

CAIETE DE STUDII
Nr. 20

Aprilie 2007

ISBN 1224-4449

Notă

Opiniile prezentate în această lucrare sunt în întregime ale autorilor și ele nu implică sau angajează în vreun fel Banca Națională a României.

Tehnoredactarea Caietelor de studii a fost realizată de către Direcția Studii și Publicații.

Reproducerea publicației este interzisă, iar utilizarea datelor în diferite lucrări este permisă numai cu indicarea sursei.

ESTIMAREA PIB POTENȚIAL ÎN ROMÂNIA*

Autori:

Anca Gălățescu

Bogdan Rădulescu

Mihai Copaciu

Rezumat

Lucrarea își propune estimarea ritmului de creștere a PIB potențial în România. În acest scop, sunt prezentate și aplicate o serie de metode univariate și multivariate pentru determinarea ritmului de creștere a PIB potențial: funcție de producție, filtre cu componente neobservabile, autoregresii vectoriale structurale. Rezultatele obținute sunt robuste la utilizarea unor metode și specificații diferite, indicând accelerarea ritmului anual de creștere a PIB potențial de la o medie de 3-4 la sută în perioada 2000-2002 până la valori situate în jurul nivelului de 6 la sută în perioadele recente.

* Autorii îi mulțumesc lui Cezar Boțel pentru sugestiile și comentariile oferite pe baza unor versiuni preliminare ale acestei lucrări, precum și lui Nicolae Alexandru Chideșciuc și lui Răzvan Stanca pentru calcularea și ajustarea unora dintre seriile de date folosite în lucrare.

Cuprins

INTRODUCERE	7
1. STUDII EMPIRICE REFERITOARE LA ESTIMAREA PIB POTENȚIAL ÎN ROMÂNIA	8
2. ESTIMAREA PIB POTENȚIAL.....	10
2.1. Metode univariate.....	10
2.2. Metode multivariate	11
2.2.1. Estimarea PIB potențial prin intermediul funcției de producție	12
2.2.2. Filtre multivariate cu componente neobservabile.....	13
2.2.3. Autoregresie vectorială structurală (SVAR)	14
3. CONCLUZII.....	16
BIBLIOGRAFIE	18
ANEXE.....	21
Anexa 1. Sursa datelor	23
Anexa 2. Filtrul Kalman	24
Anexa 3. Filtre univariate	26
Anexa 4. Funcția de producție	28
Anexa 5. Filtre multivariate cu componente neobservabile.....	30
Anexa 6. Autoregresie vectorială structurală (SVAR).....	36

INTRODUCERE

Creșterea economică înregistrează de-a lungul ciclurilor de afaceri fluctuații neregulate, în care perioadele de expansiune se succed cu cele de stagnare. Faptul că economiile înregistrează o tendință centrală de creștere pe orizonturi îndelungate de timp a dus la formularea conceptului de PIB potențial, al cărui ritm de creștere pe termen lung este determinat de factori fundamentali: organizarea economiei, capacitatea productivă a acesteia determinată de tehnologie, factori demografici și educaționali care afectează forța de muncă etc. Acesta corespunde valorii de echilibru pe termen lung (*steady-state*) a ratei de creștere a economiei din modelele neoclasice și de regulă se modifică pe perioade de timp relativ îndelungate și numai ca urmare a schimbărilor semnificative și de durată ale condițiilor fundamentale ale economiei.

Pentru a fi făcut operațional, conceptul de PIB potențial a primit definiții variate în literatura de specialitate (pentru o prezentare a unor caracterizări alternative sau complementare ale acestui concept se poate consulta, de exemplu, Benk, Jakab și Vadas, 2005). În prezenta lucrare definim PIB potențial ca reprezentând nivelul PIB real care poate fi produs de economie fără a genera presiuni inflaționiste. În această abordare, ritmul de creștere a PIB potențial poate varia pe termen mediu, abătându-se temporar de la valoarea de echilibru pe termen lung. *Gap*-ul PIB (deviația PIB sau excesul de cerere) reprezintă diferența procentuală dintre PIB real efectiv și cel potențial, fiind un indicator agregat sintetic al presiunilor inflaționiste din economie. Ca urmare, excesul de cerere este o variabilă relevantă pentru stabilirea conduitei politicii monetare, care pe parcursul orizontului de prognoză urmărește să direcționeze inflația către ținta stabilită, prin gestionarea cererii agregate.

