



Munich Personal RePEc Archive

Empirical analysis of business cycle synchronization and shock similarity between Romania and the euro zone

Bojeşteanu, Elena and Manu, Ana Simona

Academy of Economic Studies, Department of Money and Banking

6 June 2011

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/31295/>

MPRA Paper No. 31295, posted 07 Jun 2011 19:19 UTC

Analiza empirică a sincronizării ciclului de afaceri și a similarității șocurilor între România și zona euro

Elena Bojeșteanu*
Ana Simona Manu†

Abstract

Studiul de față își propune să evalueze gradul de sincronizare a ciclului de afaceri și a structurii economiei României cu cele ale zonei euro din perspectiva integrării în Uniunea Economică și Monetară (UEM).

Cu toate că aderarea României la zona euro poate genera beneficii pentru economia națională, nu trebuie neglijat faptul că acest proces poate fi însoțit de manifestarea unor riscuri majore legate îndeosebi de pierderea a două dintre cele mai importante mecanisme de ajustare macroeconomică, respectiv politica monetară autonomă și flexibilitatea cursului de schimb în raport cu principalii parteneri comerciali. Balanța beneficiilor și riscurilor depinde de compatibilitatea existentă între România și zona euro din perspectiva structurii economice și a ciclului de afaceri, de importanța șocurilor specifice economiei României, de gradul de integrare comercială ș.a.

Rezultatele obținute în cadrul acestei lucrări relevă progrese semnificative pe linia convergenței ciclului de afaceri al economiei României cu cel al zonei euro, însă, în ceea ce privește convergența structurală, evidențele empirice indică o amplificare a discrepanțelor structurale față de economia uniunii monetare, în perioada de tranziție.

Clasificare JEL: E32, E58, F33

Cuvinte cheie: ciclu de afaceri, șoc structural, convergență, zone monetare optime

* Academia de Studii Economice, Departamentul Monedă și Bănci, Elena.Bojesteanu@bnro.ro

† Simona.Manu@bnro.ro

Opiniile prezentate în această lucrare sunt în întregime ale autorilor și ele nu implică sau angajează în vreun fel instituțiile la care aceștia sunt afiliați. Autorii își asumă responsabilitatea pentru orice eroare.

Cuprins

| | |
|---|--------|
| 1. Introducere | 3 |
| 2. Prezentare succintă a literaturii de specialitate | 5 |
| 3. Indicatori economici relevanți din punct de vedere al sincronizării ciclurilor economice | 7 |
| 3.1. Integrarea comercială | 7 |
| 3.2. Similaritatea structurală..... | 10 |
| 3.3. Corelațiile care se stabilesc la nivelul componentelor PIB..... | 14 |
| 4. Analiza empirică a corelării ciclului de afaceri cu cel al zonei euro.... | 16 |
| 4.1. Evaluarea sincronizării ciclurilor economice..... | 16 |
| 4.1.1. Identificarea corelațiilor ciclurilor de afaceri izolate pe baza produsului intern brut | 17 |
| 4.1.2. Identificarea corelațiilor ciclurilor de afaceri izolate pe baza producției industriale..... | 25 |
| 4.2. Simetria șocurilor de cerere și de ofertă | 26 |
| 5. Concluzii | 30 |
| BIBLIOGRAFIE | 33 |
| ANEXE | |
| Anexa 1. Filtrele univariate utilizate | 38 |
| Anexa 2. Măsurile de sincronizare a ciclurilor economice obținute pe baza indicelui producției industriale..... | 41 |
| Anexa 3. Rezultatele testelor de determinare a ordinului de integrare | 43 |
| Anexa 4. Descompunerea Blanchard și Quah | 44 |
| Anexa 5. Transmisia șocurilor de cerere și de ofertă | 46 |
| Anexa 6. Modele VAR utilizate în identificarea șocurilor de cerere și de ofertă în cazul țărilor din zona euro | 48 |

1. Introducere

O condiție necesară pentru ca beneficiile generate de adoptarea euro să fie superioare costurilor este reprezentată de atingerea, în prealabil, a unui grad ridicat de convergență a ciclului de afaceri al României cu cel al zonei euro. În pofida faptului că Tratatul de la Maastricht nu stipulează în mod explicit un set de criterii de convergență ciclică sau structurală care trebuie îndeplinite înainte de a adopta moneda unică, vulnerabilitățile economice pe care le-au dezvăluit în perioada recentă unele țări membre ale zonei euro au demonstrat importanța îndeplinirii acestor criterii într-o manieră sustenabilă.

Cadrul teoretic pe care se fundamentează acest studiu este oferit de teoria zonelor monetare optime, conform căreia, în cazul în care ciclul economic al unei țări nu este sincronizat cu cel al statelor care formează o uniune monetară, renunțarea de către țara respectivă la autonomia politicii monetare poate antrena costuri economice semnificative.

Sincronizarea ciclurilor de afaceri între țările care formează o uniune monetară este considerată o precondiție care include o serie de alte criterii sau, după cum a fost pus în evidență de către Mongelli (2002), o „meta-precondiție” necesar a fi îndeplinită în perspectiva adoptării monedei unice. De-a lungul timpului, literatura extrem de vastă referitoare la teoria zonelor monetare optime a reliefat numeroase alte criterii (precondiții) care fac posibilă asigurarea echilibrului macroeconomic după renunțarea la autonomia monetară în cazul manifestării unui șoc asimetric. Aceste criterii includ: mobilitatea factorilor de producție (Mundell, 1961), deschiderea economică (McKinnon, 1963), gradul de diversificare a producției (Kenen, 1969), integrarea financiară (Ingram, 1973), magnitudini similare ale ratelor inflației între țările membre (Fleming, 1971), flexibilitatea prețurilor și a salariilor, integrarea politică ș.a.

Direcția actuală de cercetare în ceea ce privește evaluarea beneficiilor și costurilor asociate deciziei de a adopta o monedă comună pune accent pe similaritatea șocurilor care afectează economiile ce formează uniunea sau, în mod echivalent, pe gradul de sincronizare a ciclurilor economice.

În condițiile unei politici monetare centralizate, un stat care se află într-o fază a ciclului de afaceri distinctă comparativ cu a celorlalte țări din uniune se poate confrunta cu politici expansioniste concretizate prin rate de dobândă în scădere și/sau injecții de lichiditate atunci când se află în perioade de *boom*, respectiv cu politici restrictive atunci când se află în recesiune. După cum subliniază Artis (2003), dacă ciclurile economice ale țărilor care participă într-o uniune monetară nu sunt sincronizate, o politică monetară comună nu poate stabiliza toate economiile în mod simultan. Nu este exclusă apariția unor conflicte în cadrul uniunii în ceea ce privește elaborarea politicii monetare. Alesina, Barro și Tenreyro (2002) susțin că cele mai reduse costuri aferente renunțării la o politică monetară independentă sunt suportate de țările ale căror venituri și prețuri sunt puternic corelate cu cele ale statelor care formează uniunea monetară. Astfel, din

punct de vedere al asigurării echilibrului macroeconomic, este de preferat ca o țară care are un ciclu de afaceri nesincronizat cu cel al țărilor care formează o uniune să își păstreze independența politicii monetare, concretizată prin capacitatea de a modifica indicatorii monetari în mod adecvat cerințelor economice interne.

În schimb, în cazul în care șocurile macroeconomice și răspunsul economiilor la acestea sunt similare în cadrul unui grup de țări, fapt reflectat și în cicluri economice sincrone, necesitatea unei politici monetare autonome nu mai este atât de stringentă.

Obiectivul acestei lucrări vizează următoarele aspecte: i) analiza evidențelor empirice care pot explica sincronizarea ciclică și structurală a economiei României cu cea a zonei euro; ii) cuantificarea gradului de sincronizare a ciclului de afaceri al României cu cel al zonei euro, respectiv a similarității șocurilor care afectează cele două economii, în scopul evaluării oportunității adoptării monedei unice.

Teoria zonelor monetare optime nu furnizează în mod explicit praguri cantitative referitoare la gradul de sincronizare a economiilor de la care se poate afirma că beneficiile adoptării monedei unice depășesc costurile. Din acest motiv, în cadrul acestui studiu, economia României a fost analizată în comparație cu alte șapte țări din Europa Centrală și de Est (ECE), și anume Bulgaria, Republica Cehă, Ungaria, Estonia, Lituania, Letonia și Polonia.

Uniunea monetară este reprezentată la nivel agregat prin zona euro 12 (inclusiv acolo unde nu se specifică), considerată ca fiind mai relevantă din punct de vedere al elaborării politicii monetare. De asemenea, ținând cont de faptul că o serie de studii susțin că zona euro este o entitate eterogenă și nu este caracterizată de un ciclu economic unitar (de exemplu, Artis, 2003; Acedo Montoya și de Haan, 2008), am considerat necesar să tratăm uniunea monetară și la nivel individual, prin raportare la fiecare țară membră. Mai mult, în cadrul uniunii se poate identifica o zonă de centru din care fac parte țări precum Germania, Franța, Italia și o zonă periferică ce include state cum ar fi Grecia sau Portugalia (Darvas și Szapáry, 2005; Fidrmuc și Korhonen, 2006).

Celelalte secțiuni ale lucrării sunt organizate după cum urmează: secțiunea a doua plasează cercetarea în contextul literaturii de specialitate care analizează sincronizarea ciclurilor economice între țările din ECE și zona euro; a treia secțiune prezintă o serie de indicatori economici relevanți din punct de vedere al sincronizării ciclurilor de afaceri, precum gradul de integrare comercială, similaritatea structurală, corelațiile care se stabilesc la nivelul componentelor PIB; a patra secțiune investighează gradul de corelare a ciclurilor economice obținute pe baza mai multor metode de izolare a componentei ciclice din seria producției agregate, precum și simetria șocurilor de cerere și de ofertă cu cele din zona euro, iar ultima secțiune a lucrării prezintă concluziile.

2. Prezentare succintă a literaturii de specialitate

Procesul fără precedent al creării și extinderii zonei euro a generat o vastă literatură de specialitate care analizează oportunitatea adoptării monedei unice din perspectiva teoriei zonelor monetare optime. Literatura empirică de specialitate care investighează corelarea ciclurilor economice, ca condiție fundamentală de a accede la o zonă monetară comună, este divizată pe două direcții majore: studiul ciclurilor economice obținute prin diferite metode de filtrare și, respectiv, analiza corelației șocurilor macroeconomice care afectează economiile candidate la o uniune monetară. Lucrarea de față utilizează ambele abordări.

Referitor la studiul corelării ciclurilor economice pe baza modelelor univariate, literatura de specialitate propune diverse măsuri ale corelației, variind de la simpli coeficienți statici de corelație (a se vedea Artis, 2003; Backe, 2004; Trăistaru, 2005; Correia și Gouveia, 2008; Afonso și Furceri, 2009) la corelații spectrale dinamice (Eickmeier și Breitung, 2006). De asemenea, sunt sugerate diverse metode de a extrage componenta ciclică din seriile care dau o măsură a activității economice agregate (PIB, componentele sale, rata șomajului, rata inflației, indicele producției industriale – IPI). În aceste condiții, devine necesară aplicarea unui set de tehnici de filtrare și nu doar a unei singure metode, dat fiind faptul că fiecare tehnică are la bază o altă accepțiune a conceptului PIB potențial, a relației dintre ciclu și trend, prin urmare, o altă teorie economică și extrage informații diferite din seria analizată (a se vedea Canova, 1998). De altfel, aplicarea mai multor metode de filtrare asigură robustețea rezultatelor, aceeași practică fiind întâlnită la numeroși alți autori (de exemplu, Artis, 2003; Massmann și Mitchell, 2004; Darvas și Vadas, 2005; Van Aarle et al., 2008).

În ceea ce privește corelarea șocurilor care afectează economiile candidate la uniunea monetară, există numeroase studii care evidențiază importanța îndeplinirii acestui criteriu înainte de a adopta moneda comună. Printre acestea se numără cele ale autorilor Frenkel și Nickel (2002), Babetskii, Boone și Maurel (2004), Fidrmuc și Korhonen (2003a, 2003b), Horvath și Ratfai (2004), Eickmeier și Breitung (2006), care determină șocurile macroeconomice utilizând modele autoregresive vectoriale structurale (SVAR) identificate cu restricții pe termen lung, după cum propun Blanchard și Quah (1989).

Problema sincronizării ciclului economic al noilor țări membre UE cu cel al țărilor care formează uniunea monetară este importantă nu numai din perspectiva țărilor candidate, pentru care beneficiile aderării la UEM ar trebui să depășească costurile, dar și pentru a stabili succesul pe termen mediu și lung al uniunii monetare în ansamblul său. Ținând seama de importanța problematicii, trebuie menționat faptul că literatura de specialitate este extrem de săracă în ceea ce privește studiile empirice cu privire la România. În cadrul meta-analizei elaborate de Fidrmuc și Korhonen (2006), care trec în revistă lucrările referitoare la sincronizarea ciclurilor economice între țările din ECE și

zona euro, se evidențiază faptul că România și Bulgaria apar în aceste studii cu cea mai redusă frecvență.

În Tabelul 1 sunt prezentate cele mai relevante lucrări care studiază problematica sincronizării ciclurilor economice dintre România și zona euro.

Tabel 1. Sinteză a literaturii de specialitate referitoare la sincronizarea ciclurilor economice dintre România și zona euro

| <i>Autorii</i> | <i>Setul de date utilizat</i> | <i>Metodologie</i> | <i>Principalele concluzii</i> |
|-----------------------------------|--|---|--|
| Berger, de Haan și Inklaar (2002) | Indicele producției industriale (IPI), 1990m5 – 2001m12 | Filtru HP, corelație simplă | România este negativ corelată cu zona euro, ca și Lituania |
| Fidrmuc și Korhonen (2003) | IPI, deflatorul PIB 1992m1 – 2004m4 | SVAR bivariat | Nu există o corelare semnificativă a șocurilor de ofertă sau de cerere cu cele din zona euro |
| Korhonen (2003) | IPI, 1992m1 – 2006m1 | Modele VAR bivariate | Impactul pe termen scurt al unui șoc în variabila IPI din zona euro asupra IPI din România este negativ |
| Babetski, Boone și Maurel (2004) | PIB real, deflator PIB 1990Q1– 2002Q2 | SVAR bivariat, coeficienți variabili de corelație | Șocurile de ofertă tind să devină sincronizate cu cele din zona euro, spre deosebire de șocurile de cerere |
| Furceri și Karras (2006) | PIB real anual, 1992 – 2003 | Prima diferență, Filtru HP și Band Pass | România este negativ corelată cu zona euro, ca și Lituania, Cehia, Slovacia și Estonia |
| Savva, Neanidis și Osborn (2007) | IPI, 1990m5 – 2006m6 | Filtru HP, VAR-GARCH bivariat pentru a surprinde variația coeficienților de corelație | Coeficientul de corelație aferent României se schimbă de la unul negativ la unul slab pozitiv începând cu anul 2003 |
| Van Aarle et. al (2008) | 1999 – 2007 | HP, prima diferență | România este pozitiv corelată cu zona euro (coeficienți de peste 30 la sută pentru <i>output gap</i> , respectiv peste 20 la sută pentru rata de creștere) |
| Afonso și Furceri (2009) | PIB real anual, 1990 – 2005 Indici sectoriali 1995 – 2005 | Prima diferență, Filtru HP, Band Pass | România este negativ corelată cu zona euro, ca și Estonia, Lituania și Slovacia România este negativ corelată cu zona euro |
| Dumitru (2009) | PIB real, deflator PIB 1995Q1– 2008Q4 | Filtru HP, Band Pass, SVAR bivariat | Coeficientul de corelație aferent României este negativ la începutul perioadei și pozitiv la finele ei; șocurile de ofertă sunt pozitiv corelate cu cele ale zonei euro, în timp ce șocurile de cerere sunt invers corelate cu acestea |

Pe baza rezultatelor obținute în literatura de specialitate se poate concluziona că România pare a fi un caz atipic în tabloul țărilor membre ale UE care aspiră către adoptarea monedei unice, fiind slab corelată cu economia zonei euro. Totuși, rezultatele sunt extrem de sensibile în raport cu intervalul de timp avut în vedere la realizarea analizei, în special ținând cont de faptul că, în cadrul procesului de tranziție, caracteristicile economiei României au evoluat continuu. Studiul de față cuprinde și perioada aferentă crizei financiare internaționale, care s-a soldat cu contracție economică atât în zona euro, cât și în ECE și în care corelațiile macroeconomice s-au accentuat.

3. Indicatori economici relevanți din punct de vedere al sincronizării ciclurilor economice

3.1. Integrarea comercială

Un element comun al noilor state membre ale Uniunii Europene (care au aderat la UE în 2004 și respectiv în 2007) este reprezentat de faptul că sunt economii deschise de dimensiuni relativ reduse, puternic influențate de succesiunea fazelor ciclului economic al celui mai important partener comercial al acestora, și anume zona euro.

