodalomnak is hozzáadott értéket jelent.

I.2 Alkalmazott módszerek

Granger [2008] egyik utolsó írásában bemutatja, hogy bármely nemlineáris idősor közelíthető időben változó együtthatójú lineáris modellel, és amellet érvel, hogy az időben változó paraméterű modellek nagy szerepet kaphatnak a jövő közgazdasági elemzéseiben, mivel könnyebben értelmezhetőek és jobban lehet velük többidőszakos előrejelzéseket készíteni. Az alapvető egyenlet, amellyel foglalkozunk, a standard időben változó együtthatójú lineáris regresszió:

$$y_t = \beta_t' x_t + \varepsilon_t,$$

ahol a β_t együtthatóvektor elemei változhatnak időben. Mindez egyszerűen kiegészíthető állapotter-modellé: tekintsünk a fentire megfigyelési egyenletként, és írjunk fel hozzá egy állapotegyenletet, amely a látens β_t változó dinamikáját írja le:

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \omega_t.$$

Ebben az esetben β_t eltolás nélküli véletlen bolyongást követ ω_t innovációkkal. A *Kalman* [1960] által bevezetett híres Kalman-szűrő olyan fokozatos frissítési mechanizmust keres a

látens változóra, amely két előfeltételt teljesít: (i) a becslés lineáris y_t -ben, és (ii) a becslés minimalizálja a megfigyelési hibák négyzetösszegét a teljes mintán. A szűrő feltételezi, hogy az összes paraméter ismert, de a futás után a látens folyamat becslésének *log-likelihood* értéke is kiadódik, amelyet később numerikusan optimalizálhatunk bármely paraméter becslésére.

A *Kalaba és Tesfatsion* [1988, 1989, 1990a] által bevezetett rugalmas legkisebb négyzetek módszere (*Flexible Least Squares*, FLS) éppen ugyanazt produkálja, mint a Kalman-szűrő – ahogyan ezt *Montana* és társai [2009] később bebizonyították, miközben alapvetően különböző elveken alapszik. Abban a szellemben, hogy a feladat egyáltalán ne függjön valószínűségi illetve eloszlási feltételektől, a szerzőpáros egyáltalán nem vezet be véletlen mennyiségeket a fenti állapotér-egyenletekbe, hanem egyszerűen egy előre definiált költségfüggvényt minimalizál:

$$C(\beta, \mu) = \sum_{t=1}^T (y_t - \beta_t' x_t)^2 + \mu \sum_{t=1}^{T-1} (\beta_{t+1} - \beta_t)' (\beta_{t+1} - \beta_t).$$

A kifejezésben a modell két egyenletéhez kapcsolódó kétféle eltérés négyzetösszegét látjuk összesúlyozva. Az első tag a β_t látens változóhoz társítható mérési költség (*measurement cost*), a második pedig dinamikus költség (*dynamic cost*). A $\mu > 0$ súlyparaméter állítható, és minden egyes értékére új és egyedi megoldást kapunk a feladatra. *Kalaba és Tesfatsion* értelmezésében tehát az FLS nem más, mint egy többszemponútú dinamikus optimalizáció, ahol a felhasználó a súlyparaméter segítségével adja meg preferenciáit a mérési és dinamikus költségfüggvény-komponenssel kapcsolatban. Optimális β_t sorozat esetén csak úgy tudunk bármely költségösszetevőn javítani, ha a másikon közben rontunk – mindez egy Pareto-értelemben vett hatékonysági korlátot (*residual efficiency frontier*) eredményez a két hibakomponens szerint, melyet akár ábrázolhatunk is a síkban.

A hosszas vita végére, hogy vajon az FLS különbözik-e a Kalman-szűrőtől, *Montana, Triantafyllopoulos és Tsagaris* [2009] tett pontot. Megmutatták ugyanis, hogy számításuk tekintetében a kettő tökéletesen megegyezik, és hogy a Kalman-szűrő optimalizáló algoritmusuk ekvivalens a következő kifejezés minimalizálásával:

$$\sum_{t=1}^T (y_t - \beta_t' x_t)^2 + \sum_{t=1}^{T-1} (\beta_{t+1} - \beta_t)' V_{\omega}^{-1} (\beta_{t+1} - \beta_t)$$

ahol V_ω az állapotegyenlet innovációinak kovariancia-mátrixa. Mindez teljesen azonos *Kalaba* és *Tesfatsion* fenti költségfüggvényével, amennyiben az állapotvektor kovariancia-mátrixára bevezetjük a

$$V_\omega = \mu^{-1}I_p$$

restrikciót. Mindez tehát jól mutatja a két módszer közötti valós különbséget: az FLS az állapotvektor varianciájának szerkezetét bekorlátozza, de mindkét módszer helyesen működik valószínűségi feltevések hiányában is.

Ha az állapotváltozónak véges sok felvehető értéket – más néven rezsimet – adunk, akkor a modellünket módosíthatjuk úgy, hogy a megfigyelési egyenletet megtartjuk, az állapotegyenletet pedig lecseréljük arra a feltevésre, hogy az állapotvektor Markov-láncot követ. Ez elvezet bennünket a jól ismert Markov rezsinváltó modellhez, amelyet a Kalman-szűrőhöz feltűnően hasonló módon oldhatunk meg. A Markov modell megoldása szintén részletezve van a fejezetben.

I.3 Eredmények

A fejezet második részében Monte Carlo szimuláció segítségével hasonlítjuk össze a Kalman-szűrőt, az FLS-t és a Markov rezsinváltó modellt. Mindhárom szűrő és simító módban is lefuttatjuk, és az FLS súlyparaméterénél háromféle értékkel kísérletezünk: az optimálissal, egy annál nagyobbval, és egy kisebbel. Alapesetben ötféle feltételezéssel élünk a valós β_t együtthatóvektorra vonatkozóan:

- Amikor β_t konstans a teljes mintában, mindhárom módszer jól eltalálja, már a Markov-becslés standard hibája láthatóan nagyobb. Ennek oka az, hogy egyetlen valós rezsim lévén a Markov modell itt félrespecifikációval szembesül.
- Amikor az együttható egyetlen töréssel rendelkezik a mintában, a Markov modell felülmúlja a többi, hiszen ehhez az esethez tervezték. A folytonos modellek is használható eredményt produkálnak, de persze ezek átsimítják a hirtelen változást.