Această lucrare prezintă o serie de metode univariate și multivariate pentru determinarea ritmului de creștere a PIB potențial pentru România: funcție de producție, filtre cu componente neobservabile, autoregresii vectoriale structurale. Rezultatele obținute sunt robuste la utilizarea unor metode și specificații diferite, indicând accelerarea ritmului anual de creștere a PIB potențial de la o medie de 3-4 la sută în perioada 2000-2002 până la valori situate în jurul nivelului de 6 la sută în perioadele recente.

Lucrarea este structurată după cum urmează: prima secțiune cuprinde rezultate ale unor studii empirice referitoare la estimarea PIB potențial în România. În a doua parte sunt arătate metodele de determinare a PIB potențial utilizate și rezultatele obținute. În final sunt prezentate concluziile.

1. STUDII EMPIRICE REFERITOARE LA ESTIMAREA PIB POTENȚIAL ÎN ROMÂNIA

Spre deosebire de alte țări din Europa Centrală și de Est pentru care sunt deja disponibile studii concentrate atât asupra unei singure țări, cât și asupra unor grupuri de țări, rezultatele empirice privind evoluția PIB potențial în România sunt restrânse. O cauză posibilă este reprezentată de perioada relativ scurtă pentru care sunt disponibile datele statistice.

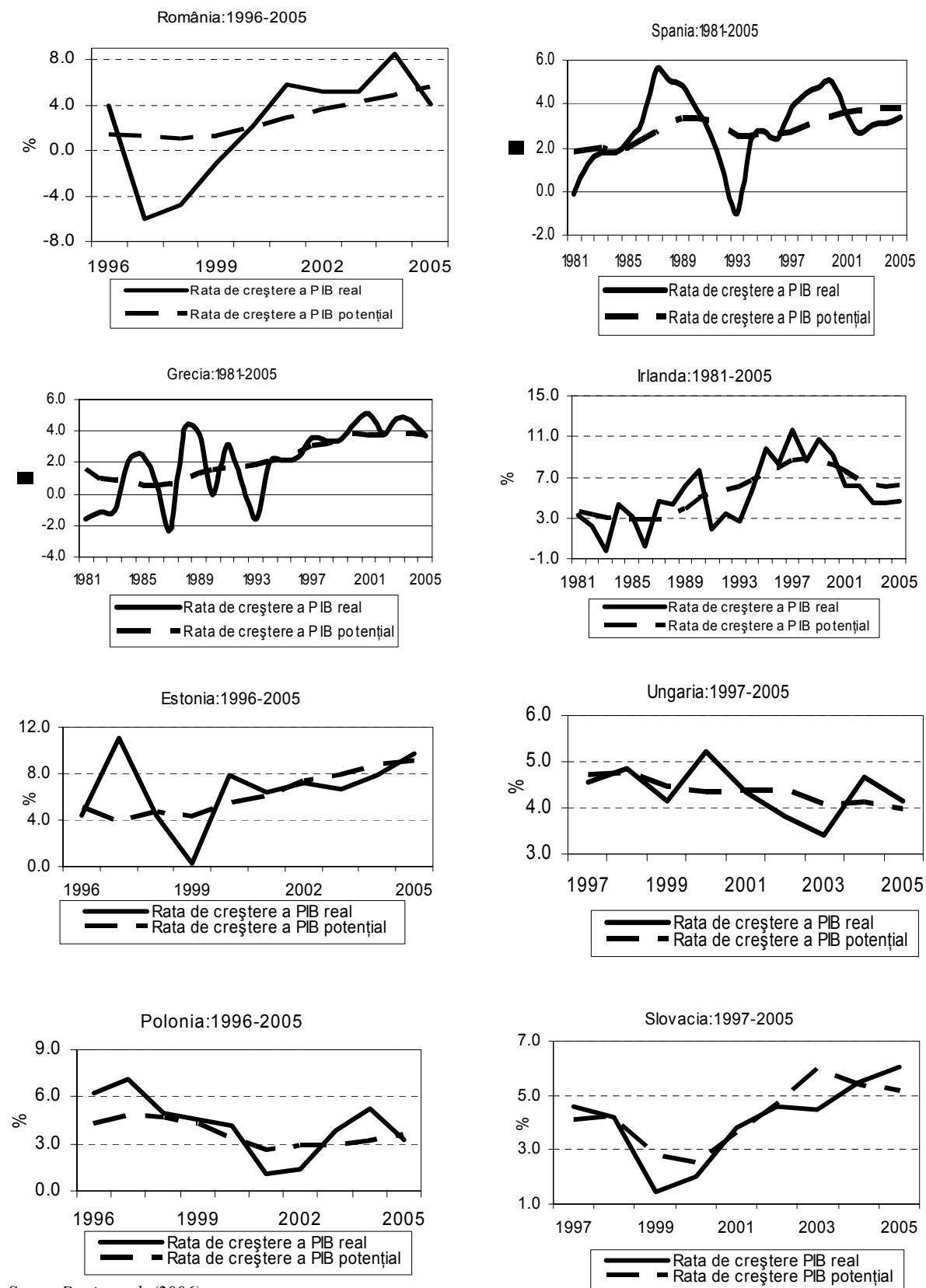
Denis et al.(2006)¹ includ în premieră date referitoare la evoluția PIB potențial pentru România. Estimările realizate pentru UE27 se bazează pe o metodologie unitară utilizând funcția de producție. Evoluția comparativă a ratelor de creștere a PIB real și potențial pentru 8 țări membre, inclusiv România, este prezentată în Graficul 1. Pentru România autorii indică o creștere medie anuală a PIB potențial pentru perioada 1996-2006 de 3,2 la sută. Valori mai ridicate sunt înregistrate în ultimii ani, media pentru 2003-2006 fiind de 5,6 la sută.