Integrarea comercială cu uniunea monetară influențează semnificativ gradul de corelare a șocurilor macroeconomice și de sincronizare a ciclului economic cu aceasta. Semnul acestor efecte este însă subiectul controverselor în plan teoretic. Potrivit Comisiei Europene (1990), integrarea comercială puternică diminuează incidența șocurilor asimetrice, generând cicluri economice mai sincronizate. Argumentul standard conform căruia integrarea comercială antrenează o creștere a gradului de corelare a două economii constă în faptul că modificările venitului într-o țară generează modificări în același sens ale cererii pentru bunurile produse de țara parteneră. Printre studiile care susțin această idee se remarcă Frankel și Rose (1998) și Rose (2000), conform cărora adoptarea unei monede comune duce la intensificarea legăturilor comerciale și la o mai bună corelare a ciclurilor economice ale țărilor membre. Pe de altă parte, Krugman (1993) consideră că o strânsă integrare comercială generează un grad mai ridicat de specializare și, în consecință, un risc mai mare de apariție a șocurilor asimetrice. Cele două viziuni se subsumează celor două paradigme referitoare la viitorul unei uniuni monetare ca urmare a creșterii gradului de integrare comercială, și anume *endogeneitate versus specializare*.

Cea mai mare parte a studiilor empirice identifică o legătură pozitivă între integrarea comercială și sincronizarea ciclurilor economice, cu mențiunea că acest efect pozitiv este susținut de legăturile comerciale care se realizează în special în cadrul acelorași sectoare industriale. Totuși, trebuie precizat că majoritatea acestor studii ia în considerare țări avansate – relațiile comerciale intra-industriale fiind caracteristice îndeosebi acestor state –, astfel că ne putem aștepta ca în cazul integrării comerciale a statelor în curs de

dezvoltare cu cele industrializate probabilitatea de materializare a efectului menționat să fie mai redusă.

Tabelul 2³ redă ponderea comerțului exterior derulat cu țările din zona euro în totalul comerțului exterior al țărilor din ECE selecționate, dar și gradul de deschidere a economiei calculat în mod clasic, ca raport între exporturi și importuri totale și PIB, pornind de la date trimestriale. Pentru a facilita interpretarea în dinamică, perioada analizată a fost divizată în două subperioade, 2000 – 2004 și 2005 – 2010Q3, relativ asemănătoare ca dimensiune. Un alt criteriu avut în vedere la alegerea subperioadelor a fost dat de importanța anului 2005, acesta marcând trecerea României la o economie de piață funcțională, semnarea Tratatului de aderare a României la Uniunea Europeană, finalizarea unor etape importante de liberalizare a contului de capital.

Tabel 2. Indicatori ai comerțului internațional

| | RO | BG | CZ | EE | HU | LT | LV | PL |
|--|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|------|
| Ponderea medie a comerțului cu zona euro (%) | | | | | | | | |
| 2000 – 2004 | 55,2 | 47,0 | 59,4 | 44,1 | 59,0 | 32,0 | 35,2 | 55,6 |
| 2005 – 2010Q3 | 50,9 | 44,0 | 57,4 | 37,5 | 52,3 | 29,0 | 28,6 | 54,4 |
| Gradul mediu de deschidere a economiei (%) | | | | | | | | |
| <i>- calculat pe baza indicatorilor în prețuri curente -</i> | | | | | | | | |
| 2000 – 2004 | 76,2 | 107,4 | 130,3 | 156,7 | 134,4 | 106,1 | 95,2 | 64,9 |
| 2005 – 2010Q3 | 74,4 | 121,7 | 145,9 | 146,5 | 153,3 | 124,6 | 103,7 | 81,0 |
| Gradul mediu de deschidere a economiei (%) | | | | | | | | |
| <i>- calculat pe baza indicatorilor în prețuri constante -</i> | | | | | | | | |
| 2000-2004 | 84,8 | 118,6 | 147,3 | 163,9 | 158,8 | 111,7 | 93,8 | 63,0 |
| 2005-2010Q3 | 123,8 | 140,0 | 196,0 | 175,3 | 229,1 | 136,6 | 104,9 | 79,9 |

Sursa: Eurostat, calcule proprii

Din perspectiva gradului mediu de deschidere a economiei, România nu ocupă o poziție favorabilă în cadrul regiunii, fapt care se poate datora și competitivității scăzute a produselor românești. Reducerea gradului de deschidere a economiei calculat pornind de la indicatori în prețuri curente în cea de-a doua sub-perioadă este explicată în cea mai mare parte de corecția abruptă a importurilor în anul 2009, pe fondul recesiunii economice, dar și de evoluția raportului dintre deflatorul PIB și deflatorii comerțului exterior în perioada 2005-2007, aceștia din urmă înregistrând, în contextul aprecierii nominale a monedei naționale, variații de mai mică amplitudine (și chiar negative în cazul importurilor) comparativ cu cele consemnate la nivelul deflatorului PIB. Importanța celui de-al doilea factor este relevată și de traiectoria diferită descrisă de

³ În cadrul lucrării au fost utilizate abrevierile consacrate pentru țările incluse în analiză: AT – Austria, BE – Belgia, BG – Bulgaria, CZ – Republica Cehă, DE – Germania, EA – zona euro, EE – Estonia, ES – Spania, FI – Finlanda, FR – Franța, GR – Grecia, HU – Ungaria, IE – Irlanda, IT – Italia, LT – Lituania, LU – Luxemburg, LV – Letonia, NL – Olanda, PL – Polonia, PT – Portugalia, RO – România.

indicatorul de deschidere economică determinat pe baza variabilelor în prețuri constante, respectiv de creșterea semnificativă a gradului de deschidere în cea de-a doua subperioadă. Chiar și în acest caz, însă, raportat la țările din regiune, România înregistrează o poziție mai favorabilă doar în comparație cu Polonia sau Letonia. În ceea ce privește ponderea comerțului cu zona euro, se observă o tendință descendentă în cazul tuturor țărilor din ECE, pe măsură ce acestea au devenit mai integrate între ele, iar importanța relativă a destinațiilor din regiune s-a majorat în exporturile fiecărei țări din ECE, în defavoarea celor din zona euro.

Pentru a obține mai multe informații referitoare la gradul de integrare comercială între economia României și cea a zonei euro, am calculat în continuare o măsură a intensității comerciale ($IC_{i,ZE}$) utilizată și de Eickmeier și Breitung (2006)⁴.

$$IC_{i,ZE} = \frac{X_{i,ZE} + M_{i,ZE}}{Y_i \cdot Y_{ZE}} \quad (1)$$

unde:

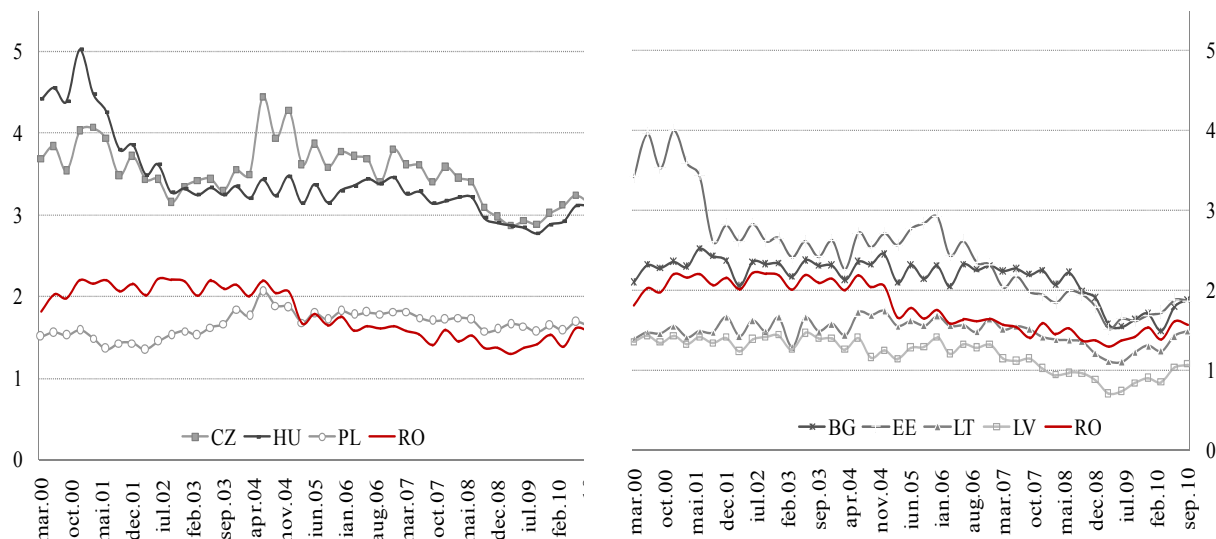
$X_{i,ZE}$ ($M_{i,ZE}$) reprezintă exportul (importul) țării i în (din) zona euro;

Y_i (Y_{ZE}) reprezintă PIB al țării i (PIB al zonei euro).

Gradul de intensitate comercială a României cu zona euro este scăzut în comparație cu al altor țări candidate la uniunea monetară (cum ar fi Cehia, Ungaria, Estonia, Polonia sau Bulgaria) și este mai ridicat comparativ cu cel al Letoniei și Lituaniei (Graficul 1). Integrarea comercială redusă poate fi privită ca un avantaj în momentul în care economiile țărilor partenere la export se contractă (s-a observat, de exemplu, că efectele crizei internaționale s-au transmis cu întârziere în economia României), dar este un impediment major pentru asigurarea unei rate de creștere economică sustenabilă pe termen mediu și lung.

⁴ Indicatorul este o variantă a celui dedus de Deardorff (1998) pe baza unui model gravitațional care face legătura între comerțul bilateral, venitul celor două țări și distanța dintre ele.

Grafic 1. Gradul de intensitate comercială* cu zona euro



* Indicatorul a fost rescalat prin înmulțire cu 10^{13} pentru a facilita interpretarea

Sursa: Eurostat, calcule proprii

Relativ la fiecare țară din zona euro, conform indicatorului dat de formula 1, România apare ca având legături comerciale mai intense cu Austria, Italia și Grecia.

Tabel 3. Gradul mediu de intensitate comercială dintre România și țările din zona euro

| 2000Q1– 2010Q3 | | | | | | |
|----------------|-----------|-------------|-----------|-----------|-----------|--|
| AT | BE | DE | ES | FI | FR | |
| 3,72 | 1,52 | 1,87 | 0,59 | 0,44 | 1,11 | |
| GR | IE | IT | LU | NL | PT | |
| 2,82 | 0,70 | 3,44 | 0,51 | 1,43 | 0,48 | |

Sursa: Eurostat, calcule proprii

Din punct de vedere teoretic, în perioade de scădere economică, creșterea importanței relative a cererii externe determină o contribuție mai mare a relațiilor comerciale la corelarea ciclurilor economice. Cu toate acestea, gradul scăzut de deschidere și integrare comercială a economiei României pot implica o influență mai redusă a schimburilor comerciale asupra sincronizării ciclurilor de afaceri cu zona euro.

3.2. Similaritatea structurală

Adoptarea monedei unice cu costuri minime este favorizată de procesul de convergență a structurii economiei pe sectoare de activitate cu cea a statelor care formează uniunea monetară. Chiar și în cazul în care se identifică un grad ridicat de sincronizare a ciclului economic al unei țări candidate cu cel al zonei euro, dacă există diferențe structurale între cele două economii se creează premisele ca ele să diveargă în viitor. Structuri economice diferite implică răspunsuri diferite la șocurile comune, iar probabilitatea de apariție a șocurilor asimetrice este mai ridicată. Prin urmare, deciziile de politică

monetară nu pot fi adecvate în mod simultan economiei respective și restului uniunii, în eventualitatea adoptării monedei unice. În absența unor mecanisme non-monetare eficiente de acomodare la șocuri, precum flexibilizarea pieței forței de muncă sau adecvarea politicilor fiscale, procesul de convergență a economiilor din punct de vedere structural capătă o importanță sporită din perspectiva aderării la o uniune monetară, prin reducerea riscului de apariție a șocurilor asimetrice.

Pentru a evalua gradul de similaritate a structurii economice a României cu cea a zonei euro am utilizat în continuare indicatorul propus de Krugman (1991) și utilizat ulterior în numeroase alte studii (Clark și van Wincoop, 2001; Imbs, 2004; Trăistaru, 2005; Garcia-Herrero și Ruiz, 2005 ș.a.). Acest indicator are la bază următoarea formulă:

$$S_{i,EA} = \sum_{k=1}^K |s_{k,i} - s_{k,EA}| \quad (2)$$

unde:

$S_{i,EA}$ – măsoară gradul de similaritate a structurii economice între țara i și zona euro

K – este numărul de sectoare considerate⁵

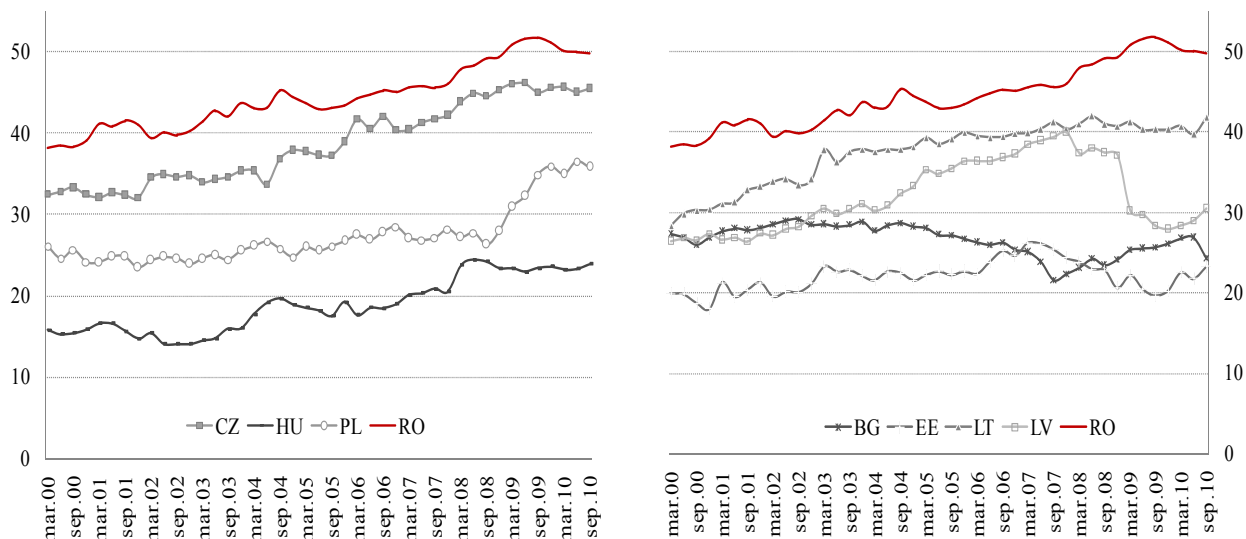
$s_{k,i}$ – reprezintă ponderea valorii adăugate brute a sectorului k în totalul VAB a țării i

$s_{k,EA}$ – are aceeași interpretare pentru zona euro.

Din modul de construcție a indicatorului reiese faptul că o țară este cu atât mai asemănătoare cu zona euro din punct de vedere al structurii producției cu cât valoarea acestuia este mai apropiată de zero. Graficul 2 ilustrează modul în care a evoluat gradul de similaritate a structurii producției între economiile selectate din ECE și cea a zonei euro, calculat conform relației 2.

⁵ Au fost analizate șase sectoare: (1) agricultură, silvicultură și piscicultură; (2) industrie; (3) construcții; (4) comerț; repararea automobilelor și articolelor casnice; hoteluri și restaurante; transporturi și telecomunicații; (5) activități financiare; imobiliare, închirieri și servicii pentru întreprinderi; (6) alte activități de servicii: administrație publică și apărare, învățământ, sănătate și asistență socială.

Grafic 2. Gradul de similaritate structurală cu zona euro



Sursa: Eurostat, calcule proprii

Discrepanțele dintre economia României și cea a zonei euro sunt semnificative și le depășesc pe cele înregistrate de celelalte țări din ECE incluse în analiză. Dintre acestea, Ungaria, Estonia și Bulgaria apar ca fiind cele mai asemănătoare cu zona euro din punct de vedere structural, în timp ce Lituania, Cehia și România se află la celălalt pol.

Posibile explicații pentru diferențele structurale înregistrate de statele din ECE analizate față de economia zonei euro constau, de exemplu, în gradul scăzut de dezvoltare a piețelor financiare, responsabile cu o alocare diferită a resurselor, sau în ponderea mai mare asociată agriculturii ca reminiscență a perioadei comuniste.

Existența unor discrepanțe de structură economică față de zona euro nu are *per se* o conotație negativă. Dimpotrivă, importanța relativă mai mare a unor sectoare (industrie, de pildă) a reprezentat în cazul României un factor de temperare a declinului economic pe parcursul ultimilor doi ani, având în vedere evoluția favorabilă a acestora. De asemenea, ponderea mai scăzută a intermedierei financiare în România și în alte țări din regiune justifică impactul de primă rundă mai redus pe care l-a avut criza financiară internațională în aceste țări.