- Ha az együttható folytonos módon változik, például lineáris vagy szinuszoid trendet követ, a folytonos modellek jobban működnek, a Markov modell ugyanis lépcsőzetes becslést produkál.
- Amikor β_t véletlen bolyongást követ, a Markov modell viselkedése nagyban függ az együttható konkrét pályájától, de ez az eset összességében is a Kalman-szűrőnek és az FLS-nek kedvez.

A szimuláció következő részében újabb eseteket vizsgálunk a fenti alapeseten kívül, és mindegyikben lefuttatjuk az együtthatóvektor ötféle alakulását.

- A modellben heteroszkedaszticitást szimulálunk. Mivel a Markov modell erősen függ eloszlási feltevésektől, ezért a legnagyobb romlást szenved el. A Kalman-szűrő mindenhol rosszabbul teljesít, de csak kevésbé és egyenletesen, az FLS romlásának mértéke pedig nagyon változékony.
- A hibatag normális eloszlását megváltoztatjuk. A folytonos modellek teljesítménye egyáltalán nem változik, a Markov modellt az erősen csúcsos eloszlást rontja némileg.
- A regresszióban hirtelen zavarás áll be egy másik változó formájában. A Markov modell egyáltalán nem reagál a diszkrét rezsim-becslései miatt, a folytonos modellek viszont rosszabbul működnek. Újra, a Kalman-szűrő egyenletesen kisebb teljesítményű az alapesetnél, az FLS pedig hol sokkal rosszabb, hol akár még jobb is.

Minden esetben azt találtuk, hogy a modellek simító változatai – amelyek a teljes mintát felhasználják a becsléshez – jobb teljesítményt mutatnak és kisebb késést szenvednek el a valós együtthatóhoz képest, mint a szűrő változatok – amelyek csak az adott időpontig használják fel a mintát. Az is jól látszik, hogy az FLS-t még az optimális súlyparaméter használata esetén is korlátozza a variancia-restrikciója. A másik oldalon viszont, az FLS átláthatóan összegzi a variancia-paramétereket egyetlen számba, amelynek becslésre gyakorolt hatását így könnyebb vizsgálni; és arról se feledkezzünk meg, hogy a Kalman-szűrővel gyakran használt numerikus optimalizálás a gyakorlatban problémás is lehet. Mindent egybevéve mindkét módszernek megvannak az előnyei és a kedvező becslési szituációi. Szimulációkkal új eredményeket adunk a *Kladroba* [2005] és *Darvas–Varga* [2012] által fémjelzett FLS szimulációs irodalomhoz.

II. Az inflációs perzisztencia alakulása Közép- és Kelet-Európában

II.1 Motiváció

Az infláció gyakran van kitéve különböző makroökonómiai sokkoknak, amelyek eltérítik azt saját hosszú távú átlagától, amit általában a központi bank inflációs céljával azonosítunk. Az infláció sokk utáni átlaghoz való visszatérése jellemezhető annak sebességével – minél nagyobb ez a sebesség, annál egyszerűbb a központi banknak az árstabilitást elérnie. Maga a perzisztencia nem más, mint ennek a konvergencia-sebességnek egy, az inflációt leíró modell impulzus-válasz függvényének tulajdonságaira alapozott mértéke. Bár az euróövezet és az USA inflációs perzisztenciájára irányuló vizsgálatok különösen nagy figyelmet kaptak a közelmúltban, a közép- és kelet-európai országokra alig található néhány kutatás. Márpedig a közép- és kelet-európai országok inflációs perzisztenciájának megértése nem csak a központi bankok és azok monetáris politikája szempontjából bír kiemelkedő fontossággal, hanem a jövőbeli eurózóna tagságra nézve is lényeges: az euróövezethez hasonló perzisztenciával rendelkezés ugyanis kritikus lehet a közös monetáris politika hatékonyságára nézve.

A közép- és kelet-európai országok inflációs perzisztenciájának vizsgálatánál elkerülhetetlennek tűnik az időben változó együtthatójú elemzés, mert ezen országok lényeges strukturális váltáson mentek keresztül, amikor gazdaságukat és intézményrendszerüket a szocialista berendezkedésről piacra cserélték. Az átalakulási folyamat nem hirtelen, hanem folytonosan ment végbe, és az országok gazdaságai vélhetően még jelenleg is gyorsabb ütemben változnak, mint a fejlett gazdaságok. Ezek szerint tehát meglehetősen nehéz volna olyan időpontot találni, amitől kezdve a paraméterek állandóságát már biztos alapokon feltehetnénk.

II.2 Alkalmazott módszerek

A fejezetben az Egyesült Államok és az euróövezet, valamint tizenkét közép- és kelet-európai ország negyedéves inflációs adatsorát vizsgáljuk, ezek: Albánia, Bulgária, Csehország, Észtország, Horvátország, Lengyelország, Lettország, Litvánia, Magyarország, Románia, Szlovákia és Szlovénia. Az effektív minták e tizenkét országra 1995-ben kezdődnek és 2012-ben végződnek.

Mielőtt bármilyen időben változó paraméterű modellt illesztenénk, formális tesztekkel vizsgáljuk, vajon szignifikánsan változott-e a perzisztencia idősorainkban. *Kim* [2000, 2002] és *Buseti–Taylor* [2004] tesztjeit használjuk, amelyeket *Harvey, Leybourne és Taylor* [2006] módosított.