Referiri la creșterea PIB pe termen lung sunt prezente și în Raportul FMI asupra negocierilor cu România potrivit Articolului IV, IMF (2006a). În cadrul modelului original, IMF (2006b), pe baza căruiua au fost obținute rezultatele, derivarea nivelului eficient al producției presupune utilizarea optimă a resurselor și a tehnologiilor existente. Eșantionul utilizat pentru estimarea panel este de 145 de țări. Majorarea productivității totale a factorilor de producție, una dintre principalele surse ale creșterii PIB potențial, reflectă diferențe în eficiența utilizării factorilor și nu diferențe provenite din accesul la tehnologie, acces presupus egal pentru țările considerate. În cazul României, proiecțiile privind evoluția creșterii economice pentru următorul deceniu sunt realizate pe baza a trei scenarii alternative, în funcție de capacitatea autorităților de a absorbi fondurile acordate de Uniunea Europeană și de a implementa cu succes un program de reforme instituționale și structurale. Scenariul de bază este unul conservator, în care autoritățile nu implementează integral programul de reforme, iar investițiile publice au un ritm redus. În acest caz rata de creștere sustenabilă pe termen lung a PIB real este în medie de 5 la sută pe an pentru perioada 2006-2015. În scenariul optimist creșterea economică sustenabilă pe termen lung este de 7,5 la sută pe an pentru aceeași perioadă, iar în scenariul pesimist de 3 la sută pe an.

Dobrescu (2004) identifică variațiile *gap*-ului PIB pentru perioada 1991 (trimestrul I)-2002 (trimestrul IV), prin adăugarea la definiția menționată anterior a PIB potențial a unei condiții suplimentare. Astfel, PIB potențial este asociat și cu existența unei ponderi constante a exporturilor nete în PIB. Evoluția PIB potențial astfel derivat prezintă variații ample de la un an la altul.

¹ Lucrarea a fost publicată inițial pe parcursul anului 2006 fără a conține date referitoare la România. Actualizarea datelor și a estimărilor a condus la includerea pentru prima oară a datelor aferente României și Bulgariei în eșantionul utilizat. Estimările astfel generate, incluse de altfel și în raportul de prognoză al Comisiei Europene (2006), sunt disponibile la adresa:
http://forum.europa.eu.int/Public/irc/ecfin/outgaps/library?l=/2006_autumn_forecast/autumn_2006_results/autumn_2006_principal&vm=detailed&sb=Title.

Grafic 1. Rate de creștere a PIB real și potențial pentru opt state



Sursa: Denis et al. (2006)

2. ESTIMAREA PIB POTENȚIAL

Întrucât PIB potențial este o variabilă ce nu poate fi observată în mod direct din datele statistice (neobservabilă), măsurarea nivelului său este o problemă dificilă. Metodele utilizate pentru estimarea PIB potențial pot fi împărțite în metode univariate, care analizează numai evoluția PIB real, și metode multivariate, care analizează simultan mai multe variabile macroeconomice. Fiecare dintre aceste metode are atât avantaje, cât și dezavantaje.