Totuși, conform teoriei zonelor monetare optime, existența unor ample diferențe între structura economiei românești și cea a zonei euro constituie un argument în defavoarea adoptării monedei unice în viitorul apropiat, mai ales în condițiile în care sprijinul oferit de mecanismele non-monetare (o piață a muncii flexibilă ori o politică fiscală adecvată) în contracararea efectelor șocurilor idiosincratice (a căror probabilitate de apariție este, *ipso facto*, mai mare) ar rămâne limitat.

Investigând cauzele diferențelor structurale dintre economia României și cea a zonei euro, se observă că cele mai mari decalaje se înregistrează în sectorul serviciilor (mai pronunțate chiar în cazul serviciilor publice), cu potențial semnificativ de dezvoltare în România. De asemenea, discrepanțe considerabile sunt vizibile și în agricultură – sector

de activitate cu grad scăzut de tehnologizare și care deține o pondere importantă a populației ocupate⁶ –, a cărei contribuție la formarea PIB este semnificativ mai ridicată comparativ cu cea a uniunii monetare (Tabelul 4).

Tabel 4. Analiză comparativă a structurii producției economice

| | | <i>pondere medie în total VAB (%)</i> | | | | | |
|---------------|-----------|---------------------------------------|-----------|-------------|--------|---------------------|------------------|
| | | Agricultură | Industrie | Construcții | Comerț | Servicii financiare | Servicii publice |
| 2000 – 2004 | România | 13,40 | 28,60 | 5,69 | 24,00 | 16,11 | 12,20 |
| | Zona euro | 2,38 | 21,90 | 5,58 | 21,33 | 26,62 | 22,19 |
| 2005 – 2010Q3 | România | 9,93 | 27,28 | 8,58 | 27,91 | 17,25 | 9,05 |
| | Zona euro | 2,20 | 20,98 | 5,31 | 21,59 | 27,80 | 22,05 |

Sursa: Eurostat, calcule proprii

Din punct de vedere al integrării viitoare în zona euro, este importantă nu atât amplitudinea decalajului dintre ponderea fiecărui sector în totalul valorii adăugate brute față de economia uniunii monetare, ci, în special, modul în care au evoluat aceste diferențe în timp. Datele prezentate atât în Graficul 2, cât și în Tabelul 4 arată că în perioada 2000Q1 – 2010Q3 a avut loc o divergență structurală comparativ cu economia zonei euro, ceea ce face incertă compatibilitatea economiei României cu cea a uniunii monetare pe termen lung, chiar și în condițiile existenței unor factori conjuncturali care pot determina evoluții sincrone ale celor două economii. O evoluție în sensul sincronizării structurale a României cu zona euro s-a produs la nivelul agriculturii (a cărei pondere în VAB pe total economie s-a diminuat de la 12,8 la sută în anul 2000 la 9,6 la sută în 2010Q3), dar, în același timp, se observă o divergență în ceea ce privește ponderea aferentă serviciilor publice în VAB, care a scăzut de la 13,4 la sută la 8,7 la sută în aceeași perioadă, în contextul creșterii ponderii aferente sectoarelor construcții și comerț cu amănuntul.

Tabel 5. Gradul mediu de similaritate structurală între România și țările din zona euro

| | | | | | | 2000Q1 – 2010Q3 |
|------|------|------|------|------|------|-----------------|
| AT | BE | DE | ES | FI | FR | |
| 34,2 | 48,3 | 47,8 | 36,6 | 30,5 | 57,6 | |
| GR | IE | IT | LU | NL | PT | |
| 46,6 | 39,8 | 38,4 | 65,6 | 45,0 | 37,8 | |

Sursa: Eurostat, calcule proprii

⁶ În 2009, populația ocupată în agricultură reprezenta 27,8 la sută din totalul populației ocupate.

În ceea ce privește similaritatea structurii economice față de fiecare țară membră a zonei euro, conform indicatorului dat de relația 1.2, România înregistrează cele mai scăzute discrepanțe structurale în raport cu economiile Finlandei, Austriei, Spaniei, Portugaliei și Italiei.

Lipsa similarității structurale între economia României și cea a zonei euro implică faptul că țara noastră va fi mai vulnerabilă în fața șocurilor asimetrice (de exemplu, un șoc advers de ofertă în agricultură) și, de asemenea, poate reacționa în mod diferit la șocuri comune uniunii (precum o modificare neanticipată a ratelor de dobândă). Rezultatele obținute indică faptul că adoptarea euro trebuie abordată cu prudență sporită, fiind important ca economia României să devină mai compatibilă din punct de vedere structural cu cea a zonei euro pentru a putea renunța la independența politicii monetare, fără a întâmpina costuri majore în ceea ce privește stabilizarea macroeconomică. Deși, în general, structura economiei se consideră a fi o variabilă exogenă cadrului decizional, este de preferat ca strategia economică pe termen mediu și lung să aibă în vedere evoluția acestei structuri în direcția unei compatibilități sporite cu zona euro, de exemplu prin dezvoltarea sectorului serviciilor.

3.3. Corelațiile care se stabilesc la nivelul componentelor PIB

O altă modalitate care permite obținerea unor informații suplimentare referitoare la corelarea economiilor din ECE cu zona euro o reprezintă analiza coeficienților de corelație pentru principalul indicator al activității economice – produsul intern brut –, dar și pentru componentele sale, cu excepția consumului guvernamental (componentă cu un pronunțat caracter idiosincratic). Seriile au fost desezonalizate, exprimate în termeni reali, ca variație trimestrială, ceea ce asigură caracterul lor staționar.

Pentru toate țările incluse în analiză, coeficienții de corelație cu zona euro au crescut în perioada 2005 – 2010Q3 atât pentru PIB, cât și în ceea ce privește cele patru componente luate în considerare, o excepție consemnându-se la nivelul ratei de creștere a exporturilor în România. (Tabelul 6). Aceasta rezultă însă dintr-o evoluție favorabilă țării noastre, și anume înregistrarea unei dinamici mai alerte a exporturilor autohtone comparativ cu cea consemnată în spațiul euro. O întărire a corelației cu zona euro în ultima perioadă se remarcă în cazul României în special la nivelul ratei de creștere economică.

Tabel 6. Corelațiile cu zona euro calculate pe baza PIB și a componentelor sale

| | <i>procente</i> | | | | | | | |
|---------------|-----------------|------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | RO | BG | CZ | EE | HU | LT | LV | PL |
| PIB | | | | | | | | |
| 2000 – 2004 | 6,2 | 19,2 | -1,6 | 45,0 | 29,0 | -22,7 | 31,8 | 24,9 |
| 2005 – 2010Q3 | 75,3 | 70,1 | 85,9 | 82,9 | 87,3 | 78,4 | 81,8 | 66,4 |
| Consum | | | | | | | | |
| 2000 – 2004 | 13,0 | 51,8 | -28,6 | 3,4 | -42,1 | -32,0 | 23,6 | -15,9 |
| 2005 – 2010Q3 | 64,0 | 58,2 | 60,5 | 70,7 | 62,4 | 51,9 | 76,8 | 23,4 |
| Investiții | | | | | | | | |
| 2000 – 2004 | 33,3 | 3,3 | -25,2 | -35,5 | 14,6 | 12,2 | -11,9 | 46,5 |
| 2005 – 2010Q3 | 38,3 | 53,3 | 62,3 | 60,0 | 53,8 | 68,0 | 73,7 | 46,8 |
| Exporturi | | | | | | | | |
| 2000 – 2004 | 53,1 | 2,0 | 53,7 | 42,9 | 69,2 | -8,5 | 2,4 | 39,7 |
| 2005 – 2010Q3 | 45,8 | 37,6 | 82,0 | 73,6 | 87,8 | 72,9 | 51,0 | 62,5 |
| Importuri | | | | | | | | |
| 2000 – 2004 | 39,9 | 13,7 | 37,2 | 69,8 | 55,2 | -31,9 | -7,5 | 55,8 |
| 2005 – 2010Q3 | 72,8 | 49,5 | 78,7 | 87,0 | 81,7 | 72,5 | 77,4 | 83,3 |

Sursa: Eurostat, calcule proprii

Corelațiile care se stabilesc la nivelul consumului – componenta PIB cu cea mai mare pondere în utilizarea PIB – sunt în medie mai scăzute comparativ cu cele aferente producției totale. Acest rezultat este în concordanță cu evidențele empirice documentate de majoritatea studiilor pe această temă, care identifică *puzzle-ul Backus-Kehoe-Kydland* sau paradoxul corelării consumului; mai exact, în teorie, datorită comportamentului consumatorilor de a netezi fluctuațiile consumului, acesta ar trebui să prezinte un grad mai ridicat de corelare comparativ cu produsul intern brut în cadrul unui grup de țări, însă evidențele empirice reflectă exact contrariul, posibil pe fondul unei piețe financiare insuficient dezvoltate, care nu oferă consumatorilor posibilitatea de a atenua fluctuațiile venitului. În cazul României, lipsa corelației cu zona euro la nivelul consumului în prima subperioadă analizată se poate datora și unei dinamici superioare a creditului și a veniturilor. O altă explicație pentru corelarea mai scăzută în ceea ce privește consumul poate să fie dată de lipsa de omogenitate care există în această privință în cadrul țărilor din zona euro. De exemplu, în mare parte a perioadei analizate, rata de creștere economică în Germania s-a bazat, în special, pe exporturi, în timp ce consumul intern a stagnat. În același timp, în Franța sau în Spania, la baza creșterii economice a stat dinamica cererii interne.

Corelațiile calculate în raport cu rata de creștere a acumulării de capital fix sunt, în general, mai reduse față de cele aferente ratei reale de creștere economică, ceea ce arată că posibilă sincronizare a ciclurilor economice cu zona euro nu este determinată de evoluția investițiilor.

Pentru a investiga în profunzime evoluția corelațiilor macroeconomice cu zona euro, vom analiza în continuare relația dintre ciclul de afaceri și șocurile macroeconomice în România, pe de o parte, și în uniunea monetară, pe de altă parte.

4. Analiza empirică a corelării ciclului de afaceri cu cel al zonei euro

4.1. Evaluarea sincronizării ciclurilor economice

În această lucrare, analiza ciclului economic are la bază definiția propusă de Lucas (1977), potrivit căreia ciclul este identificat cu deviația indicatorului ce redă activitatea economică de la tendința sa pe termen lung sau trendul acestuia. Izolarea ciclului economic este o problemă delicată, întrucât acesta este o variabilă economică neobservabilă, iar proprietățile trendului producției agregate și legătura acestuia cu componenta sa ciclică sunt încă un subiect controversat în literatura de specialitate. În practică, incertitudinea din jurul estimării ciclului economic este diminuată prin utilizarea unor metode alternative de estimare a celor două componente ale indicatorului economic (trend și ciclu), având la bază fundamente economice sau statistice diferite. Deoarece estimările referitoare la ciclul economic pot fi extrem de sensitive la alegerea metodei de filtrare (a se vedea Canova, 1998), în cadrul acestei lucrări am recurs la utilizarea a patru tehnici de extragere a ciclului (filtrul Hodrick-Prescott, Band-Pass: Christiano-Fitzgerald, filtrul Kalman și deviația seriei față de un trend pătratic)⁷. Cele patru estimări ale ciclului economic au fost agregate într-o măsură *consensus*, extrasă prin combinarea rezultatelor acestora prin intermediul Analizei Componentelor Principale.

Ca măsură a activității economice, în această lucrare a fost utilizat produsul intern brut, indicator ce înglobează toate sferele de activitate economică, dar și indicele producției industriale, care prezintă avantajul de a fi disponibil cu frecvență lunară și are un puternic caracter ciclic. În plus, întrucât o mare parte a producției industriale face obiectul comerțului exterior (bunuri comercializabile), o creștere a corelațiilor ca urmare a sporirii gradului de integrare economică se poate reflecta mai rapid la nivelul acestei variabile.

Setul de date este preluat de la Eurostat și include serii desezonalizate exprimate în prețuri constante, cu frecvență trimestrială în cazul produsului intern brut și lunară pentru IPI. Perioada considerată diferă în funcție de disponibilitatea datelor pentru fiecare țară⁸ și se încheie în 2010Q3 în analiza PIB, respectiv în 2010m11 în cazul IPI.

⁷ Pentru mai multe detalii a se vedea Anexa 1.

⁸ În cazul PIB, setul de date este disponibil din 1990Q1 pentru Austria, Belgia, Finlanda, Franța, Italia, Olanda, din 1991Q1 pentru Germania, din 1995Q1 pentru zona euro 12, Spania, Luxemburg, Portugalia, Estonia, Ungaria, Letonia, Lituania, Polonia, din 1996Q1 pentru Cehia, din 1997Q1 pentru Irlanda, din 1998Q1 pentru Bulgaria, respectiv din 2000Q1 pentru România și Grecia.

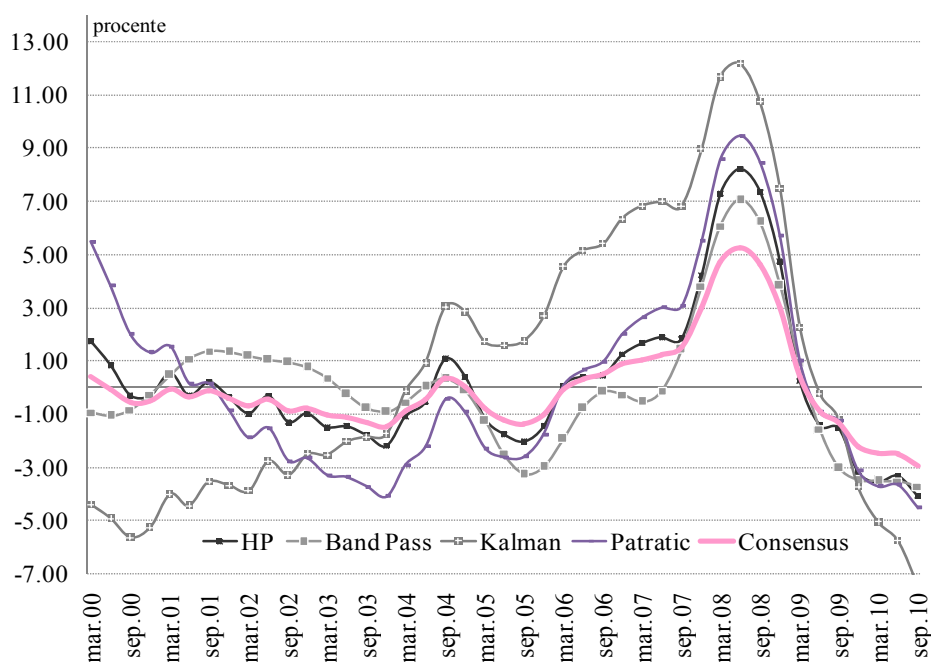
În cazul IPI, setul de date este disponibil din 1990m1 pentru zona euro 16, din 1995m1 pentru Polonia, din 1998m1 pentru Cehia, Ungaria, Letonia și Lituania, respectiv din 2000m1 pentru România și Bulgaria.

Înainte de a aplica tehnicile de filtrare pentru a identifica ciclul economic, seriile au fost logaritmăte și extinse pe baza unor modele de tip ARIMA.

4.1.1. Identificarea corelațiilor ciclurilor de afaceri izolate pe baza produsului intern brut

Estimarea ciclurilor economice prin aplicarea unor tehnici econometrice distincte de filtrare face necesară o analiză comparativă a rezultatelor obținute. În acest sens, graficul de mai jos ilustrează, pentru România, evoluția ciclurilor economice obținute prin cele patru metode menționate anterior, precum și cea a măsurii *Consensus* – construită într-o manieră de natură a încorpora informații din toate filtrele utilizate.

Grafic 3. Estimarea ciclului economic în România pe bază de filtre univariate



Sursa: estimări proprii

În general, evoluția ciclului de afaceri în România este asemănătoare indiferent de metoda de estimare, existând însă și unele diferențe de amplitudine sau de semn. Se remarcă faptul că filtrul Kalman generează amplitudini mai pronunțate ale ciclului de afaceri în comparație cu celelalte tehnici de filtrare. Totuși, se poate considera că estimarea acestei variabile neobservabile este robustă având în vedere corelațiile ridicate între componentele ciclice, după cum reiese din tabelul de mai jos.