Az inflációs perzisztenciának különböző mértékei vannak, amelyek közül a leggyakoribb az elsőrendű autoregresszió paramétere, vagy az autoregresszív paraméterek összege egy magasabb rendű autoregresszióban. Megengedjük a magasabb rendű modellt is, ahol az összes autoregresszív együttható változhat időben:

$$y_t = \rho_{0,t} + \rho_{1,t}y_{t-1} + \dots + \rho_{p,t}y_{t-p} + u_t,$$

ahol y_t a megfigyelt változó, $\rho_{i,t}$ az időben változó autoregresszív paraméterek, végül pedig u_t a hibatag. A késleltetések optimális számát a Box–Pierce és Ljung–Box statisztikával határozzuk meg, és mivel negyedéves adatokat használunk, legfeljebb másfél évnyi, azaz 6 késleltetést engedünk meg. Az inflációs perzisztencia t időpontbeli mértékét az autoregresszív együtthatók összegében határozzuk meg:

$$IP_t = \sum_{i=1}^p \rho_{i,t}.$$

A becsléshez korábbi szimulációs eredményeinket felhasználva alkalmazzuk az FLS módszert $\mu = 10^2$ beállítás mellett, és mellette a hagyományosabb Kalman-szűrőt is alkalmazzuk Maximum Likelihood módszerrel kombinálva. Mindkettő módszerre bemutatjuk a szűrt és simított becsléseket is: a szűrt becslés mindig csak az adott megfigyelésig kiterjedő mintát, míg a simított becslés minden pontja a teljes mintát használja fel. Az összehasonlítás kedvéért megmutatjuk az OLS becslés egyre növekvő mintán – azaz rekurzív módon – becslőt (ez analóg lehet az időben változó paraméterű módszereknél származtatható szűrt becsléssel), és teljes mintán becslőt (ez pedig a simított értékekkel analóg) változatát is. A *Darvas–Varga* [2012] tanulmány szimulációiban tapasztaltak azt sugallják, hogy az eredmények kiértékelésekor értékeléskor a simított értékeket preferáljuk.

II.3 Eredmények

A perzisztencia változást vizsgáló formális teszteknel a konstans perzisztencia feltevését sehol sem tudjuk elutasítani a stacionaritásból nemstacionaritásba váltás hipotézisével szemben, viszont a másik irányba váltásnál mind a 14 vizsgált országnál elutasítható a nullhipotézis: Lettország és Szlovákia esetén csak 10%-os szignifikancia-szinten, minden más országnál viszont 5%-on is. Így azt a következtetést vonjuk le, hogy a perzisztencia minden általunk vizsgált idősor esetén változott.

Az inflációs perzisztencia az Egyesült Államokban és az euróövezetben is historikusan alacsony értékekre süllyedt fokozatosan az olajárrobbanás óta, de ez az alacsony érték valamivel magasabb az euróövezetben. Fontos észrevétel, hogy az eurózóna-beli inflációs perzisztencia a közös fizetőeszköz létrehozása óta meglehetősen stabil és nem változott sokat a globális válság ideje alatt sem. A legtöbb közép- és kelet európai országban az inflációs perzisztencia csökkent 1995-től kezdődően, a fő kivételeket Csehország, Szlovákia és Szlovénia jelentik, ahol a becsléseink részben állandóságot jeleztek. Ha a perzisztencia szintjét, és nem irányultságát tekintjük, azt találjuk, hogy a tizenkét ország nagy részében a perzisztencia szintje alacsony, relatíve közel áll az euróövezethez, és messze van a teljes perzisztenciától. Ez alól a három balti állam jelentett kivételt a globális válság néhány évében, amikor a perzisztencia magasba szökött, majd visszaállt a korábbi alacsony szintjeire.

Az OLS becsléseket figyelve, minden országra egyértelműnek tűnik, hogy az OLS konstans perzisztencia-becslése jóval nagyobb, mint az időben változó becslések időbeli átlagai. Hogy mindezt formálisan is megállapíthassuk, egyoldali t-tesztet készítünk, az OLS becslés és az időben változó paraméterű becslések átlagainak különbözőségére. A tesztek egyértelműen elutasítják az egyenlőség hipotézisét az összes esetben, és ebből azt vonjuk le következtetésként, hogy ha egy autoregresszió paraméterei változnak időben, az OLS becslés *felfelé* torzított az együtthatók időbeli átlagához képest. Mindezzel kiegészítjük azt a szakirodalomban szélesben dokumentált tényt, miszerint az autoregresszív együttható (vagy a domináns autoregresszív gyök) OLS becslése *lefelé* torzított, ha a paraméterek időben állandóak.

III. A munkanélküliség természetes rátájának időben változó becslése Közép-Európában

III.1 Motiváció

A *Goldilocks* néven is emlegetett 90-es évek végi időszakot az Egyesült Államokban csökkenő infláció és rendkívül alacsony munkanélküliség kombinációja jellemezte, amely ellentmond a NAIRU, azaz a munkanélküliség természetes rátája állandóságának. Innét merített inspirációt *Gordon* [1998] az időben változó NAIRU modelljéhez, amely sokat hivatkozott alapmű a szakirodalomban. Mindamellet, az eredeti modellben fellépő becslési nehézségek és kismintás problémák miatt a szakirodalom általában a munkanélküliségi rátával közös trendbe korlátozza a látens NAIRU dinamikáját.

A közép-európai posztkommunista országok a *Goldilocks* időszzakkal analóg helyzetben voltak a 90-es évek második felében, amikor az átmenettel járó extrém sokkóktól magasba emelkedett infláció és munkanélküliség egyszerre indult csökkenésnek. Mindez kiegészítve azzal, hogy a kapitalista átmenet óta eltelt időszak egy hatalmas strukturális változást jelentett ezen országoknak, arra ösztönöz, hogy időben változó NAIRU folyamatokat becsljünk ezekre az országokra. Amellett érvelünk, hogy az esetleges problémák ellenére *Gordon* eredeti háromszög modelljét érdemes használni, mert ez szabadon hagyja a becslt természetes ráta sorozatot, amelyet így csak az inflatorikus erők befolyásolnak.