Datorită faptului că nivelul PIB potențial nu este observabil în mod direct din datele statistice, există anumite probleme comune tuturor metodelor de determinare a acestuia. O problemă este reprezentată de dimensiunile foarte reduse ale eșantionului de date utilizabile pentru România, care nu acoperă probabil un ciclu economic integral. Datorită schimbărilor structurale frecvente care au avut loc în economie în perioada analizată este posibil ca, indiferent de metoda aleasă, trendurile determinate să nu surprindă corect aceste modificări. O altă problemă este că datele statistice oficiale cu privire la PIB sunt publicate cu întârziere față de încheierea perioadei la care se referă și, ulterior, sunt supuse revizuirilor. Acest fapt creează incertitudine suplimentară în estimările PIB potențial și ale excesului de cerere efectuate în timp real, necesitând revizuri pe măsură ce mai multe informații devin disponibile.

Aspectele mai sus menționate justifică utilizarea în prezenta lucrare a unor metode alternative pentru identificarea evoluției PIB potențial. Această abordare permite verificarea robusteții rezultatelor în condițiile de incertitudine relativ ridicată asociate fiecărei evaluări în parte. Totodată trebuie menționat că metodele folosite nu surprind într-un mod precis definiția PIB potențial care a fost utilizată în prezenta lucrare.

În această lucrare, pentru măsurarea ritmului de creștere a PIB potențial, sunt utilizate date statistice pentru perioada 1998 (trimestrul I)-2006 (trimestrul II). Sursa acestora o reprezintă publicații ale Institutului Național de Statistică, ale Băncii Naționale a României și date furnizate de Autoritatea Națională a Vămirilor, Banca Centrală Europeană și *US Bureau of Labor Statistics*. Detalii privind sursa fiecărei serii de date, precum și prelucrările preliminare la care au fost supuse acestea, sunt prezentate în Anexa 1.

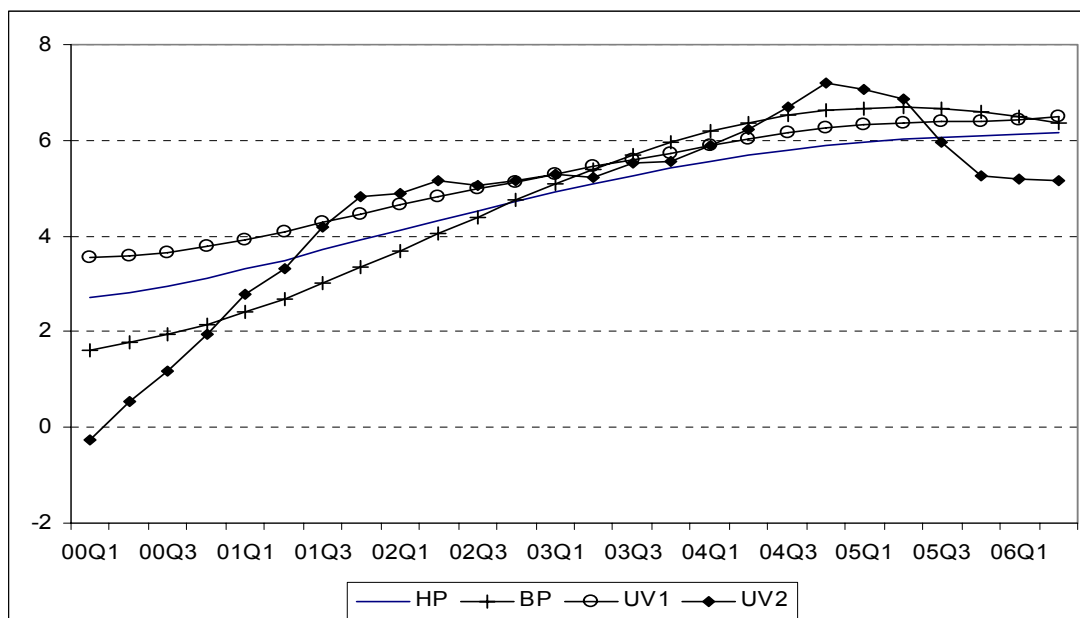
2.1. Metode univariate

Metodele univariate descompun PIB real în PIB potențial și exces de cerere printr-o analiză pur statistică a comportamentului trecut al seriei de date, pe baza unor presupuneri cu privire la dinamica trendului și a *gap*-ului. Avantajele metodelor univariate: nu sunt bazate pe implicații ale unor teorii economice particulare, astfel încât relevanța rezultatului nu depinde de ipotezele teoriei, și sunt ușor de implementat în practică. Dezavantajele acestor metode

derivă tocmai din caracterul lor univariat, eventualele interacțiuni cu alte variabile macroeconomice nefiind considerate. În plus, rezultatul obținut nu corespunde strict unei definiții economice precise a PIB potențial sau a excesului de cerere.