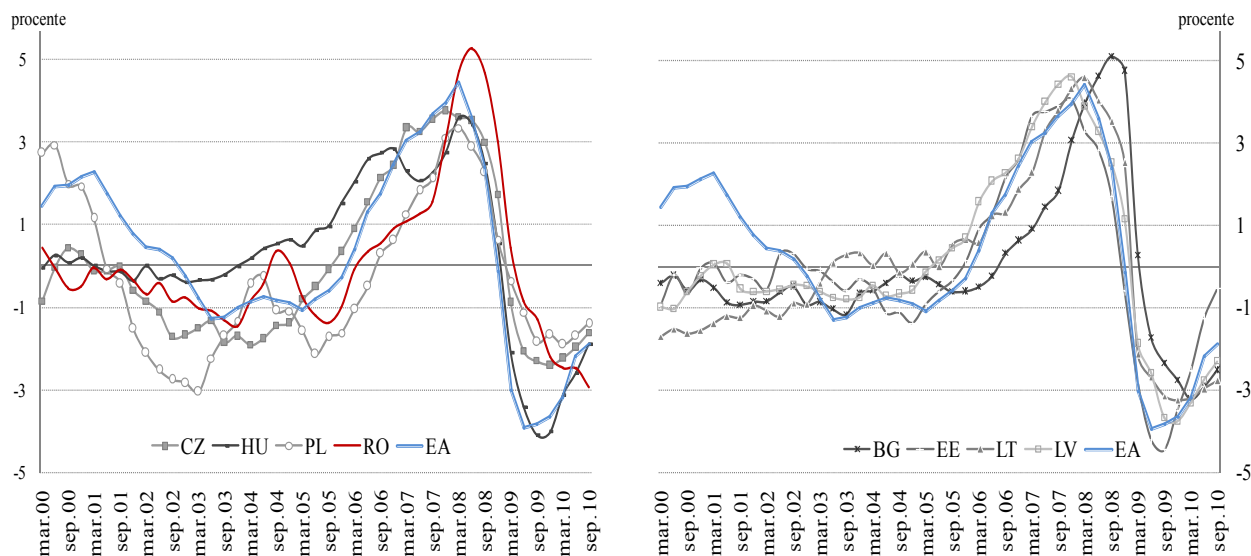
Tabel 7. Analiză comparativă a estimărilor privind ciclul economic

| <i>nivelul corelației între estimările ciclului economic (procente)</i> | | | | | |
|---|------------------|-------|-----------|----------|--------|
| | <i>Consensus</i> | HP | Band Pass | Pătratic | Kalman |
| <i>Consensus</i> | 100,0 | | | | |
| HP | 99,4 | 100,0 | | | |
| Band Pass | 89,0 | 88,4 | 100,0 | | |
| Pătratic | 92,7 | 94,4 | 74,9 | 100,0 | |
| Kalman | 82,7 | 78,1 | 59,6 | 66,3 | 100,0 |
| <i>Indicatori statistici</i> | | | | | |
| Medie | 0,00 | 0,19 | 0,01 | 0,71 | 0,21 |
| deviație standard | 1,82 | 2,74 | 2,51 | 5,26 | 3,62 |
| Min | -2,94 | -4,08 | -3,70 | -7,44 | -4,51 |
| Max | 5,26 | 8,23 | 7,07 | 12,18 | 9,46 |

Întrucât fiecare metodă de filtrare extrage un anumit tip de informație din seria producției agregate, neexistând o modalitate pentru a stabili care dintre acestea este mai adecvată, am construit o măsură *consensus* a ciclului economic, ca fiind prima componentă principală a sistemului format din cele patru estimări ale ciclului economic. Gradul de corelare dintre această măsură și componentele ciclice din care se formează este ridicat, fiind cuprins între 82,7 la sută (în raport cu filtrul Kalman) și 99,4 la sută (în raport cu filtrul HP). Din punct de vedere economic, măsura *consensus* surprinde principalele evoluții ale economiei românești, cum ar fi creșterea economică sub potențial până în anul 2004 și performanțele economice mai slabe din anul 2005, precum și expansiunea economică din perioada 2006 – 2008, culminând cu o valoare maximă de 5,26 la sută în 2008Q2. Schimbarea condițiilor macroeconomice a determinat însă o inversare de tendință, iar la sfârșitul perioadei analizate *output gap*-ul a înregistrat cea mai scăzută valoare din perioada analizată (-2,94 la sută).

Același *pattern* este vizibil în toate țările analizate, chiar dacă apar diferențe semnificative în ceea ce privește amplitudinea contracției. Ilustrativ în acest sens este Graficul 4, care relevă evoluția ciclurilor economice (pe baza măsurii *consensus*) ale statelor din ECE și a celui din zona euro.

Grafic 4. Evoluția ciclurilor economice în statele din ECE și zona euro



Sursa: Eurostat, estimări proprii

Pentru a evalua gradul de sincronizare a ciclurilor economice am utilizat ca indicator *benchmark* coeficientul de corelație Pearson, una dintre cele mai folosite măsuri ale gradului de dependență liniară dintre două serii. În plus, pentru a analiza tendința ciclurilor de a evolua în aceeași direcție, am calculat și coeficientul de corelație Spearman.

După cum se poate observa în Tabelul 8, corelația dintre ciclul economic al României și cel al zonei euro este ridicată pentru majoritatea metodelor de filtrare aplicate, excepție făcând rezultatele obținute prin filtrul Kalman, pentru care corelația cu zona euro se situează sub 50 la sută. Dintre cele 8 state din ECE considerate, indicatorii de corelație Pearson în raport cu zona euro poziționează România și Bulgaria pe ultimele două locuri ale clasamentului. Legături mai intense cu ciclul zonei euro sunt vizibile în cazul Estoniei, Letoniei și Cehiei, în timp ce corelații ușor mai reduse se observă în cazul Poloniei și Lituaniei. Rezultate similare sunt reliefate și de indicatorii de corelație Spearman, cu excepția României, care conform acestui indicator se situează la jumătatea clasamentului. Astfel, România înregistrează o poziție mai favorabilă în ceea ce privește direcția comună de evoluție a ciclului economic cu cel al zonei euro comparativ cu poziția determinată de corelația liniară între ciclurile de afaceri.

Tabel 8. Cuantificarea gradului de corelare a ciclurilor economice cu zona euro

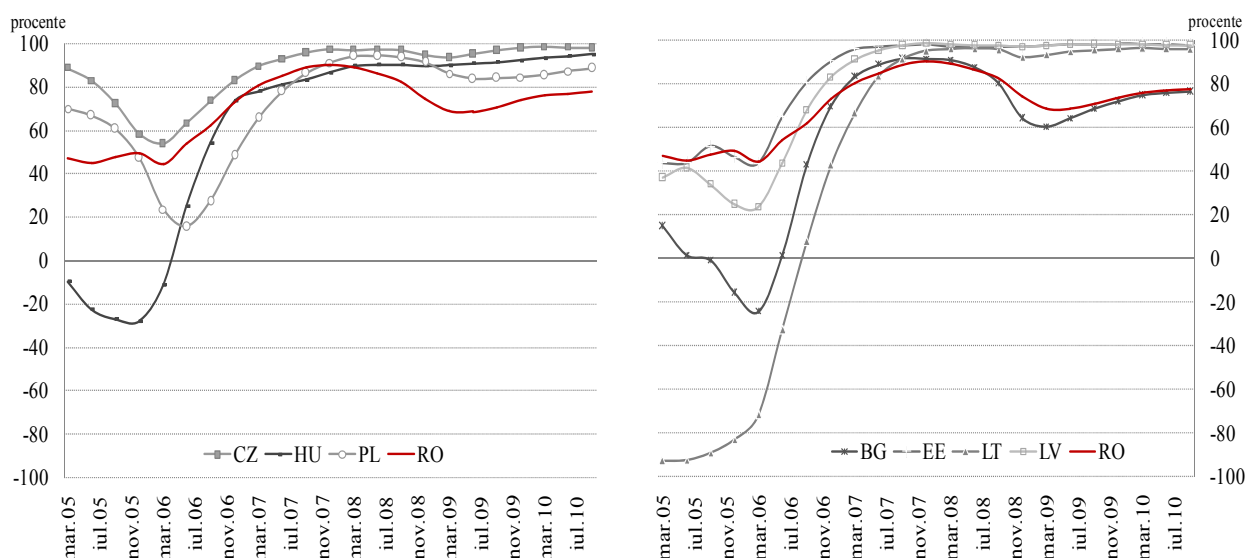
2000Q1 – 2010Q3

| Coeficientul de corelație Pearson (<i>procente</i>) | | | | | | | | |
|--|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| Filtre | RO | BG | CZ | EE | HU | LT | LV | PL |
| Hodrick-Presscott | 72,9 | 70,4 | 91,2 | 86,2 | 84,5 | 74,0 | 88,3 | 76,0 |
| <i>Poziție</i> | 7 | 8 | 1 | 3 | 4 | 6 | 2 | 5 |
| Band Pass | 62,2 | 76,5 | 97,6 | 93,8 | 95,0 | 81,2 | 95,7 | 78,2 |
| <i>Poziție</i> | 8 | 7 | 1 | 4 | 3 | 5 | 2 | 6 |
| Kalman | 43,1 | 50,7 | 42,0 | 75,5 | 78,0 | 66,1 | 75,9 | 31,7 |
| <i>Poziție</i> | 6 | 5 | 7 | 3 | 1 | 4 | 2 | 8 |
| Pătratic | 77,5 | 58,2 | 68,4 | 66,8 | 65,0 | 58,8 | 69,5 | 71,7 |
| <i>Poziție</i> | 1 | 8 | 4 | 5 | 6 | 7 | 3 | 2 |
| Consensus | 70,9 | 68,3 | 84,9 | 88,8 | 84,0 | 71,8 | 85,8 | 75,2 |
| <i>Poziție</i> | 7 | 8 | 3 | 1 | 4 | 6 | 2 | 5 |
| Coeficientul de corelație Spearman (<i>procente</i>) | | | | | | | | |
| Filtre | RO | BG | CZ | EE | HU | LT | LV | PL |
| Hodrick-Presscott | 77,9 | 75,2 | 91,2 | 83,3 | 81,2 | 54,5 | 87,3 | 66,9 |
| <i>Poziție</i> | 5 | 6 | 1 | 3 | 4 | 8 | 2 | 7 |
| Band Pass | 57,7 | 80,9 | 96,4 | 92,3 | 94,6 | 66,1 | 94,8 | 74,4 |
| <i>Poziție</i> | 8 | 5 | 1 | 4 | 3 | 7 | 2 | 6 |
| Kalman | 35,0 | 34,9 | 46,4 | 73,9 | 46,5 | 57,0 | 59,3 | 52,1 |
| <i>Poziție</i> | 7 | 8 | 6 | 1 | 5 | 3 | 2 | 4 |
| Pătratic | 80,9 | 40,1 | 51,4 | 50,3 | 59,2 | 35,3 | 53,1 | 65,1 |
| <i>Poziție</i> | 1 | 7 | 5 | 6 | 3 | 8 | 4 | 2 |
| Consensus | 76,5 | 69,4 | 87,1 | 82,3 | 72,5 | 57,4 | 78,9 | 71,2 |
| <i>Poziție</i> | 4 | 7 | 1 | 2 | 5 | 8 | 3 | 6 |

De o relevanță deosebită din punct de vedere al îndeplinirii criteriului privind sincronizarea ciclurilor economice și al adoptării monedei unice în viitor este analiza evoluției în timp a gradului de corelare dintre economiile din ECE și zona euro. În acest sens, au fost calculați coeficienții Pearson de corelație contemporană a ciclurilor economice, considerând cele două subperioade menționate anterior, dar și o fereastră mobilă de 5 ani.

Tabel 9. Corelația ciclurilor economice în statele din ECE cu cel din zona euro

| | <i>perioade fixe; procente</i> | | | | | | | |
|---------------|--------------------------------|------|------|------|------|-------|------|------|
| | RO | BG | CZ | EE | HU | LT | LV | PL |
| 2000 – 2004 | 49,8 | 27,0 | 90,9 | 32,5 | -2,4 | -92,5 | 37,2 | 70,7 |
| 2005 – 2010Q3 | 77,7 | 76,9 | 97,7 | 97,8 | 93,1 | 95,3 | 97,6 | 86,4 |

Grafic 5. Corelația ciclurilor economice în statele din ECE cu cel din zona euro*medie mobilă 5 ani*

Sursa: Eurostat, estimări proprii

În perioada 2000-2010 a avut loc un proces de sincronizare a ciclurilor economice ale țărilor din ECE cu cel al zonei euro, tendință care s-a accentuat începând cu anul 2006, favorizată de intrări masive de capital pe fondul îmbunătățirii percepției investitorilor asupra riscului de țară în regiune. În cazul României, anul 2006 a marcat, de asemenea, finalizarea procesului de liberalizare a contului de capital și confirmarea aderării iminente a României la Uniunea Europeană. După ce, pe parcursul anului 2008, gradul de corelare între majoritatea țărilor analizate și zona euro a consemnat un ușor declin, manifestarea efectelor crizei economice și financiare la nivel global a imprimat evoluții similare ale ciclului de afaceri în majoritatea economiilor studiate. Aceste rezultate sunt de natură să valideze evidențele empirice și studiile teoretice (de exemplu, De Haan, Inklaar și Jong-a-Pin, 2007; Gayer, 2007) potrivit cărora perioade de corelare puternică tind să alterneze cu perioade de corelare mai redusă, în funcție de fazele ciclului economic. Faptul că la începutul anului 2010 majoritatea țărilor din ECE erau puternic sincronizate cu economia zonei euro poate fi explicat în bună măsură de persistența efectelor crizei economice în regiune, în condițiile în care în această perioadă nu s-au observat progrese în planul convergenței structurale.

Relevantă din prisma convergenței ciclice a economiei României către cea a zonei euro este analiza modului în care economia națională se corelează cu cea a fiecărui stat membru al uniunii monetare.

Tabel 10. Cuantificarea gradului de corelare a ciclului economic al României cu cel al statelor membre ale zonei euro

2000Q1 – 2010Q3; procente

| Coeficientul de corelație Pearson | | | | | | | | | | | | |
|------------------------------------|-------------|------|------|-------------|-------------|------|------|------|------|------|-------------|------|
| Măsura | AT | BE | DE | ES | FI | FR | GR | IE | IT | LU | NL | PT |
| Consensus | 78,9 | 64,9 | 61,3 | 85,4 | 74,3 | 63,4 | 60,0 | 60,9 | 63,3 | 65,1 | 76,9 | 54,9 |
| Poziție | 2 | 6 | 9 | 1 | 4 | 7 | 11 | 10 | 8 | 5 | 3 | 12 |
| Coeficientul de corelație Spearman | | | | | | | | | | | | |
| Măsura | AT | BE | DE | ES | FI | FR | GR | IE | IT | LU | NL | PT |
| Consensus | 77,8 | 71,4 | 68,2 | 83,1 | 81,2 | 72,0 | 41,6 | 57,7 | 72,2 | 69,1 | 75,1 | 62,7 |
| Poziție | 3 | 7 | 9 | 1 | 2 | 6 | 12 | 11 | 5 | 8 | 4 | 10 |

Luând în considerare întreaga perioadă analizată, examinarea Tabelului 10 relevă faptul că, indiferent de indicatorii de corelație considerați, ciclul economic al României este puternic corelat cu cel al Spaniei, Austriei, Finlandei și Olandei. Rezultatele sunt consistente cu cele obținute în secțiunea 3.2, referitoare la similaritatea structurală; dintre toate țările din zona euro, România se aseamănă cel mai mult cu primele trei state menționate anterior (a se vedea Tabelul 5), ceea ce confirmă ideea că țările asemănătoare din punct de vedere al structurii economice tind să fie afectate de același tip de șocuri și să răspundă în mod asemănător la acestea, fapt ce se concretizează într-o sincronizare a ciclurilor economice. Corelarea ciclului economic al României cu cel al Austriei poate fi explicată și prin prisma intensității legăturilor comerciale înregistrate cu aceste două țări (a se vedea Tabelul 3). De asemenea, trebuie menționat că Austria este un investitor major în economia României; în sistemul bancar instituțiile de credit cu capital austriac dețin cea mai mare cotă de piață, iar în cadrul clasamentului pe țări de rezidență a investitorilor în societăți comerciale cu participare străină la capitalul social din 31 iulie 2010, realizat de ONRC, Austria ocupă locul doi, după Olanda.

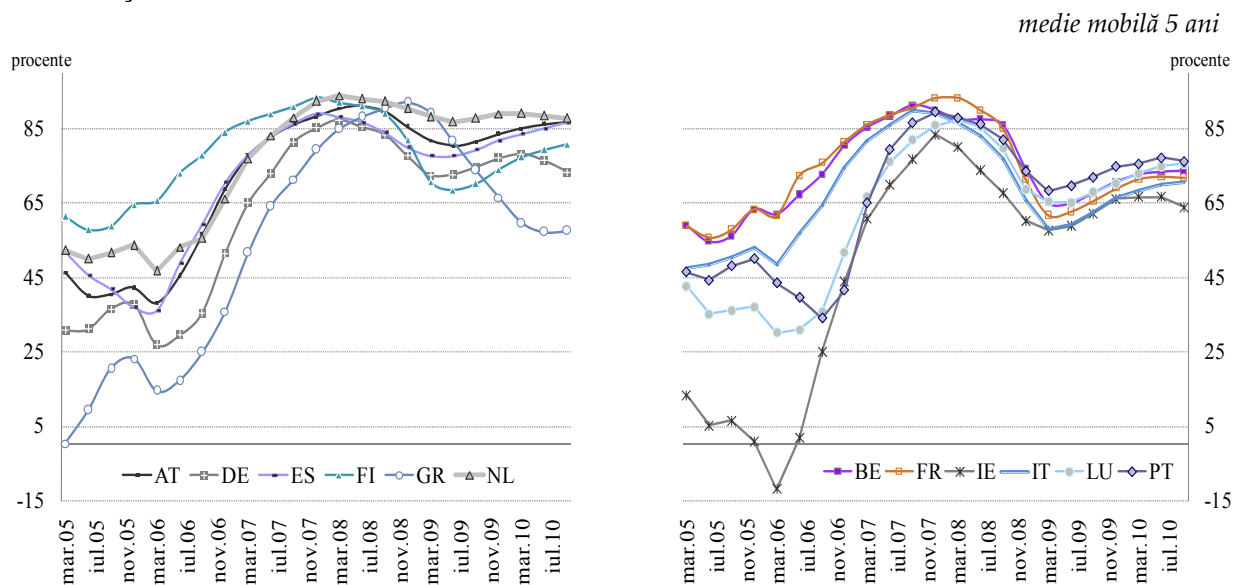
La polul opus, indiferent de coeficientul de corelație considerat, cea mai slabă corelație ciclică a economiei României cu țări din zona euro se înregistrează cu Portugalia, Grecia, Irlanda și Germania.