III.2 Alkalmazott módszerek

Gordon [1997, 1998] „háromszög” modellje nem más, mint egy kétváltozós reprezentációja a jól ismert visszatekintő Phillips-görbének: míg a munkanélküliségi ráta maga véletlen bolyongást követ, rövid távú kapcsolatban áll az inflációs dinamikával egy olyan tagon keresztül, amely a munkanélküliségi ráta és az időben változó NAIRU különbsége – ezt hívjuk a kibocsátási rés mintájára munkanélküliségi résnek (*unemployment gap*). Ebben az elrendezésben tehát a munkanélküliség természetes rátája éppen a definícióját szolgálja: a munkanélküliségi rátának egy olyan szintje, amely semmilyen irányba sem okoz inflatorikus nyomást. Az inflációt e függés mellett a saját tehetetlensége (autoregresszív tagok) és néhány

exogén kínálat-oldali sokk is befolyásolja. Előretékintő dinamika bevezetésével a modell kibővíthető, hogy illeszkedjen az új-keynesi Phillips-görbe (*New Keynesian Phillips Curve*, NKPC) koncepcióra, ahol az árak ragadósága miatt az inflációs várakozások fontos szerepet játszanak az árak kialakításában. Az állapot-tér modellünket a következő formában írjuk fel:

$$\begin{aligned} U_t^* &= U_{t-1}^* + \eta_t \\ \pi_t &= \alpha(U_t - U_t^*) + \beta(L)\pi_{t-1} + \gamma\pi_{t+4}^e + \delta(L)z_t + \varepsilon_t \\ \eta_t &\sim N(0, \sigma_\eta^2), \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2), \quad \text{cov}(\eta_t, \varepsilon_t) = 0, \end{aligned}$$

ahol π_t az éves infláció (mivel negyedéves adatokat használunk, az inflációt az előző év azonos időszakához képesti százalékos változásként értelmezzük); π_{t+4}^e a várható infláció egy év múlva; U_t a munkanélküliség és U_t^* az időben változó NAIRU. Az $\alpha, \beta(L), \gamma$ és $\delta(L)$ jelölésekkel együtthatókat és azok késleltetési polinomjait jelöljük, valamint η_t és ε_t rendre az állapotegyenlethez és a megfigyelési egyenlethez társítható hibatagok. Végül, z_t exogén reálértelemben vett kínálatoldali sokkokat fejez ki, egyrészt a reál olajár növekedést, másrészt pedig a reál importár növekedést. Minden vizsgált országnál egyformán 5 inflációs késleltetést és 1-1 reál olajár sokk illetve reál importár sokk késleltetést alkalmazunk.

Feltevéseink szerint hosszú távon nincs átváltás infláció és reálaktivitás között, azaz a Phillips-görbe függőleges. Hogy ezt a hosszú távú NAIRU semlegességet a modellünkben is elérjük, két restriktciót kell bevezetnünk: egyrészt, az inflációs együtthatók – $\beta(L)$, és, ha jelen van, γ – összege egységnyi kell, hogy legyen; másrészt, a kínálatoldali sokkok idősorait zéróösszegűre kell normalizálnunk.

A felírt állapot-tér modellt a Kalman-szűrő és a Maximum Likelihood módszer segítségével becsüljük meg. Ezzel egyszerre tudjuk meghatározni mind a NAIRU sorozatot (a likelihood függvényben futó Kalman-szűrő és simító segítségével), mind pedig az ismeretlen paramétereket (a likelihood függvény maximalizálásával). Módszerünknek egyetlen komoly hátránya van: gyakorlati okokból kifolyólag szinte lehetetlen együtt megbecsülni a megfigyelési egyenlet σ_ε^2 , valamint az állapotegyenlet σ_η^2 varianciáját, egyiküket le kell rögzítenünk. A stratégiánk itt az, hogy minden egyes országnál, miután óvatosan megvizsgáltuk a munkanélküliségi idősor mért volatilitását, σ_η^2 -re három variancia-beállítást alkalmazunk, amelyek valószínűleg egy elfogadhatóan nagy intervallumot fednek le, és

amelyek bemutatják, hogyan változik a becsült NAIRU a beállítások hatására. Általános szabályként csak akkor értelmezzük a becsült NAIRU sorozatokat, ahol a munkanélküliségi rés együtthatója szignifikánsnak bizonyul az inflációs egyenletben, különben a becsült természetes ráta értelmetlen.

III.3 Eredmények

Közös az eredményekben, hogy az inflációs egyenletben az infláció késleltetettjei szignifikánsak, és akkor is szignifikánsak maradnak, ha a várakozásokra is kontrollálunk. A másik oldalon viszont, a várakozások is kivétel nélkül szignifikánsak, miközben kontrollálunk az infláció késleltetettjeire, tehát esetünkben alátámasztást nyer, hogy szerepet játszanak az infláció alakulásában. Ezzel eljutottunk a hibrid, azaz előre- és visszatekintő Phillips-görbe modellhez, amelyet például részben múltbeli megfigyelések alapján árazó cégek elméletével lehet magyarázni.