Pentru măsurarea ritmului de creștere a PIB potențial în România s-au folosit ca metode univariate filtrul Hodrick-Prescott, filtrul *band-pass* și două modele univariate cu componente neobservabile bazate pe filtrul Kalman². Media rezultatelor obținute indică accelerarea ritmului anual mediu de creștere a PIB potențial de la 3,6 la sută în perioada 2000 (trimestrul I)-2002 (trimestrul IV), la 6 la sută în perioada 2003 (trimestrul I)-2006 (trimestrul II), pentru ultima variantă valorile obținute variind în intervalul 5,7 la sută-6,2 la sută (Tabelul 1).

Grafic 2. Ratele anuale de creștere a PIB potențial – filtre univariate



2.2. Metode multivariate

Metodele multivariate folosesc la descompunerea PIB real și informațiile oferite de evoluția altor variabile macroeconomice, luând în considerare interdependențele dintre acestea și PIB real. Cele mai utilizate metode multivariate de estimare a PIB potențial sunt funcțiile de producție, modelele multivariate cu componente neobservabile și modelele autoregresive vectoriale structurale. Principalul avantaj al acestor metode este că folosesc o cantitate mai mare de informații interpretate prin intermediul legăturilor între variabile sugerate de teoria economică. Principalul dezavantaj constă în faptul că necesită serii mai lungi de date decât metodele univariate.

² Aspecte generale referitoare la filtrul Kalman sunt prezentate în Anexa 2, iar detalii specifice privind filtrele univariate utilizate în Anexa 3.

2.2.1. Estimarea PIB potențial prin intermediul funcției de producție

Metoda alternativă de estimare a PIB potențial cu ajutorul funcției de producție are avantajul de a reflecta partea de ofertă a economiei. Principalul dezavantaj îl reprezintă presupunerile restrictive adoptate privind forma funcțională și utilizarea factorilor de producție.

Pentru estimarea PIB potențial prin intermediul funcției de producție s-au utilizat valori trimestriale, aferente perioadei 1998 (trimestrul I)-2006 (trimestrul II), privind populația ocupată³, PIB și formarea brută de capital fix, ultimele două în termeni reali. Având în vedere durata scurtă pentru care sunt disponibile datele și lipsa unor alți parametri necesari, s-a optat pentru folosirea unei funcții de producție Cobb-Douglas. Totodată, s-a presupus o pondere a capitalului de 0,33, respectiv a muncii de 0,67⁴.

Calcularea stocului de capital reprezintă principala provocare în cadrul acestei metode. Având în vedere variațiile foarte mari la nivelul stocului anual de imobilizări corporale⁵, generate de încorporarea frecventelor reevaluări în seria publicată de Institutul Național de Statistică, utilizarea acesteia din urmă ar diminua substanțial relevanța rezultatelor. Lipsa unei serii adecvate de date privind acest indicator împiedică și folosirea formării brute de capital fix pentru determinarea unei serii variabile referitoare la rata de depreciere. Având în vedere aceste aspecte, rata de depreciere anuală folosită a fost similară cu cea utilizată de regulă în studiile de specialitate, respectiv 5 la sută (cu o rată trimestrială de 1,23 la sută).

Date fiind constrângerile menționate, s-a recurs la determinarea stocului inițial de capital, ceea ce, conform ecuației de acumulare prezentate mai jos și prin folosirea datelor aferente formării brute de capital fix și a ratei de depreciere, conduce la determinarea iterativă a stocului de capital. Pentru stabilirea stocului inițial de capital au fost folosite două metode:

- Prima, similară cu cea folosită de Bergoeing și al. (2002) pentru date anuale, a presupus că raportul dintre capitalurile aferente primelor două perioade este egal cu media geometrică a raportului din primele douăsprezece trimestre⁶.

³ Pentru numărul de ore lucrate s-a luat în considerare o medie de 8 ore pe zi.