Am menționat anterior că în perioada 2000 – 2010 a avut loc un proces de sincronizare a ciclului economic al României cu cel al zonei euro. Totuși, o creștere a corelației medii cu ansamblul zonei euro are relevanță prin prisma renunțării la independența politicii monetare cu minimum de costuri doar în măsura în care se produce concomitent cu scăderea dispersiei asociate corelațiilor bilaterale cu fiecare țară membră. Nevoia de a corobora cele două informații este analogă cu studiul beta- și sigma-convergenței în cadrul literaturii creșterii economice (Massmann și Mitchell, 2004). În aceeași ordine de idei, Gayer (2007) argumentează că dispersia deviației PIB de la potențial într-un grup

de țări reprezintă cea mai adecvată măsură a convergenței ciclice din perspectiva elaborării politicilor macroeconomice pe termen scurt.

Graficul 6, care redă evoluția în timp a coeficienților de corelație cu țările membre ale zonei euro, calculați cu o fereastră mobilă de cinci ani, confirmă existența unui proces de sincronizare ciclică a economiei României cu cea a uniunii monetare. Creșterea corelației ciclului cu ansamblul zonei euro s-a realizat concomitent cu diminuarea dispersiei asociate corelațiilor cu țările membre ale uniunii. Dacă la începutul anului 2005 valorile coeficienților de corelație calculați pe o perioadă de 5 ani între România și țările membre ale zonei euro erau cuprinse între 0,2 la sută (cu Grecia) și 61,4 la sută (cu Finlanda), în 2010 Q3 coeficienții de corelație s-au situat între 57,7 la sută (cu Grecia) și 87,7 la sută (cu Olanda).

Grafic 6. Gradul de corelare dintre ciclul economic al României și cel al statelor membre ale zonei euro



Sursa: Eurostat, estimări proprii

Și în dinamică se confirmă corelarea intensă a economiei României cu cea a Finlandei, corelații ridicate fiind consemnate, de asemenea, cu Austria și Olanda. În plus, merită menționat că ulterior unei etape importante de sincronizare ciclică în raport cu economia Greciei, în ultima perioadă se observă o decuplare a ciclului de afaceri între cele două țări.

Informații suplimentare privind sincronizarea ciclurilor de afaceri pot fi obținute prin utilizarea unor măsuri adiționale coeficienților de corelație, și anume indicatori de concordanță, corelații *lead/lag* sau indicatori de persistență. Tabelul 11 redă valorile acestor indicatori calculați pe baza ciclului *consensus* pentru țările ECE analizate.

Tabel 11. Măsurile adiționale pentru evaluarea gradului de sincronizare a ciclurilor de afaceri ale statelor ECE cu cel din zona euro

| | 2000Q1 – 2010Q3 | | | | | | | | |
|---|-----------------|-------|-------|------|-------|-------|-------|------|------|
| | RO | BG | CZ | EE | HU | LT | LV | PL | EA |
| Indicator de concordanță | 0,65 | 0,65 | 0,74 | 0,79 | 0,63 | 0,51 | 0,70 | 0,79 | |
| Poziție | 4 | 4 | 2 | 1 | 5 | 6 | 3 | 1 | |
| Corelația maximă | 0,81 | 0,8 | 0,85 | 0,89 | 0,84 | 0,72 | 0,85 | 0,75 | |
| Lead/lag | 2 | 1 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 | |
| Persistență | | | | | | | | | |
| ▪ efectul cumulat pe termen lung al unui șoc de o unitate | 9,2 | 11,01 | 12,05 | 8,09 | 12,28 | 12,82 | 11,46 | 9,43 | 8,84 |
| ▪ nr. de ani în care un șoc de o unitate rămâne peste 0,5 | 1,75 | 2 | 2,25 | 3 | 3,5 | 2,25 | 4,25 | 4,5 | 5,25 |

Indicatorul de concordanță redat în tabelul de mai sus este cel propus de Harding și Pagan (2002). Acesta reprezintă o măsură neparametrică ce cuantifică perioada ca procent din intervalul analizat în care două economii se află în aceeași fază a ciclului economic.

În calculul acestui indicator se pornește de la definirea unei secvențe binare $S_{i,t}$ (zero și unu) pentru fiecare țară i , unde valoarea 1 este asociată perioadelor de expansiune (*output gap* pozitiv), iar valoarea 0 este asociată perioadelor de recesiune (în care PIB se plasează sub nivelul potențial). Astfel, indicatorul de concordanță dintre ciclul economic al țării i și ciclul economic al zonei euro este dat de următoarea expresie:

$$IC_{i,EA} = T^{-1} \left\{ \sum_{t=1}^T [S_{i,t} \cdot S_{EA,t} + (1 - S_{i,t}) \cdot (1 - S_{EA,t})] \right\} \quad (3)$$

unde:

T reprezintă dimensiunea eșantionului.

Prin construcție, acest indicator se situează în intervalul (0,1), nivelul maxim de concordanță între două cicluri economice fiind consemnat atunci când indicatorul ia valoarea 1. Un nivel peste 0,5 al indicatorului relevă existența unei concordanțe în ceea ce privește fazele ciclului economic al țărilor considerate, în condițiile în care cele două serii sunt independente și identic distribuite (McDermott și Scott, 2000).

După cum se poate observa în Tabelul 11, ierarhia țărilor din ECE în funcție de concordanța ciclului economic cu cel al zonei euro este compatibilă cu cea determinată de gradul de corelare ciclică. România și Bulgaria se plasează la finele clasamentului, în schimb, valoarea indicatorului de concordanță este suficient de ridicată pentru a afirma

că există o concordanță din punct de vedere al fazelor ciclului economic între aceste țări și zona euro. Dintre statele analizate, Lituania s-a aflat în aceeași fază a ciclului economic cu zona euro pentru cel mai redus interval din perioada considerată, în timp ce fazele ciclului economic din Estonia, Polonia și Cehia au coincis cel mai mult cu cele ale zonei euro.

Corelațiile *lag/lead* se referă la intervalul de întârziere sau de avans pentru care corelația necondiționată dintre ciclurile economice este cea mai ridicată. Considerând $Corr(i_t, EA_{t-j})$ – corelația dintre ciclul economic al țării i și cel al zonei euro, se poate spune că cele două economii sunt sincronizate în cazul în care corelația maximă a ciclurilor economice se înregistrează pentru $j=0$. Obținerea unei corelații maxime pentru o valoare pozitivă a lui j relevă faptul că ciclul zonei euro îl precede pe cel al țării i , iar decalajul este de j trimestre, în timp ce o valoare negativă pentru j arată că ciclul economic al țării i este în avans cu j trimestre față de ciclul economic din zona euro.

Din perspectiva teoriei zonelor monetare optime, este necesar ca valoarea maximă a corelației să se înregistreze contemporan, fapt valabil pentru majoritatea țărilor din ECE. România, Bulgaria și Lituania reprezintă un caz atipic în această privință, existând un decalaj de două trimestre între ciclul economic al României și cel al zonei euro și de un trimestru în cazul celorlalte două țări menționate.

Persistența a fost cuantificată prin efectul cumulat pe termen lung al unui șoc de o unitate în seria ciclului economic, dar și prin numărul de ani în care efectul acestui șoc rămâne peste 0,5, calculate pe baza unor modele autoregresive adecvate pentru fiecare țară. Indicatorii utilizați surprind o influență mixtă asociată atât efectelor generate de producerea diferitelor șocuri, cât și celor determinate de mecanismele particulare de transmisie a șocurilor în economiile considerate. Efectul în timp al oricărui șoc depinde de gradul de persistență ce caracterizează variabilele macroeconomice, sincronizarea ciclurilor economice fiind facilitată atunci când nivelul de persistență al ciclurilor economice în cadrul unui grup de țări este similar. După cum se poate observa în Tabelul 11, un șoc de aceeași magnitudine are efecte mai puternice pe termen lung asupra majorității țărilor din ECE (mai puțin în cazul Estoniei) față de zona euro, aceasta dispunând de mecanisme mai eficiente de stabilizare macroeconomică. În același timp, efectul șocurilor se propagă mai lent în zona euro, o economie matură cu structuri stabile în comparație cu economiile candidate, unde impactul major al șocurilor se produce pe termen mai scurt. Rezultatele pun în evidență existența unor discrepanțe funcționale între economiile mature din zona euro și cele din ECE.

4.1.2. Identificarea corelațiilor ciclurilor de afaceri izolate pe baza producției industriale

Economia României este pozitiv corelată cu cea a zonei euro și din punct de vedere al ciclurilor economice extrase pe baza indicelui producției industriale (a se vedea Anexa 2), intensitatea corelației fiind însă mai slabă decât în cazul majorității țărilor din ECE.

De asemenea, corelația României cu ansamblul zonei euro a rezultat ca fiind mai puternică în comparație cu ciclurile extrase pe baza produsului intern brut, însă trebuie ținut cont de faptul că seriile de date puse la dispoziție de Eurostat în cazul producției industriale se referă la EA16, în timp ce, în cazul PIB, a fost analizată EA12.

În dinamică se observă, ca și în cazul PIB, o creștere a corelațiilor începând cu ultima parte a anului 2006, când aderarea României la Uniunea Europeană a devenit iminentă. De semnalat este faptul că, în perioada aferentă crizei economice internaționale, amplitudinea corelației dintre producția industrială autohtonă și cea a UEM s-a diminuat. Un factor explicativ ar putea fi conjunctura externă favorabilă de care au beneficiat câteva segmente industriale din România (industria mijloacelor de transport rutier și ramurile conexe, ca urmare a programelor de reînnoire a parcurilor auto derulate de unele țări din zona euro - în principal Germania și Franța). Pe acest fond, restrângerea volumului producției industriale a fost mai puțin pronunțată în România decât în zona euro.

4.2. Simetria șocurilor de cerere și de ofertă

O altă modalitate de a analiza convergența ciclică și structurală o reprezintă evaluarea gradului de simetrie a șocurilor de cerere și de ofertă, un nivel ridicat al corelației acestor șocuri între două economii indicând structuri economice similare, creându-se astfel premisele unor cicluri de afaceri sincrone.

În situația în care economia României ar fi afectată de ample șocuri asimetrice comparativ cu zona euro, renunțarea la independența politicii monetare, care poate contracara efectele adverse ale acestor șocuri, comportă costuri semnificative în plan macroeconomic.

De regulă se consideră că politica monetară are o eficiență ridicată în special în contracararea șocurilor de cerere, însă, în statele din ECE, politica monetară a fost utilizată pentru ajustarea atât a șocurilor de cerere, cât și a celor de ofertă; de exemplu, cursul de schimb a jucat un rol important în contrabalansarea nivelului redus al competitivității în perioada de tranziție.

De asemenea, șocurile de cerere sunt condiționate de politica monetară și sunt endogene procesului de integrare în uniunea monetară, în sensul că pot deveni corelate odată ce politica monetară este unificată. În schimb, șocurile de ofertă relevă măsura în care țările în tranziție din ECE sunt afectate de șocuri asimetrice în momentul aderării la zona euro, având o importanță sporită din perspectiva îndeplinirii criteriului referitor la sincronizarea ciclurilor de afaceri (a se vedea Babetski, Boone și Maurel, 2004).

Din acest motiv, este necesar a se face distincția între șocurile structurale de cerere, respectiv de ofertă. O metodologie frecvent utilizată în acest sens este cea dezvoltată de Blanchard și Quah (1989), care pornesc de la ideea că fluctuațiile venitului național se datorează unor șocuri care au atât efecte tranzitorii, cât și permanente. Prima categorie

de efecte este atribuită șocurilor de cerere, iar a doua șocurilor de ofertă, idee fundamentată și de un model clasic de tip AD-AS (a se vedea Anexa 4). Bayoumi și Eichengreen (1993) utilizează aceeași metodologie pentru a investiga în ce măsură uniunea monetară europeană constituie o zonă monetară optimă.

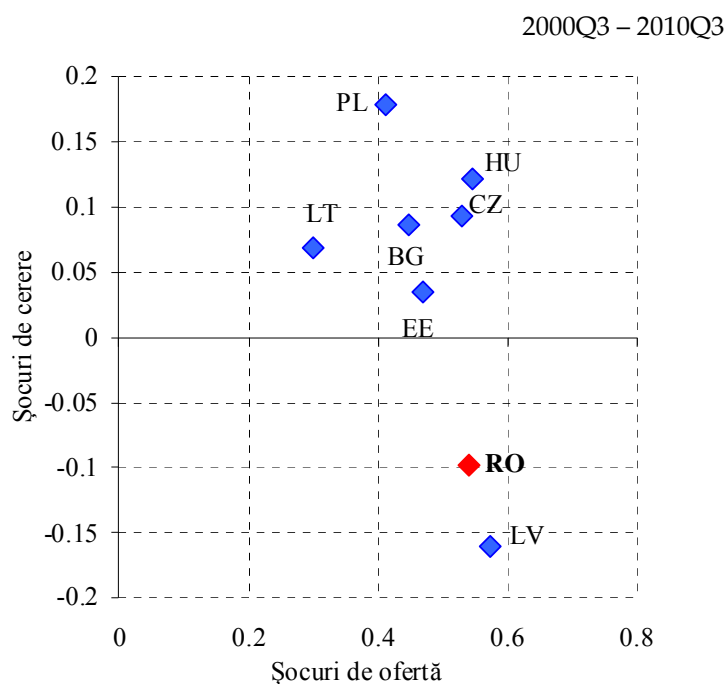
Pentru a descompune inovațiile în nivelul produsului intern brut în șocuri de cerere și de ofertă s-a utilizat în continuare descompunerea Blanchard și Quah aplicată în cadrul unor modele SVAR bivariate pentru fiecare țară, care includ rata de creștere a PIB real și deflatorul PIB. O caracteristică intrinsecă a economiilor în tranziție o reprezintă lipsa seriilor lungi de date, ceea ce face necesară interpretarea cu prudență a rezultatelor obținute.

Anexa 3 prezintă setul de date disponibil și rezultatele testelor de staționaritate; toate seriile incluse în analiză pot fi considerate staționare, în mod adecvat aplicării metodologiei Blanchard și Quah. Rata de creștere a PIB real al Ungariei apare ca fiind nestaționară conform testului Dickey-Fuller augmentat, însă, conform testului Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin, nu se poate respinge ipoteza nulă că seria este staționară pentru un nivel de semnificație de 1 la sută. Acolo unde a fost cazul, un trend determinist a fost inclus ca variabilă exogenă în model. Conform criteriilor informaționale⁹, în modelele pentru economiile României și Cehiei a fost inclus un *lag*, modelele pentru economiile zonei euro și Estoniei conțin două *lag*-uri, cele aferente Poloniei, Lituaniei, Letoniei și Bulgariei includ 3 *lag*-uri, în timp ce în cazul Ungariei au fost utilizate cinci *lag*-uri. Modelele SVAR au fost identificate prin restricții pe termen lung, conform cărora efectul cumulat al unui șoc de cerere asupra venitului este nul, în timp ce șocurile de ofertă au efecte permanente asupra venitului; în plus, ambele tipuri de șocuri pot influența nivelul prețurilor. Rezultatele obținute și prezentate în Anexa 5 sunt conforme cu teoria economică: un șoc favorabil în oferta agregată are un efect pozitiv și permanent asupra nivelului PIB; un șoc pozitiv în cererea agregată are un efect pozitiv tranzitoriu asupra venitului național. O excepție o constituie Letonia, pentru care efectul inițial asupra PIB generat de un șoc de cerere este negativ, fapt ce trebuie luat în considerare atunci când se analizează corelațiile dintre șocurile care afectează economia Letoniei și cea a zonei euro. De asemenea, impactul unui șoc de cerere asupra PIB al Estoniei este nesemnificativ. Potrivit unui model clasic de tip AD-AS, un șoc de ofertă generează un răspuns negativ asupra inflației, în timp ce o creștere neanticipată a cererii agregate antrenează un răspuns pozitiv din partea inflației.