A becsléseinkben a munkanélküli rés együtthatója egységes, bár nem mindenhol szignifikáns. Csehország és Magyarország esetén sikerült szignifikáns és relatíve nagy értékeket találnunk, amelyek beleesnek a korábbi hasonló becslések tartományába: a munkanélküliségi ráta egy százalékpontos eltérése a természetes rátától ceteris paribus évi 0.30%-pont körüli lassulást vagy gyorsulást generál az éves inflációban Csehországon, és 0.13%-pontosat Magyarországon. A csehországi NAIRU nagyjából 2002 óta folyamatos csökkenésben van, és ezt a folyamatot a 2008-as válság sem állította meg jelentősen – ez egy várt eredmény, hiszen a közvetlen rendszerváltás utáni korszakban magas természetes rátát várunk, amelynek a piacgazdasági struktúra beállításával párhuzamosan kell lecsökkennie. Magyarországon ezzel szemben 1996 óta – tehát a rendszerváltást követő csupán hetedik évtől kezdve – folyamatos növekedést látunk a természetes ráta idősorában: ez utalhat az országban végbemenő strukturális változásokra, amelyek Csehországgal ellentétben kedvezőtlen irányba haladnak. Bár ez messzemenő következtetés, a *Goldilocks*-időszak magyarázatánál az USA-ban is felmerültek strukturális indoklások, például az IT szektor széles tényérése és ezzel a termelékenység általános növekedése.

Végül, a becslés egy talányos tapasztalata, hogy az inflációs várakozásokra való kontrollálással a munkanélküliségi rés együtthatói kivétel nélkül lecsökkennek és elvesztik

szignifikanciájukat. *Driver, Greenslade és Pierse* [2006] Egyesült Államokra és Egyesült Királyságra elvégzett vizsgálatában a várakozások ugyancsak gyengítik a munkanélküliségi rés együtthatóját, de nem ilyen mértékben és nem a szignifikancia elvesztésével. Mindez jelentheti azt is, hogy szimplán túl rövid a mintánk a becsléshez, de okozhatja valamilyen lényeges különbség is a két angolszász ország és a visegrádi országok között.

IV. Méri-e a tőkepiacok nyitottságát a beruházás és megtakarítás időben változó kapcsolata?

IV.1 Motiváció

A szakirodalomban jól ismert *Feldstein–Horioka* [1980] tanulmány az egyes országok beruházásának és megtakarításának kapcsolatával azonosította a nemzetközi tőkepiaci nyitottságot és keresztmetszeti mintán mérte azt. Az elmúlt évtizedben több tanulmány született, amelyek ennek a kapcsolatnak valamilyen időben változó mértékét becsülték ki, az eredmények azonban elszórtak és csak néhány országot fednek le. E fejezetben a megtakarítás-visszatartási együttható különböző időben változó mértékeit becsüljük meg a Kalman-szűrő segítségével egy 126 országból álló 51 éves panel adatbázison, és a hamis regresszió elkerülése céljából új modellváltozatot építünk, formális statisztikai alátámasztást adva eredményeinknek. Az országonként adódó együttható-sorozatokat összegezzük, és összehasonlítjuk két másik pénzügyi nyitottsági mértékkel.

IV.2 Alkalmazott módszerek

Feldstein és Horioka [1980] eredeti egyenletében az országos beruházási rátát regresszálta a megtakarítási rátán, és az egyváltozós egyenletben adódó együtthatót nevezte el megtakarítás-visszatartási együtthatónak. Fel kell itt hívnunk a figyelmet a szakirodalom egy fontos hiányosságára: a pénzügyi nyitottság tökéletes hiányához nem elégséges, ha a becsült megtakarítás-visszatartási együttható egységnyi (vagy közel van egyhez), emellett még az is szükséges, hogy a becsült standard hibája kicsi legyen (vagy az R -négyzet nagy).

Az egyenlet alapján három időben változó paraméterű modellt építünk. Az első az időben változó kointegrációs modell (TVCE, *time varying cointegrating equation*), amely szimplán a regresszióink időben változó formába írva:

$$\begin{aligned}\beta_{0,t} &= \beta_{0,t-1} + \omega_{0,t} \\ \beta_{1,t} &= \beta_{1,t-1} + \omega_{1,t}\end{aligned}$$

$$i_t = \beta_{0,t} + \beta_{1,t}s_t + \varepsilon_t$$

Itt i_t jelöli az adott ország GDP-hez viszonyított beruházási rátáját és s_t a megtakarítási rátát, és az első egyenletpár alkotja az állapotegyenletet, az tényleges regressziós egyenlet pedig a megfigyelési egyenletet. A rendszer nagyon kitett a hamis regresszió veszélyének, ugyanis a megtakarítási és beruházási ráták idősorai jellemzően integráltak. Ennek elkerülésére késleltetetteteket is bevonunk a megfigyelési egyenletbe:

$$i_t = \beta_{0,t} + \beta_{1,t}s_t + \beta_{2,t}i_{t-1} + \beta_{3,t}s_{t-1} + \varepsilon_t,$$

ezzel egy új modellváltozatot építettünk, a TVCEL modellt (*TVCE with Lags*). Némi problémát jelenthet persze, hogy így már négy látens változót kell párhuzamosan becsülnünk. Ebben a két modellben elég egyértelmű módon a $\beta_{1,t}$ együtthatót tekintjük a pénzügyi nyitottság mértékének, azaz a vizsgált változónak.

Egy másik lehetőség a hamis regresszió kivédésére, ha időben állandó kointegrációt veszünk, amelyben a hibakorrekciós tagok változhatnak időben, ez a TVECT modell (*Time Varying Error Correction Term*), amelyet a Feldstein-Horioka irodalom ritkán bár, de használ.

$$i_t = \beta_0 + \beta_1 s_t + u_t$$

$$\begin{aligned}\alpha_{i,t} &= \alpha_{i,t-1} + \omega_{i,t} \\ \alpha_{s,t} &= \alpha_{s,t-1} + \omega_{s,t}\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\Delta i_t &= \sum_{l=1}^k \phi_{i,i}^{(l)} \Delta i_{t-l} + \sum_{l=1}^k \phi_{i,s}^{(l)} \Delta s_{t-l} + \alpha_{i,t} u_{t-1} + \varepsilon_{i,t} \\ \Delta s_t &= \sum_{l=1}^k \phi_{s,i}^{(l)} \Delta i_{t-l} + \sum_{l=1}^k \phi_{s,s}^{(l)} \Delta s_{t-l} + \alpha_{s,t} u_{t-1} + \varepsilon_{s,t}\end{aligned}$$

Itt az első egyenlet egy „szokásos” kointegráló kapcsolatot mutat, amelyet a Johansen módszer segítségével előre külön megbecslünk. Ezután az $\alpha_{i,t}$ és $\alpha_{s,t}$ hibakorrekciós együtthatókat modellezzük látens változóként, és az alsó két hibakorrekciós egyenlet jelenti a megfigyelési egyenleteket. Ebben a modellben az $\alpha_{i,t}$ együttható becslött sorozatait vizsgáljuk.

Mindhárom modellt a Kalman-szűrő segítségével becsljük egy 126 országból álló, 51 év hosszúságú (1960-2010) panel adathalmazon. A minta nem kiegyensúlyozott, a leghosszabb kiegyensúlyozott részmintája az 1990-2005-ig tartó 16 év.

Mielőtt a becslési eredményeket vizsgálnánk, kointegrációs tesztek halmazát futtatjuk le az adatainkon, mind egyedi, mind csoportos tesztek. *Hansen* [1992] paraméter instabilitási tesztjét is végrehajtjuk, amelynek a nullhipotézise az időben állandó kointegráció fennállása, míg alternatív hipotézise nem csak az, hogy a kointegráció paraméterei időben változnak, hanem az is, hogy nincs kointegráció – annak ellenére, hogy az alternatív hipotézisek rendre valamilyen időbeli változást tartalmaznak a paraméterekben.

A becslött együttható-sorozatokot világ-szinten és kontinens-szinten is aggregáljuk, hogy az eredmény átlátható legyen. Kétféle átlagot képezünk: súlyozatlant, illetve GDP-vel súlyozottat.

Hogy az országonkénti eredményeinket más pénzügyi nyitottsági mértékekkel összehasonlítsuk, panel regressziókat futtatunk a megtakarítás-visszatartási együtthatónk differenciájára, és (i) *Chinn–Ito* [2008] jogi nyitottságot mérő (*de jure*) KAOPEN mutatójának differenciájára, valamint (ii) *Lane–Milesi-Ferreti* [2007] tényleges pénzügyi nyitottságot mérő (*de facto*) IFIGDP mutatójának log-differenciájára.

IV.3 Eredmények

Míg az egyedi kointegrációs tesztek az országok többségére elutasítják a kointegrációt, a csoportos tesztek kivétel nélkül erősen támogatják azt. *Hansen* (egyedi) paraméter-instabilitási tesztjei az országok nagyjából 20%-ában utasítják el a konstans kointegráció hipotézisét.

Az átlagolt eredmény-sorozatokot figyelve, mind a súlyozatlan TVCE és TVCEL megtakarítás-visszatartási együtthatók fokozatos csökkenést mutatnak nagyjából 0.50-ről 0.35-re, még akkor is, ha csak a kiegyensúlyozott részminta időszakát tekintjük. E két módszer eredménye meglehetősen hasonlít egymásra, ami arra utal, hogy a beruházási és megtakarítási ráták idősorai között nagyrészt jelen van a kointegráció, ahogyan azt a csoportos tesztek mutatták. Az átlagos pénzügyi nyitottság nemcsak növekszik, hanem az utolsó két évtizedben még gyorsult is, ami megerősíti és kiegészíti *Taylor* [1996] és *Jansen* [1996] eredményeit.

A GDP-vel súlyozott megtakarítás-visszatartási együttható nem mutat jelentős csökkenést, ami arra utal, hogy a nagy és/vagy fejlett országok együtthatója nem változott sokat a mintaidőszak alatt. Az így kapott átlagos együttható-értékek sokkal magasabbak, körülbelül 0.80-tól 1.00-ig. Mindez vélhetően a kis országok tőkemobilitási előnyét mutatja, amit a szakirodalom már bőven tárgyalt.

A TVECT modellel kapott átlagos idősorok nem mutatnak semmilyen jelentős tendenciát, ez azt jelentheti, hogy a konstans kointegrációs feltevés túl erős ahhoz, hogy az igazodási együtthatókban változást produkáljon.

Végül, a másik nyitottsági mutatókkal vett panel regressziók azt mutatják, hogy az idősoraink szignifikánsak együttmozognak *Lane* és *Milesi-Ferretti* [2007] IFIGDP mutatójával. Ez a kapcsolat még erősebbé válik, amikor maga a megtakarítás-visszatartási együttható helyett annak *t*-statisztikáját használjuk, a (IV.2) első fejezetében bemutatott érvelés értelmében.

Főbb hivatkozások

- Ackrill, R., S. Coleman [2012]: *Inflation dynamics in central and eastern European countries*, Discussion Papers in Economics 2012/01, Nottingham Business School, Economics Division.
- Altissimo, F., M. Ehrmann, F. Smets [2006]: *Inflation Persistence and Price Setting Behaviour in the Euro Area - a Summary of the IPN Evidence*, ECB Occasional Papers, 46 (Jun), European Central Bank, Frankfurt am Main.