Graficul 7 pune în evidență gradul de corelare a șocurilor de ofertă, respectiv a celor de cerere dintre fiecare țară din ECE analizată și zona euro.

⁹ Pentru a facilita lectura studiului nu au fost incluse în mod integral rezultatele testelor care asigură caracterul adecvat al modelelor, acestea fiind disponibile la cerere.

Grafic 7. Gradul de simetrie a șocurilor de cerere și de ofertă



Sursa: Eurostat, estimări proprii

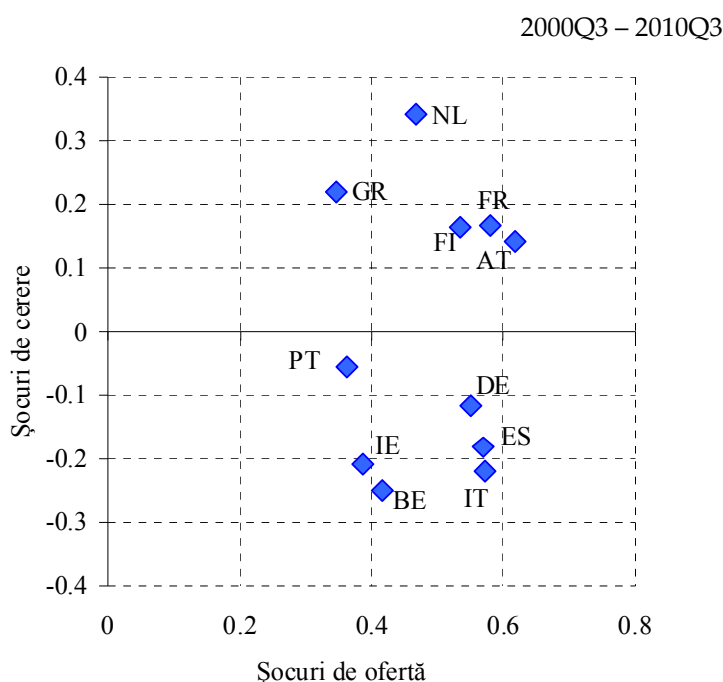
În general, țările din ECE sunt mult mai corelate cu zona euro în ceea ce privește șocurile de ofertă. Rezultatele sunt confirmate în mare măsură de cele obținute în cadrul secțiunii dedicate investigării gradului de sincronizare a ciclurilor economice (a se vedea Tabelul 8). Țări precum Letonia, Ungaria, Estonia și Cehia sunt puternic corelate cu zona euro pe partea șocurilor de ofertă, la polul opus situându-se Lituania. Cu toate că România ocupă o poziție favorabilă în cadrul acestei ierarhii, nu a fost identificată și o corelație a șocurilor de cerere cu cele din zona euro, fapt ce reflectă politici interne diferite adoptate în contextul tranziției la economia de piață, politici dezinflaționiste, efecte de tip Balassa-Samuelson inerente procesului de convergență și poate justifica poziționarea la finele clasamentului din punct de vedere al sincronizării ciclurilor economice. Dintre țările analizate, Letonia (pentru care trebuie însă luată în considerare mențiunea anterioară) manifestă o corelare negativă a șocurilor de cerere cu zona euro. Ungaria, Cehia și Estonia, pe de altă parte, apar ca fiind mai pregătite să adopte moneda unică europeană cu costuri reduse.

România înregistrează o puternică simetrie a șocurilor de ofertă cu cele din zona euro (coeficientul de corelație este de 54,17 la sută), în timp ce șocurile de cerere care afectează economia României nu sunt corelate cu cele din UEM (cu un coeficient de -9,83 la sută). Trebuie menționat că șocurile de ofertă au o relevanță deosebită în ceea ce privește îndeplinirea criteriului referitor la sincronizarea ciclurilor economice, în timp ce șocurile de cerere pot fi endogene politicilor adoptate și pot deveni corelate ulterior aderării la uniunea monetară. Totuși, datorită faptului că politica monetară autonomă

reprezintă un instrument util în contracararea efectelor negative ale șocurilor de cerere asimetrice, renunțarea la aceasta trebuie analizată cu precauție sporită.

În scopul de a verifica robustețea rezultatelor, dar și de a obține mai multe informații referitoare la corelarea economiei românești cu cea a zonei euro, am investigat gradul de corelare a șocurilor de cerere și de ofertă dintre România și fiecare țară membră a zonei euro (mai puțin Luxemburg, pentru care nu s-a identificat un model adecvat pentru a izola cele două tipuri de șocuri, după cum reiese și din Anexa 6).

Grafic 8. Gradul de simetrie a șocurilor de cerere și de ofertă dintre România și țările din zona euro



Sursa: Eurostat, estimări proprii

În conformitate cu rezultatele obținute anterior, corelațiile înregistrate pe partea ofertei sunt mai ridicate comparativ cu cele aferente cererii. În plus, graficul de mai sus pune în evidență faptul că există o dispersie semnificativă a coeficienților de corelație înregistrați de România cu țările membre ale zonei euro; în ceea ce privește șocurile de ofertă, corelații ridicate se înregistrează cu Austria, Franța, Finlanda, dar și cu Spania și Italia, cu care România este însă invers corelată pe partea cererii. Din punct de vedere metodologic, rezultatele sunt validate de cele obținute din analiza sincronizării ciclurilor (a se vedea Tabelul 10), iar din punct de vedere economic, corelațiile înregistrate cu aceste țări sunt explicate prin prisma similarității structurale, în ceea ce privește cazul Finlandei, sau prin prisma integrării comerciale, financiare și a mobilității forței de muncă în cazul Spaniei, Italiei și Austriei. Dintre țările analizate, șocurile care afectează economia României au un puternic caracter asimetric relativ la economiile Portugaliei, Greciei, Irlandei sau Belgiei.

5. Concluzii

Lucrarea analizează gradul de sincronizare a ciclului de afaceri al României cu cel al zonei euro și măsura în care acesta se reflectă în caracterul simetric al șocurilor macroeconomice care afectează cele două economii. Acest studiu se circumscrie teoriei zonelor monetare optime, conform căreia adoptarea monedei unice europene generează mai multe beneficii decât costuri în măsura în care economia României nu se află într-o fază distinctă a ciclului economic față de zona euro și nu este afectată de ample șocuri asimetrice față de aceasta. Cu toate că Tratatul de la Maastricht nu specifică în mod explicit criteriile de convergență a ciclului de afaceri sau a structurii economice pentru a accede la zona euro, este important ca România să îndeplinească aceste criterii înainte de renunțarea la autonomia politicii monetare, pentru a evita înregistrarea unor dezechilibre macroeconomice, precum cele recent vizibile în cazul unor țări membre ale zonei euro.

Pentru a oferi o imagine fundamentată a poziției României în cadrul regiunii din punct de vedere al sincronizării ciclului de afaceri cu cel din zona euro, în cadrul acestei lucrări s-a analizat economia României în comparație cu alte șapte țări din Europa Centrală și de Est, și anume Bulgaria, Republica Cehă, Ungaria, Estonia, Lituania, Letonia și Polonia.

Într-o primă etapă au fost calculați o serie de indicatori relevanți din prisma sincronizării ciclurilor de afaceri, prin intermediul cărora s-au evidențiat îndeosebi următoarele aspecte:

- ↳ Gradul de integrare comercială a României cu zona euro este scăzut în comparație cu alte țări candidate la uniunea monetară (cum ar fi Cehia, Ungaria, Estonia sau Bulgaria), ceea ce se poate concretiza într-o influență mai redusă a schimburilor comerciale asupra sincronizării ciclurilor de afaceri cu zona euro.
- ↳ Discrepanțele structurale dintre economia României și cea a zonei euro sunt superioare celor înregistrate în statele ECE și s-au amplificat în perioada analizată. Acest aspect nu are *per se* o conotație negativă, totuși, conform teoriei zonelor monetare optime, implică o creștere a expunerii la șocuri idiosincratice, a căror contracarare este dificilă în condițiile în care pierderea independenței politicii monetare nu este compensată de funcționarea adecvată a pârghiilor non-monetare (piața muncii, politica fiscală).
- ↳ La nivelul componentelor PIB se constată în ultima perioadă creșterea puternică a corelațiilor cu zona euro, îndeosebi în ceea ce privește consumul. Totuși, aceste corelații sunt mai scăzute comparativ cu cele aferente producției totale, validând, astfel, existența *puzzle*-ului *Backus-Kehoe-Kydland* sau paradoxul corelării consumului. În prima parte a intervalului de analiză, lipsa corelației cu zona euro la nivelul consumului se poate datora înregistrării unei dinamici superioare a creditului și a veniturilor în România comparativ cu zona euro. De asemenea, corelațiile calculate în raport cu rata de creștere a acumulării de capital fix sunt mai

reduse față de cele aferente ratei reale de creștere economică, ceea ce arată că evoluția investițiilor nu reprezintă un factor major pentru sincronizarea ciclurilor economice cu zona euro.

Analiza corelării ciclurilor de afaceri pune în evidență faptul că România nu ocupă o poziție favorabilă în cadrul țărilor din ECE, înregistrând o corelație mai ridicată cu uniunea monetară doar în comparație cu Bulgaria.

Conform rezultatelor obținute în cadrul acestui studiu, pe parcursul ultimului deceniu România a înregistrat progrese pe linia convergenței ciclului de afaceri cu uniunea monetară, fapt confirmat atât de creșterea gradului de corelare a ciclului de afaceri cu ansamblul zonei euro, cât și de scăderea dispersiei asociate corelațiilor bilaterale cu fiecare țară membră. În ultima perioadă se observă o creștere a corelațiilor cu zona euro, pe fondul crizei internaționale, care a imprimat evoluții similare ale ciclului de afaceri.

De asemenea, lucrarea investighează gradul de similaritate a persistenței ciclurilor economice cu zona euro, dată fiind importanța acestuia pentru facilitarea sincronizării ciclice. Astfel, un șoc de aceeași magnitudine are efecte mai puternice pe termen lung asupra economiei României față de zona euro, aceasta din urmă dispunând de mecanisme mai eficiente de stabilizare macroeconomică. În același timp, efectul șocurilor se propagă mai lent în zona euro, o economie matură cu structuri stabile în comparație cu economia României, unde impactul major al șocurilor se produce pe termen scurt. Rezultatele pun în evidență existența unor discrepante funcționale între economia națională și cea a uniunii monetare, concluzii asemănătoare fiind obținute și pentru celelalte state din ECE analizate.

În plus, în cadrul lucrării a fost analizat gradul de simetrie a șocurilor de cerere și de ofertă față de cele din zona euro, relevant pentru evaluarea costurilor aferente renunțării la independența politicii monetare. România înregistrează un grad ridicat de simetrie a șocurilor de ofertă cu cele din zona euro (coeficientul de corelație este de 54,17 la sută), în timp ce în cazul șocurilor de cerere nu se identifică corelații semnificative (cu un coeficient de -9,83 la sută); acest ultim fapt reflectă diferențele existente între România și zona euro din punct de vedere al politicilor economice promovate și explică gradul mai scăzut de corelare la nivelul consumului. În cadrul țărilor din ECE, România ocupă o poziție favorabilă din punct de vedere al gradului de simetrie a șocurilor de ofertă, fiind comparabilă cu state precum Letonia, Ungaria, Cehia și Estonia, însă nu a fost identificată o simetrie a șocurilor de cerere față de uniunea monetară. În general, Ungaria, Cehia și Estonia par a fi mai pregătite să adopte moneda unică europeană cu costuri reduse.

Rezultatele obținute pe parcursul lucrării sunt consistente. Pe de o parte, ierarhia țărilor din ECE este în general confirmată de analiza corelațiilor cu zona euro care se stabilesc la nivelul ratei de creștere a PIB real, al ciclurilor economice extrase pe baza filtrelor univariate și la nivelul șocurilor de ofertă care afectează aceste țări. Pe de altă parte,

șocurile de cerere sunt mai slab corelate cu cele din zona euro, fapt reflectat și de un grad mai scăzut de corelare la nivelul consumului.

În ceea ce privește poziționarea României în cadrul grupului format din țările din zona euro 12, corelații ridicate se înregistrează cu Spania, Austria, Olanda și Finlanda. Rezultatul este validat de cel obținut din analiza corelării ciclurilor economice și a șocurilor de ofertă. În plus, în cazul Finlandei, corelațiile ridicate sunt explicate și prin prisma similarității structurale, iar în cazul Spaniei și Austriei, prin intermediul integrării comerciale, financiare și a mobilității forței de muncă.

Lucrarea pune în evidență faptul că adoptarea de către România a monedei unice europene în viitorul apropiat poate genera costuri economice semnificative, având în vedere următoarele considerente: (i) deschiderea comercială calculată în raport cu zona euro este mai redusă în comparație cu a altor țări din regiune; (ii) cu toate că șocurile de cerere pot fi endogene politicilor adoptate, corelația negativă cu uniunea monetară reprezintă un factor de risc, ținând cont că politica fiscală este o sursă de șocuri asimetrice; (iii) corelația maximă între ciclul economic al României și cel al zonei euro nu se înregistrează contemporan, ci cu un decalaj de două trimestre și, în special; (iv) diferențele dintre structura economiei României și cea a zonei euro s-au amplificat în intervalul 2000Q1 – 2010Q3, ceea ce atestă faptul că sincronizarea ciclurilor economice din această perioadă nu a avut la bază factori care țin de compatibilitatea structurală a celor două economii.

Bibliografie

- Acedo Montoya, Lourdes
De Haan, Jakob
Regional business cycle synchronization in Europe? International Economics and Economic Policy, Vol. 5, No. 1, pp. 123-137, 2008
- Afonso, Antonio
Furceri, Davide
Sectoral Business Cycle Synchronization in the European Union, Economics Bulletin, Vol. 29, No. 4, pp. 2996-3014, 2009
- Alesina, Alberto,
Barro, Robert J.
Tenreyro, Silvana
Optimal Currency Areas, Harvard Institute of Economic Research Discussion Paper Number 1958, 2002
- Artis, Michael J.
Analysis of European and UK business cycles and shocks, HM Treasury EMU study available online at:
http://www.hm-treasury.gov.uk/media/1/B/addevon03_316.pdf.
Is there a European business cycle?, CESifo Working Paper, No. 1053, 2003
- Babetskii, Ian
Boone, Laurence
Maurel, Mathilde
Exchange rate regimes and shocks asymmetry: the case of the accession countries, Journal of Comparative Economics, Elsevier, Vol. 32(2), pp. 212-229, 2004
- Babetskii, Ian
EU Enlargement and Endogeneity of some OCA Criteria: Evidence from the CEECs, Working Papers 2004/02, Czech National Bank, Research Department, 2004
- Backe, Peter et al.
The Acceding countries Strategies Towards ERM II and the Adoption of the Euro: an Analytical Review, ECB Occasional Paper Series, No. 10, February 2004
- Bayoumi, Tamim
Eichengreen, Barry
Shocking aspects of European monetary unification. In Torres, Francisco, Giavazzi, Francesco, Adjustment and Growth in the European Monetary Union. Cambridge Univ. Press, pp. 193-229, Cambridge/New York, 1993
- Berger, Helge
De Haan, Jakob
Inklaar, Robert
Restructuring the ECB, CESifo Working Paper, No. 1084, Munich, 2002
- Blanchard, J. Olivier
Quah, Danny
The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances, The American Economic Review, Vol. 79, No. 4, pp. 655-673, 1989
- Canova, Fabio
Detrending and Business Cycle Facts, Journal of Monetary Economics, No. 41, pp. 475-540, 1998
- Christiano, Lawrence J.
Fitzgerald, Terry J.
The Band Pass Filter, International Economic Review, Vol. 44, No. 2, pp. 435-465, 2003
- Correia, Leonida
Business cycle synchronisation in the Euro area: the case of small countries,