- Ball, L., N. G. Mankiw [2002]: *The NAIRU in Theory and Practice*, Journal of Economic Perspectives, 16(4), pp115-136. DOI: [10.1257/089533002320951000](https://doi.org/10.1257/089533002320951000)
- Beechey, M., Österholm, P. [2007]: *The Rise and Fall of U.S. Inflation Persistence*, Finance and Economics Discussion Series, Federal Reserve Board, 2007-26.
- Berk, J. M. [1999]: *Measuring Inflation Expectations: a Survey Data Approach*, Applied Economics, 31, pp1467-1480. DOI: [10.1080/000368499323337](https://doi.org/10.1080/000368499323337)
- Busetti, F., A. M., Robert Taylor [2004]: *Tests of Stationarity Against a Change in Persistence*, Journal of Econometrics, 123, pp33-66. DOI: [10.1016/j.jeconom.2003.10.028](https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2003.10.028)
- Chinn, M. D., H. Ito [2008]: *A New Measure of Financial Openness*, Journal of Comparative Policy Analysis, 10(3), pp309-322.
- Cogley, T., T. J. Sargent [2001]: *Evolving Post-World War II U.S. Inflation Dynamics*, NBER Macroeconomics Annual 2001, pp331-372.
- Cuestas, J. C., B. Harrison [2010]: *Inflation persistence and nonlinearities in Central and Eastern European countries*, Economics Letters 106, pp81-83. DOI: [10.1016/j.econlet.2009.10.006](https://doi.org/10.1016/j.econlet.2009.10.006)
- Denis, C., D. Grenouilleau, K. Mc Morrow, W. Röger [2006]: *Calculating potential growth rates and output gaps - A revised production function approach*, European Commission, Directorate-General for Economic and Financial Affairs, Economic Papers.
- Dossche, M., G. Everaert [2005]: *Measuring Inflation Persistence – A Structural Time Series Approach*, ECB Working Papers, 495 (Jun), European Central Bank, Frankfurt am Main.
- Driver, R., J. V. Greenslade, R. Pierse [2006]: *Whatever Happened to Goldilocks? The Role of Expectations in Estimates of the NAIRU in the US and the UK*, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 68(1), pp45-79. DOI: [10.1111/j.1468-0084.2006.00152.x](https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2006.00152.x)
- Elmeskov, J. [1993]: *High and persistent unemployment: Assessment of the problems and causes*, OECD Economics Department Working Papers, No. 132, Paris. DOI: [10.1787/506882344657](https://doi.org/10.1787/506882344657)
- Evans, P., B-H. Kim, K-Y Oh [2008]: *Capital mobility in saving and investment: A time-varying coefficients approach*, Journal of International Money and Finance, 27(5), pp806-815. DOI: [10.1016/j.jimonfin.2008.04.005](https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2008.04.005)
- Feldstein, M., C. Horioka [1980]: *Domestic Saving and International Capital Flows*, Economic Journal, 90 (June), pp314-329. DOI: [10.3386/w0310](https://doi.org/10.3386/w0310)
- Franta, M., B. Saxa, K. Smidkova [2007]: *Inflation persistence - euro area and new EU Member States*, ECB Working Papers, 810, European Central Bank, Frankfurt am Main.
- Fuhrer, J. C. [2010]: *Inflation Persistence*, in: Benjamin M. Friedman & Michael Woodford (ed.), Handbook of Monetary Economics, Edition 1, 3(9), pp423-486. DOI: [10.1016/B978-0-444-53238-1.00009-0](https://doi.org/10.1016/B978-0-444-53238-1.00009-0)
- Gábríel, P. [2010]: *Household Inflation Expectations and Inflation Dynamics*, MNB (Central Bank of Hungary) Working Paper 2010/12, Budapest.
- Galí, J., M. Gertler [1999]: *Inflation dynamics: a Structural Econometric Analysis*, Journal of Monetary Economics, 44(2), pp195-222. DOI: [10.1016/S0304-3932\(99\)00023-9](https://doi.org/10.1016/S0304-3932(99)00023-9)
- Gordon, R. J. [1997]: *The Time Varying NAIRU, and its Implications for Economic Policy*, Journal of Economic Perspectives, 11, pp11–32. DOI: [10.3386/w5735](https://doi.org/10.3386/w5735)