- Gouveia, Sofia International Economics and Economic Policy, No. 5, pp. 103-121, Springer-Verlag, 2008
- Darvas, Zsolt
Szapáry, György *Business Cycle Synchronization in the Enlarged EU*, CEPR Discussion Paper 5179, 2005
- Deardorff, Alan *Determinants of Bilateral Trade: Does Gravity Work in a Neoclassical World?*, in Frankel J. (ed.), *The Regionalization of the World Economy*, The University of Chicago Press, Chicago, 1998
- De Haan , Jakob
Inklaar, Robert
Jong-a-Pin, Richard
Dumitru, Ionuț *Will business cycles in the euro area converge? A critical survey of empirical research*, *Journal of Economic Surveys*, Blackwell Publishing, vol. 22(2), pp. 234-273, 04, 2007
- Eickmeier, Sandra
Breitung, Jorg *Adoptarea euro in Romania*, MPRA Working Paper, No. 18612, 2009
- Eickmeier, Sandra
Breitung, Jorg *How Synchronized are new EU member states with the euro area? Evidence from a structural factor model*, *Journal of Comparative Economics* 34, pp. 538-563, 2006
- Fidrmuc, Jarko
Korhonen, Iikka *Similarity of Supply and Demand Shocks Between the Euro Area and the CEECs*, Royal Economic Society Annual Conference 2003 Paper, No. 77, 2003a
- The Euro Goes East Implications of the 2000-2002 Economic Slowdown for Synchronisation of Business Cycles between the Euro Area and CEECs*, BOFIT Discussion Paper No. 6, 2003b
- Meta-analysis of the business cycle correlation between the euro area and the CEECs*, *Journal of Comparative Economics*, Vol. 34, Issue 3, pp. 518-537, 2006
- Fleming, J. Marcus *On Exchange Rate Unification*, *The Economic Journal*, Vol. 81, pp. 467-488, 1971
- Frenkel, Michael
Nickel, Christiane *How Symmetric Are the Shocks and the shock Adjustment Dynamics Between the Euro Area and Central and Eastern European Countries?*, IMF Working Paper No. 02/222, 2002
- Furceri, Davide
Karras, Georgios *Are the new EU members ready for the EURO? A comparison of costs and benefits*, *Journal of Policy Modeling*, 28, pp. 25-38, 2006
- Frankel, Jeffrey A.,
Andrew K. Rose *The Endogeneity of the Optimum Currency Area Criteria*, *Economic Journal*, 108 (449), 1009-25, 1998
- Gayer, Christian *A Fresh Look at Business Cycle Synchronisation in the Euro Area*, *European Economy*, Economic Papers, No. 287, 2007
- Garcia, Herrero Alicia
Juan, M. Ruiz *How much do trade and financial linkages affect business cycle synchronization for small open economies?* Bank of Spain, 2005
- Harding, Don *Dissecting the cycle: a methodological Investigation*, *Journal of Monetary*

- Pagan, Adrian Economics 49: 365-381.
- Hodrick, J. Robert *Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation*, Journal of Money, Credit and Banking, 29(1): 1-16, 1997
- Prescott, C. Edward
- Horvath, Julius *Supply and demand shocks in accession countries to the Economic and Monetary Union*, Journal of Comparative Economics 32, pp. 202-211, 2004
- Ratfai, Attila
- Ingram, C. James *The Case for the European Monetary Integration*, Princeton University, Essays in International Finance, No. 98, 1973
- Imbs, Jean *Trade, Finance, Specialization, and Synchronization*, Review of Economics and Statistics, 86 (3), 723-34, 2004
- Kenen, B. Peter *The optimum currency area: an eclectic view*, in: Mundell, R.A. & Swoboda, A.K. (eds.), Monetary problems of the international economy, University of Chicago Press, Chicago, pp. 41-60, 1969
- Korhonen, Iikka *Some empirical tests on the integration of economic activity between the euro area and the accession countries. The Economics of Transition*, The European Bank for Reconstruction and Development, Vol. 11(1), pp. 177-196, 2003
- Krugman, Paul *Geography and trade*, MIT Press, Cambridge, 1991
- Krugman, Paul *The lessons of Massachusetts for EMU*, in Giavazzi F. and F. Torres, The Transition to Economic and Monetary Union in Europe, Cambridge University Press, New York , pp. 241-261, 1993
- Lucas, Robert E. *Understanding business cycles*, Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy, Elsevier, pp. 7-29, 1977
- Massmann, Michael *Reconsidering the evidence: are Eurozone business cycles converging?*, Journal of Business Cycle Measurement and Analysis 1(3): 275-308, 2004
- Mitchell, James
- McKinnon, Ronald *Optimum currency areas*, The American Economic Review 53(4): 717-25, 1963
- McDermott, C. John *Concordance in Business Cycles*, IMF Working Papers 00/37, International Monetary Fund, 2000
- Scott, Alasdair
- Mongelli, P. Francesco *New views on the optimum currency area theory: What is EMU telling us?*, ECB, Working Paper 138, 2002
- Mundell, A. Robert *A theory of optimum currency areas*, The American Economic Review 51: 509-17, 1961
- Rose, K. Andrew *One Money, One Market: The Effect of Common Currencies on Trade*, Economic Policy 30, pp. 8-45, 2000
- Savva, S. Christos *Business Cycle Synchronization of the Euro Area with the New and Negotiating Member Countries*. Centre for Growth and Business
- Neanidis, C. Kyriakos

- Osborn, R. Denise Cycle Research Discussion Paper Series No. 91, 2007
- Tavlas, S. George *The 'New' Theory of Optimum Currency Areas*, *The World Economy*, pp. 663-685, 1993
- Trăistaru-Siedschlag, Iulia *Transmission Channels of Business Cycle Synchronization in an Enlarged EMU*, WHU Paper, 2005
- Van Aarle, Bas
Kappler, Marcus
Sachs, Andreas
Seymen, Atilim
Weyerstrass, Klaus *Study on economic integration and business cycle synchronization*, ZEW and IHS Final Report Project for the EU Commission BEPA-01/2007-PO, 2008
- * * * European Commission, *One Market, One Money*, *European Economy*, No. 44, October, 1990
- * * * FMI, *Romania – Staff Report for the 2010*, Article IV Consultation, Fourth Review Under the Stand-by Arrangement, and Requests for Modification and Waiver of Nonobservance of Performance Criteria, IMF Country Report No. 10/227, 2010

ANEXE

Filtrele univariate utilizate

Filtrul Hodrick-Prescott (HP) introdus de R. J. Hodrick și E. C. Prescott în 1997 reprezintă una dintre cele mai frecvent utilizate metode parametrice pentru descompunerea unei serii de timp (y_t) în două componente neobservabile, respectiv trend (\bar{y}_t) și ciclu (c_t). Modalitatea de extragere a trendului se realizează prin minimizarea unei funcții de pierdere de forma:

$$\min_{\{\bar{y}_t\}} \left[\sum_{t=1}^T c_t^2 + \lambda \sum_{t=1}^T ((\bar{y}_{t+1} - \bar{y}_t) - (\bar{y}_t - \bar{y}_{t-1}))^2 \right] \quad (\text{A1.1})$$

unde: T reprezintă numărul total de observații, $\sum_{t=1}^T c_t^2$ reprezintă suma abaterilor la pătrat, deoarece $\sum_{t=1}^T c_t^2 = \sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y}_t)^2$; $\sum_{t=1}^T ((\bar{y}_{t+1} - \bar{y}_t) - (\bar{y}_t - \bar{y}_{t-1}))^2$ este suma modificărilor ritmului de creștere a trendului; λ redă parametrul cu rolul de a penaliza fluctuațiile în rata de creștere a seriei de trend; cu cât acesta este mai mare, cu atât trendul astfel estimat devine mai neted (când λ tinde la infinit, trendul devine o linie dreaptă).

Pentru determinarea ciclului economic s-a folosit filtrul HP cu $\lambda = 1600$ în cazul seriilor trimestriale de PIB și $\lambda = 14400$ în cazul seriilor lunare de IPI, valorile recomandate de Hodrick și Prescott.

Filtrul Band-Pass (Christiano și Fitzgerald, 2003) descompune seria de timp prin izolarea componentei ciclice pornind de la ipoteza că aceasta este cuprinsă într-o anumită bandă de frecvență specificată în prealabil. În acest sens, de regulă sunt eliminate componentele care au frecvențe reduse, de exemplu fluctuațiile care se repetă cu o periodicitate de patru trimestre pentru seriile cu frecvență trimestrială, acestea fiind asociate componentei sezoniere, sau componentele asociate tendinței pe termen lung a seriei, dar și componentele cu frecvență ridicată, care se pot datora erorilor de măsurare a PIB sau unor factori tranzitorii cu efect perturbator în economie. Întrucât teoria sugerează o perioadă maximă a ciclului economic de opt ani, estimarea acestei componente presupune determinarea fluctuațiilor cu periodicități cuprinse între 6 și 32 de trimestre în cazul PIB și între 18 și 96 de luni în cazul IPI.

Filtrul pătratic pornește de la aceeași descompunere a seriei de date într-o componentă permanentă (trend) și o componentă tranzitorie (ciclu), conform relației:

$$y_t = \bar{y}_t + c_t \quad (\text{A1.2})$$

În acest caz, trendul este redat de o funcție polinomială de timp de gradul doi (funcție pătratică), având următoarea formă:

$$\bar{y}_t = a + b \cdot t + c \cdot t^2 \quad (\text{A1.3})$$

Obținerea ciclului se poate realiza prin extragerea termenului rezidual din următoarea ecuație de regresie:

$$y_t = a + b \cdot t + c \cdot t^2 + c_t \quad (\text{A1.4})$$

unde: coeficienții a, b, c pot fi estimați prin metoda celor mai mici pătrate.

Filtrul Kalman reprezintă un algoritm matematic utilizat în cazul modelelor univariate cu componente neobservabile, dezvoltat de Harvey (1981) și utilizat pe scară largă pentru izolarea componentei ciclice a unei serii de timp. În această lucrare, extragerea ciclului economic s-a realizat plecând de la modelul introdus de Harvey și Jaeger (1993), care presupune că seriile de timp pot fi descompuse structural într-o componentă trend, o componentă tranzitorie și un termen rezidual ε_t , după cum urmează:

$$y_t = \bar{y}_t + c_t + \varepsilon_t \quad (\text{A1.5})$$

Referitor la natura trendului seriei de date, literatura economică propune variante diferite pentru descrierea acestuia, pornind de la cel mai simplu model în care trendul este considerat determinist, până la modele mai complexe în care trendul este stohastic și poate depinde de valorile acestuia de la momentele anterioare. Un exemplu de un astfel de model poate fi redat de următoarele ecuații:

$$\begin{aligned} \bar{y}_t &= \bar{y}_{t-1} + \beta_{t-1} + \mu_t \\ \beta_t &= \beta_{t-1} + \xi_t \end{aligned} \quad (\text{A1.6})$$

unde: μ_t și ξ_t sunt variabile reziduale de tip „zgomot-alb” necorelate între ele și, de asemenea, necorelate cu eroarea ε_t .

În ceea ce privește componenta ciclică (c_t), aceasta poate fi scrisă sub forma unei combinații de funcții sinus și cosinus:

$$c_t = \alpha \cdot \cos \lambda t + \beta \cdot \sin \lambda t \quad (\text{A1.7})$$

unde: α și β sunt scalari, iar λ este frecvența ciclului exprimată în radiani.

Ca și în cazul trendului, componenta ciclică este de așteptat să fie de natură stohastică și să fie caracterizată de un anumit grad de inerție.

Extragerea ciclului economic pentru fiecare țară considerată în această analiză s-a realizat pe baza alegerii unei specificații optime dintre următoarele variante: trend stohastic și pantă stohastică, trend fix și pantă stohastică (engl. *smooth trend model*), trend stohastic și pantă fixă, respectiv trend fix și pantă fixă. Decizia s-a fundamentat

în principal pe baza a doi indicatori statistici, coeficientul de determinare calculat pe baza primei diferențe (R_D^2) și varianța erorii de predicție (σ^2), dar și pe relevanța economică a rezultatelor obținute, fiind respinse acele specificații care indicau un ciclu fix și nu unul stochastic.

În tabelul A1.1 am prezentat selecția modelului cu componente neobservabile adecvat pentru economia României. σ_ζ^2 este varianța pantei, σ_μ^2 este varianța trendului, iar σ_χ^2 este varianța ciclului.

Tabel A1.1. Alegerea modelului cu componente neobservabile. Cazul României

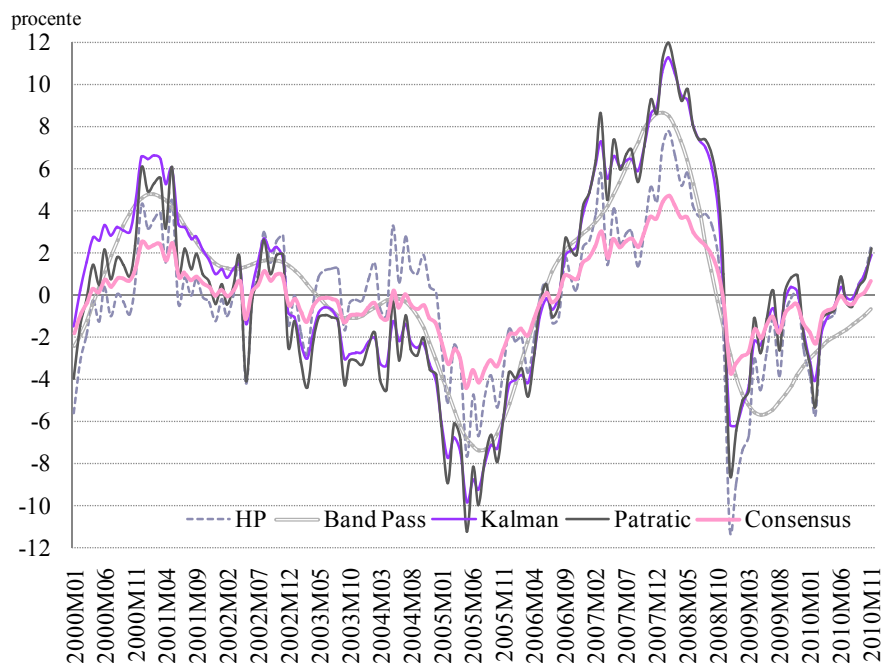
| | 2000Q1 – 2010Q3 | | | |
|----------------------|--|-----------------------------------|-----------------------------------|-------------------------|
| | Specificații | | | |
| | trend stochastic pantă stochastică | trend stochastic pantă fixă | trend fix pantă stochastică | trend fix pantă fixă |
| σ_ζ^2 | 38,24 | 0 | 42,62 | - |
| σ_μ^2 | 29 | - | - | - |
| σ_χ^2 | 7,62 | 111,78 | 12,37 | 111,78 |
| Perioadă ciclu (ani) | 1,94 | 9,75 | 1,95 | 9,75 |
| σ^2 | 118,48 | 124,65 | 119,41 | 124,65 |
| R_D^2 | 37,11 | 33,84 | 36,62 | 33,84 |

Notă: varianțele sunt multiplicare cu 10^6 , iar R_D^2 este multiplicat cu 10^2

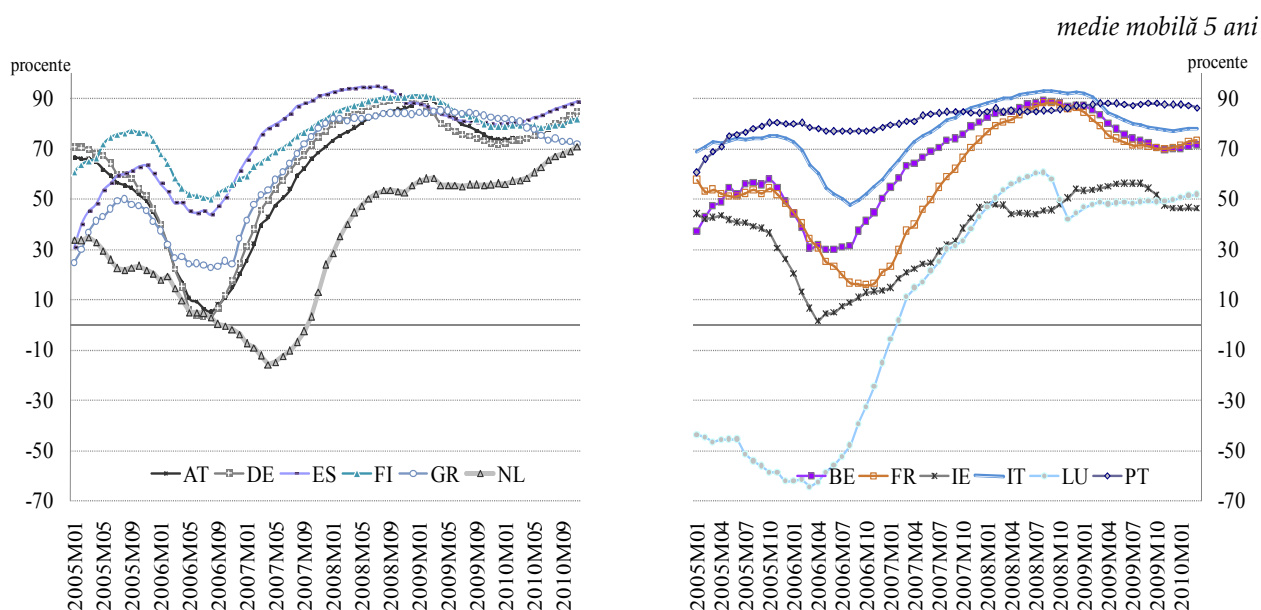
Pentru economia României a fost ales modelul cu trend fix și pantă fixă ținând cont de faptul că prezintă interes identificarea unui ciclu stochastic cu o perioadă în acord cu teoria economică. Perioada estimată a ciclului este de 9,75 ani, în conformitate cu teoria economică.

Măsuri de sincronizare a ciclurilor economice obținute pe baza indicelui producției industriale

Grafic A2.1. Estimarea ciclului economic în România pe bază de filtre univariate



Grafic A2.2. Gradul de corelare dintre ciclul economic al României și cel al statelor membre ale zonei euro



Tabel A2.1. Cuantificarea gradului de corelare a ciclurilor economice cu zona euro 16

2000m1 – 2010m11

| Coeficientul de corelație Pearson (procente) | | | | | | | | |
|---|------|------|------|------|------|------|------|------|
| Filtre | RO | BG | CZ | EE | HU | LT | LV | PL |
| Hodrick-Presscott | 72,1 | 82,1 | 85,8 | 90,6 | 90,8 | 47,4 | 84,4 | 72,8 |
| <i>Poziție</i> | 7 | 5 | 3 | 2 | 1 | 8 | 4 | 6 |
| Band Pass | 81,4 | 90,1 | 94,3 | 97,5 | 96,7 | 67,8 | 92,8 | 85,7 |
| <i>Poziție</i> | 7 | 5 | 3 | 1 | 2 | 8 | 4 | 6 |
| Kalman | 61,8 | 38,5 | 59,0 | 54,2 | 66,7 | - | 44,6 | 59,1 |
| <i>Poziție</i> | 2 | 7 | 4 | 5 | 1 | - | 6 | 3 |
| Pătratic | 54,6 | 85,7 | 87,0 | 90,1 | 95,4 | 50,4 | 84,7 | 73,2 |
| <i>Poziție</i> | 7 | 4 | 3 | 2 | 1 | 8 | 5 | 6 |
| Consensus | 73,5 | 83,7 | 88,2 | 89,2 | 93,0 | 58,3 | 83,1 | 79,0 |
| <i>Poziție</i> | 7 | 4 | 3 | 2 | 1 | 8 | 5 | 6 |
| Coeficientul de corelație Spearman (procente) | | | | | | | | |
| Filtre | RO | BG | CZ | EE | HU | LT | LV | PL |
| Hodrick-Presscott | 72,9 | 70,0 | 79,0 | 73,4 | 83,7 | 35,7 | 68,6 | 75,8 |
| <i>Poziție</i> | 5 | 6 | 2 | 4 | 1 | 8 | 7 | 3 |
| Band Pass | 83,1 | 74,7 | 91,5 | 96,6 | 94,4 | 36,4 | 85,2 | 78,9 |
| <i>Poziție</i> | 5 | 7 | 3 | 1 | 2 | 8 | 4 | 6 |
| Kalman | 65,7 | 28,6 | 41,3 | 25,2 | 49,9 | - | 12,9 | 55,7 |
| <i>Poziție</i> | 1 | 5 | 4 | 6 | 3 | - | 7 | 2 |
| Pătratic | 59,5 | 87,3 | 83,8 | 74,5 | 92,6 | 47,8 | 65,3 | 81,0 |
| <i>Poziție</i> | 7 | 2 | 3 | 5 | 1 | 8 | 6 | 4 |
| Consensus | 82,5 | 72,9 | 80,8 | 67,5 | 87,0 | 41,9 | 59,3 | 82,2 |
| <i>Poziție</i> | 2 | 5 | 4 | 6 | 1 | 8 | 7 | 3 |

Tabel A2.2. Măsuri adiționale pentru evaluarea gradului de sincronizare a ciclurilor de afaceri ale statelor ECE cu cel din zona euro

2000m1 – 2010m11

| | RO | BG | CZ | EE | HU | LT | LV | PL | EA |
|---|-------|-------|-------|-------|-------|------|-----------|-------|------|
| Indicator de concordanță | 0,82 | 0,75 | 0,78 | 0,67 | 0,82 | 0,53 | 0,69 | 0,87 | |
| <i>Poziție</i> | 2 | 5 | 4 | 7 | 3 | 8 | 6 | 1 | |
| Corelația maximă | 0,73 | 0,86 | 0,88 | 0,89 | 0,93 | 0,60 | 0,83 | 0,82 | |
| <i>Lead/lag</i> | 0 | -2 | 0 | 0 | 0 | -1 | 0 | 2 | |
| Persistență | | | | | | | | | |
| ▪ efectul cumulat pe termen lung al unui șoc de o unitate | 12,38 | 16,49 | 11,62 | 13,84 | 12,25 | -* | 12,5 3 | 11,01 | 4,42 |
| ▪ nr. de ani în care un șoc de o unitate rămâne peste 0,5 | 0,91 | 1,33 | 2,66 | 2,66 | 1,33 | - | 1,25 | 1,16 | 4,41 |

* Pentru Lituania nu a fost identificat un model autoregresiv adecvat.

Rezultatele testelor de determinare a ordinului de integrare

Tabelul A3.1 prezintă rezultatele testelor Dickey-Fuller augmentat (ADF), care are ca ipoteză nulă faptul că seria are o rădăcină unitară, și Kwiatowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), cu ipoteza nulă că seria este staționară.

Tabel A3.1. Testarea staționarității seriilor

| Variabila | Începutul perioadei | Specificație | ADF | | Specificație | KPSS | |
|-----------|---------------------|--------------|--------------|-----------------|--------------|--------------|-----------------|
| | | | Valoare test | Valori critice* | | Valoare test | Valori critice* |
| y_ea12 | 1995Q2 | c | -3,54 | -3,54 | c,t | 0,06 | 0,21 |
| def_ea12 | | c | -3,62 | -2,59 | c | 0,09 | 0,11 |
| y_ro | 2000Q2 | - | -2,43 | -2,62 | c,t | 0,13 | 0,21 |
| def_ro | | c,t | -5,71 | -4,19 | c,t | 0,13 | 0,11 |
| y_bg | 2000Q2 | c | -4,66 | -3,56 | c,t | 0,15 | 0,21 |
| def_bg | | c | -6,47 | -2,59 | c,t | 0,15 | 0,11 |
| y_cz | 1996Q2 | c | -3,90 | -3,55 | c | 0,17 | 0,73 |
| def_cz | | c,t | -4,78 | -2,59 | c,t | 0,10 | 0,34 |
| y_ee | 1996Q4 | - | -2,73 | -2,60 | c,t | 0,11 | 0,21 |
| def_ee | | c | -6,02 | -1,61 | c,t | 0,15 | 0,11 |
| y_hu | 1995Q2 | c,t | -2,85 | -4,12 | c,t | 0,16 | 0,21 |
| def_hu | | c,t | -9,22 | -3,17 | c,t | 0,20 | 0,11 |
| y_lt | 2000Q2 | c,t | -5,59 | -4,19 | c,t | 0,10 | 0,21 |
| def_lt | | c | -5,51 | -3,19 | c | 0,22 | 0,11 |
| y_lv | 1997Q2 | - | -2,53 | -2,60 | c,t | 0,12 | 0,21 |
| def_lv | | c | -4,62 | -1,61 | c | 0,17 | 0,11 |
| y_pl | 2000Q2 | c | -3,28 | -3,55 | c | 0,11 | 0,73 |
| def_pl | | c | -6,46 | -2,59 | c,t | 0,11 | 0,34 |

* pentru pragul de semnificație de 1%, respectiv 10%.

Descompunerea Blanchard și Quah

Fie x_t vectorul ce conține cele două variabile economice, rata de creștere economică (Δy) și rata inflației (def), staționar în covarianță: $x_t = (\Delta y_t, def_t)'$.

Reprezentarea VAR în *forma structurală* se poate scrie astfel:

$$B \cdot x_t = \Gamma(L) \cdot x_t + \varepsilon_t, \quad E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = I \quad (\text{A4.1})$$

unde: B este matricea coeficienților care reflectă interacțiunile contemporane dintre variabile, $\Gamma(L) = \sum_{i=1}^p \Gamma_i \cdot L^i$, L este operatorul definit prin $L^i x_t = x_{t-i}$, iar p este numărul de lag-uri. Vectorul $\varepsilon_t = (\varepsilon_t^o, \varepsilon_t^c)'$ reprezintă șocurile structurale ale modelului, ε_t^o reprezintă șocul de ofertă, iar ε_t^c cel de cerere. Fără a reduce gradul de generalitate a expunerii, s-a considerat că matricea de varianță-covarianță a șocurilor structurale a fost normalizată la matricea identitate (2×2).

Principalele concluzii ale modelului VAR se obțin prin analiza funcțiilor de răspuns la impuls și a descompunerii varianței erorii de prognoză. Validitatea acestor rezultate depinde esențial de identificarea corectă a coeficienților modelului și de presupunerea conform căreia șocurile structurale sunt ortogonale.

Deoarece modelul VAR nu se poate estima în formă structurală, pentru a obține coeficienții matricelor B , $\Gamma_1 \dots \Gamma_p$, este necesară reprezentarea modelului în *formă redusă*, prin înmulțirea relației A4.1 la stânga cu matricea $B^{-1} \equiv C$:

$$x_t = A(L) \cdot x_t + e_t, \quad E[e_t e_t'] = V \quad (\text{A4.2})$$

unde: $A(L) = C \cdot \Gamma(L)$, e_t reprezintă șocurile reduse, iar V matricea de covarianță a acestora. Relația dintre șocurile din forma redusă și cele din forma structurală este următoarea:

- Modalitatea propusă de Blanchard și Quah (1989) de a identifica cei patru coeficienți ai matricei C și implicit de a izola șocurile structurale constă în următoarele etape:

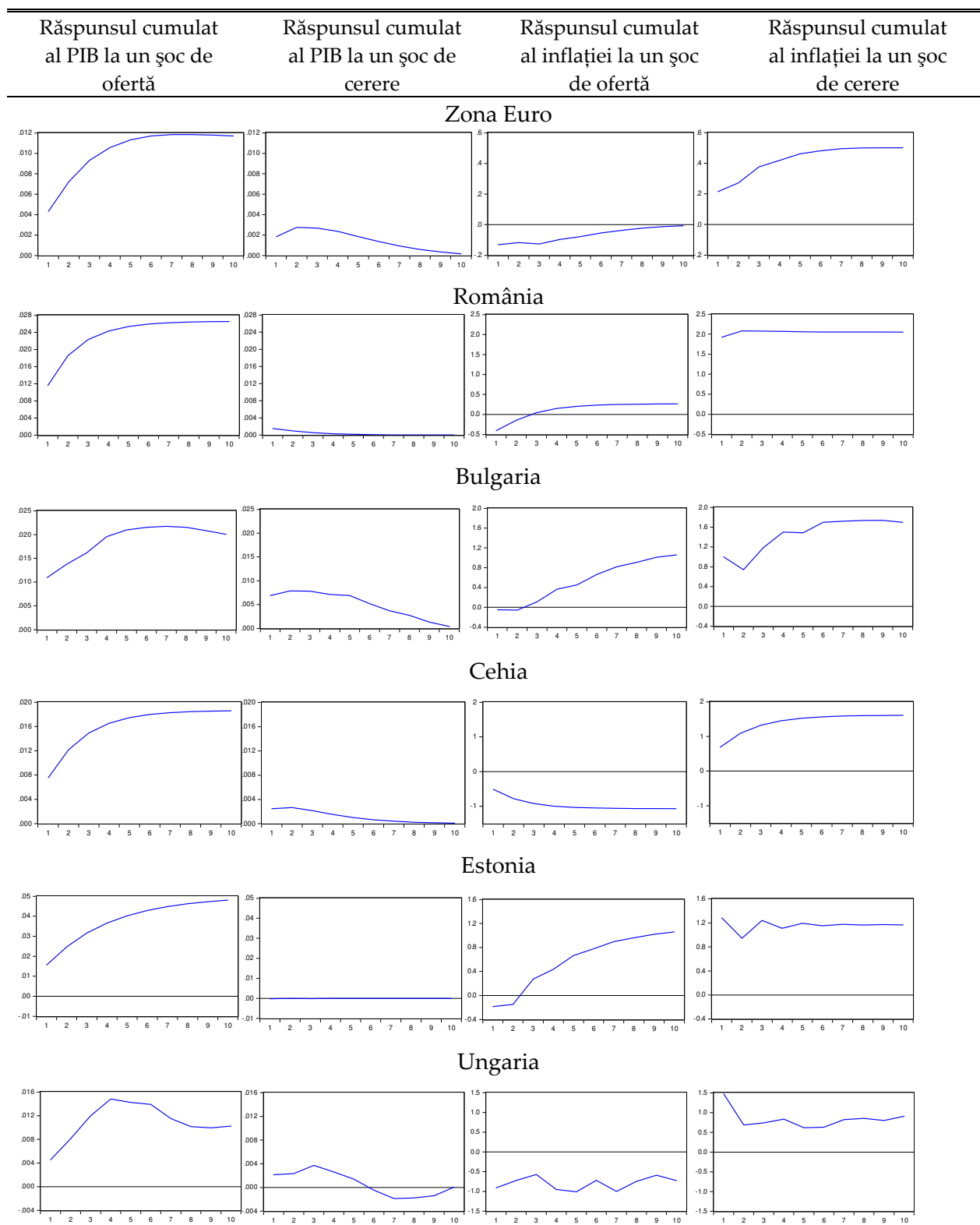
$$e_t = C \cdot \varepsilon_t \quad (\text{A4.3})$$

- Estimând modelul dat de ecuația A4.2 utilizând de obicei metoda celor mai mici pătrate, se obțin $A(L)$, V și e_t ;

Din rezolvarea problemei $C \cdot C' = V$ se obțin 3 ecuații pentru cele 4 necunoscute.

Ipoteza conform căreia efectul cumulat al lui e_t^c asupra variabilei dy este zero pe termen lung furnizează a patra ecuație pentru identificarea exactă a matricei C și implicit a șocurilor structurale.

Transmisia șocurilor de cerere și de ofertă



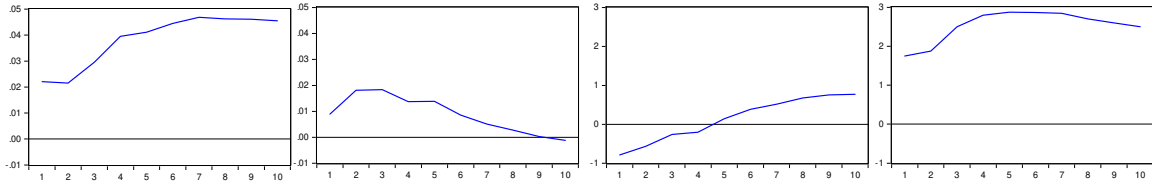
Răspunsul cumulat al PIB la un șoc de ofertă

Răspunsul cumulat al PIB la un șoc de cerere

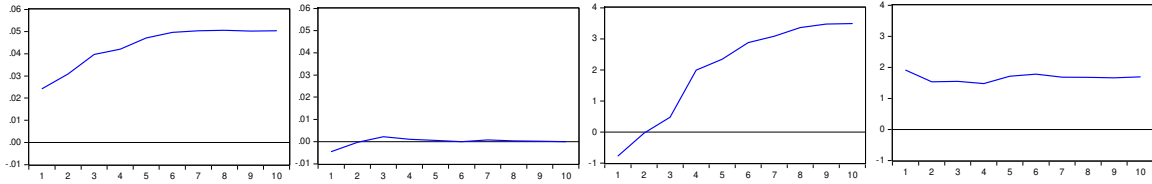
Răspunsul cumulat al inflației la un șoc de ofertă

Răspunsul cumulat al inflației la un șoc de cerere

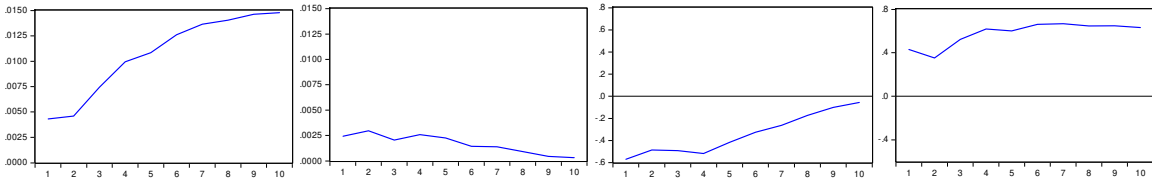
Lituania



Letonia



Polonia



**Modele VAR utilizate în identificarea șocurilor de cerere și de ofertă
în cazul țărilor din zona euro**

| Țara | Începutul perioadei | Ordinul de integrare | | Ordinul modelului VAR |
|------|---------------------|--|----------------------------|-----------------------|
| | | Rata inflației (pe baza deflatorului) | Creștere economică | |
| AT | 1990Q2 | I(0) | I(0) | VAR(3) |
| BE | 1995Q2 | I(0) | I(0) | VAR(2) |
| DE | 1991Q1 | I(0) | I(0) | VAR(1) |
| ES | 1995Q2 | I(0) | I(0) | VAR(1) |
| FI | 1990Q2 | I(0) | I(0) | VAR(1) |
| FR | 1990Q2 | I(0) | I(0) | VAR(1) |
| GR | 2000Q2 | I(0) | I(0), trend determinist | VAR(1) + trend |
| IE | 1997Q2 | I(0), trend determinist | I(0), trend determinist | VAR(1) + trend |
| IT | 1990Q2 | I(0), trend determinist | I(0) | VAR(1) + trend |
| NL | 1990Q2 | I(0) | I(0) | VAR(2) |
| PT | 1995Q2 | I(0), trend determinist | I(0), trend determinist | VAR(2) + trend |