- Gordon, R. J. [1998]: *Foundations of the Goldilocks Economy: Supply shocks and the Time Varying NAIRU*, Brookings Papers on Economic Activity, II, pp297–346.
- Granger, C. W. J. [2008]: *Non-Linear Models: Where Do We Go Next – Time Varying Parameter Models?* Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics, 12(3), Article 1. DOI: [10.2202/1558-3708.1639](https://doi.org/10.2202/1558-3708.1639)
- Guichard, S., E. Rusticelli [2011]: *Reassessing the NAIRUs after the Crisis*, OECD Economics Department Working Papers, 918, OECD Publishing. DOI: [10.1787/5kg0kp712f61-en](https://doi.org/10.1787/5kg0kp712f61-en)
- Hansen, B. E. [1992]: *Tests for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes*, Journal of Business & Economic Statistics, 10(3), pp45-59. DOI: [10.1080/07350015.1992.10509908](https://doi.org/10.1080/07350015.1992.10509908)
- Harvey, Dave I., Stephen J. Leybourne, A. M. R. Taylor [2006]: *Modified Tests for a Change in Persistence*, Journal of Econometrics, 134, pp441-469. DOI: [10.1016/j.jeconom.2005.07.002](https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2005.07.002)
- Jansen, W. J. [1996]: *Estimating Saving-Investment Correlations: Evidence for OECD Countries Based on an Error Correction Model*, Journal of International Money and Finance, 15 (5), pp749-781. DOI: [10.1016/0261-5606\(96\)00034-4](https://doi.org/10.1016/0261-5606(96)00034-4)
- Jazwinski, A. H. [1970]: *Stochastic Processes and Filtering Theory*, Academic Press, New York.
- Kalaba, R., L. Tesfatsion [1988]: *The Flexible Least Squares Approach to Time-varying Linear Regression*, Journal of Economic Dynamics and Control, Vol. 12, pp43-48. DOI: [10.1016/0165-1889\(88\)90013-9](https://doi.org/10.1016/0165-1889(88)90013-9)
- Kalaba, R., L. Tesfatsion [1989]: *Time-Varying Linear Regression Via Flexible Least Squares*, Computers and Mathematics with Applications, 17, pp1215-1245. DOI: [10.1016/0898-1221\(89\)90091-6](https://doi.org/10.1016/0898-1221(89)90091-6)
- Kalaba, R., L. Tesfatsion [1990a]: *Flexible Least Squares for Approximately Linear Systems*, IEEE Transactions on Systems, Man, and Cybernetics, 20, pp978-989. DOI: [10.1109/21.59963](https://doi.org/10.1109/21.59963)
- Kalman, R. E. [1960]: *A New Approach to Linear Filtering and Prediction Problems*, Transactions of the ASME – Journal of Basic Engineering, 82(D), pp35-45. DOI: [10.1115/1.3662552](https://doi.org/10.1115/1.3662552)
- Kim, J.-Y. [2000]: *Detection of Change in Persistence of a Linear Time Series*, Journal of Econometrics, 95, pp97-116. DOI: [10.1016/S0304-4076\(99\)00031-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(99)00031-7)
- Kim, J.-Y., J. Belaire-Franch, R. B. Amador [2002]: *Corrigendum to “Detection of Change in Persistence of a Linear Time Series”*, Journal of Econometrics, 109, pp389-392. DOI: [10.1016/S0304-4076\(02\)00087-8](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(02)00087-8)
- Kladroba, A. [2005]: *Flexible Least Squares Estimation of State Space Models: An Alternative to Kalman-Filtering?* Working Papers, 149, Universität Duisburg-Essen.
- Lane, P. R., G. M. Milesi-Ferretti [2007]: *The external wealth of nations mark II: Revised and extended estimates of foreign assets and liabilities, 1970–2004*, Journal of International Economics 73, November, pp223-250. DOI: [10.1016/j.jinteco.2007.02.003](https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2007.02.003)
- Laubach, T. [2001]: *Measuring the NAIRU: Evidence from Seven Economies*, Review of Economics and Statistics, 83(2), pp218-231. DOI: [10.1162/00346530151143761](https://doi.org/10.1162/00346530151143761)
- Montana, G., Triantafyllopoulos, K., Tsagaris, T. [2009]: *Flexible Least Squares for Temporal Data Mining and Statistical Arbitrage*, Expert Systems with Applications, 36, 2(2), pp2819-2830. DOI: [10.1016/j.eswa.2008.01.062](https://doi.org/10.1016/j.eswa.2008.01.062)
- Papapetrou, E. [2006]: *The saving-investment relationship in periods of structural change, The case of Greece*, Journal of Economic Studies, 33(2), pp121-129. DOI: [10.1108/01443580610666073](https://doi.org/10.1108/01443580610666073)
- Park, J.Y., S. B. Hahn [1999]: *Cointegrating Regressions with Time Varying Coefficients*, Econometric Theory, 15, pp664-703.

- Pivetta, F., R. Reis [2007]: *The persistence of inflation in the United States*, Journal of Economic Dynamics and Control, 31(4), pp1326-1358. DOI: [10.1016/j.jedc.2006.05.001](https://doi.org/10.1016/j.jedc.2006.05.001)
- Richardson, P., L. Boone, C. Giorno, M. Meacci, D. Rae, D. Turner [2000]: *The Concept, Policy Use and Measurement of Structural Unemployment: Estimating a Time Varying NAIRU across 21 OECD Countries*, OECD Economics Department Working Papers, 250, OECD Publishing. DOI: [10.1787/785730283515](https://doi.org/10.1787/785730283515)
- Rudd, J., K. Whelan [2005]: *New Tests of the New-Keynesian Phillips Curve*, Journal of Monetary Economics, 52, pp1167-1181. DOI: [10.1016/j.jmoneco.2005.08.006](https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2005.08.006)
- Serve, de la, M. E., M. Lemoine [2011]: *Measuring the NAIRU: a Complementary Approach*, Banque de France, Working Papers, 342. DOI: [10.2139/ssrn.1924678](https://doi.org/10.2139/ssrn.1924678)
- Taylor, A. M. [1996]: *International Capital Mobility in History: The Saving-Investment Relationship*, NBER Working Papers, 5743. DOI: [10.3386/w5743](https://doi.org/10.3386/w5743)

Saját publikációk a témakörben

Folyóiratcikkek

- Darvas, Zs., Varga B. [2014]: *Inflation Persistence in Central and Eastern European Countries*, Applied Economics, 46(13), pp1437-1448. DOI: [10.1080/00036846.2013.875113](https://doi.org/10.1080/00036846.2013.875113)
- Varga, B. [2011]: *Időben változó együtthatójú ökonometriai modellek*, Statisztikai Szemle, 89(7-8), pp813-838.
- Varga, B. [2014]: *Méri-e a tőkepiacok nyitottságát a beruházás és megtakarítás időben változó kapcsolata?* Statisztikai Szemle, 92(3), pp225-252.

Műhelytanulmányok

- Darvas, Zs., Varga B. [2012]: *Uncovering Time-Varying Parameters with the Kalman-filter and the Flexible Least Squares: a Monte Carlo Study*, Tanszéki Tanulmány 2012/4, Matematikai Közgazdaságtan és Gazdaságelemzés Tanszék, Budapesti Corvinus Egyetem, Budapest.
- Varga, B. [2013]: *Time Varying NAIRU Estimates in Central Europe*, Tanszéki Tanulmány 2013/6, Matematikai Közgazdaságtan és Gazdaságelemzés Tanszék, Budapesti Corvinus Egyetem, Budapest.
- Zsibók, Zs., Varga B. [2012]: *Inflation Persistence in Hungary: a Spatial Analysis*, Tanszéki Tanulmány 2012/3, Matematikai Közgazdaságtan és Gazdaságelemzés Tanszék, Budapesti Corvinus Egyetem, Budapest.

Tanulmányok előkészületben

- Darvas, Zs., Varga B. [2015]: *Has Inflation Persistence Changed During the Global Crisis?* Forthcoming.
- Kočenda, E., Varga B. [2015]: *Inflation Persistence around the World*. Forthcoming.