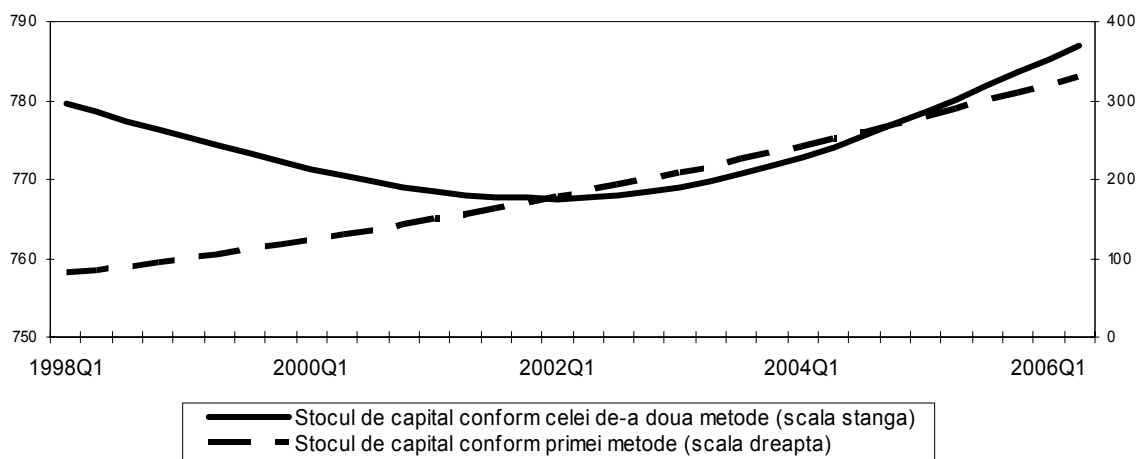
⁴ Pentru detalii, a se vedea Anexa 4.

⁵ De exemplu raportul dintre stocul de imobilizări corporale de la sfârșitul anului 2003 și cel existent la sfârșitul anului 2002 este 2,35, în principal datorită evoluției componentei stocului de capital aflat în proprietate majoritar publică (INS, "Anuarul Statistic al României: 2005").

⁶ Respectiv: $\frac{K_{T+1}}{K_T} = \left(\frac{K_{T+12}}{K_T}\right)^{1/12}$

- Cea de-a doua, similară cu cea folosită de Harberger (1978), presupune o rată de creștere a capitalului egală cu rata medie de creștere a PIB real observată pentru perioada analizată⁷.

Grafic 3. Stocul de capital (miliarde RON prețuri constante 2003, ajustat sezonier)



Cele două serii de capital rezultate sunt prezentate în Graficul 3. Trebuie remarcate dinamica și magnitudinea diferite ale stocului de capital în funcție de metoda aleasă. Odată determinat stocul de capital, productivitatea totală a factorilor a fost calculată rezidual din cadrul funcției de producție, iar nivelul PIB potențial a fost compus prin însumarea trendurilor componentelor astfel determinate.

Ratele de creștere calculate, având în vedere nivelul PIB potențial determinat, prezintă o dinamică ascendentă atingând niveluri apropiate de 6 la sută la sfârșitul perioadei considerate, aspect vizibil în Graficul 4. Considerând perioada 2003 (trimestrul I)-2006 (trimestrul II), rezultatele obținute indică o rată medie anuală de creștere a PIB potențial de 5,7 la sută pentru prima variantă, respectiv de 6,0 la sută pe an pentru a doua, în timp ce ratele de creștere pentru întreaga perioadă prezintă valori mai scăzute (Tabelul 1).

2.2.2. Filtre multivariate cu componente neobservabile

Determinarea PIB potențial utilizând filtre multivariate cu componente neobservabile⁸ folosește și informațiile oferite de alte variabile macroeconomice, informații care sunt interpretate prin prisma interacțiunilor sugerate de teoria economică. Pentru descompunerea PIB real aceste modele utilizează în general interacțiunile cu rata dobânzii reale și cursul real

⁷ Ecuația de acumulare a capitalului poate fi rescrisă ca: $\frac{K_{t+1} - K_t}{K_t} = -\delta + \frac{I_t}{K_t}$, unde δ reprezintă rata de depreciere.

Presupunând că rata de creștere a capitalului este egală cu creșterea medie a PIB real (notată cu g), rezultă următoarea formulă pentru determinarea stocului inițial de capital: $K_t = \frac{I_t}{(g + \delta)}$

⁸ Detalii referitoare la filtrul Kalman se regăsesc în Anexa 2.

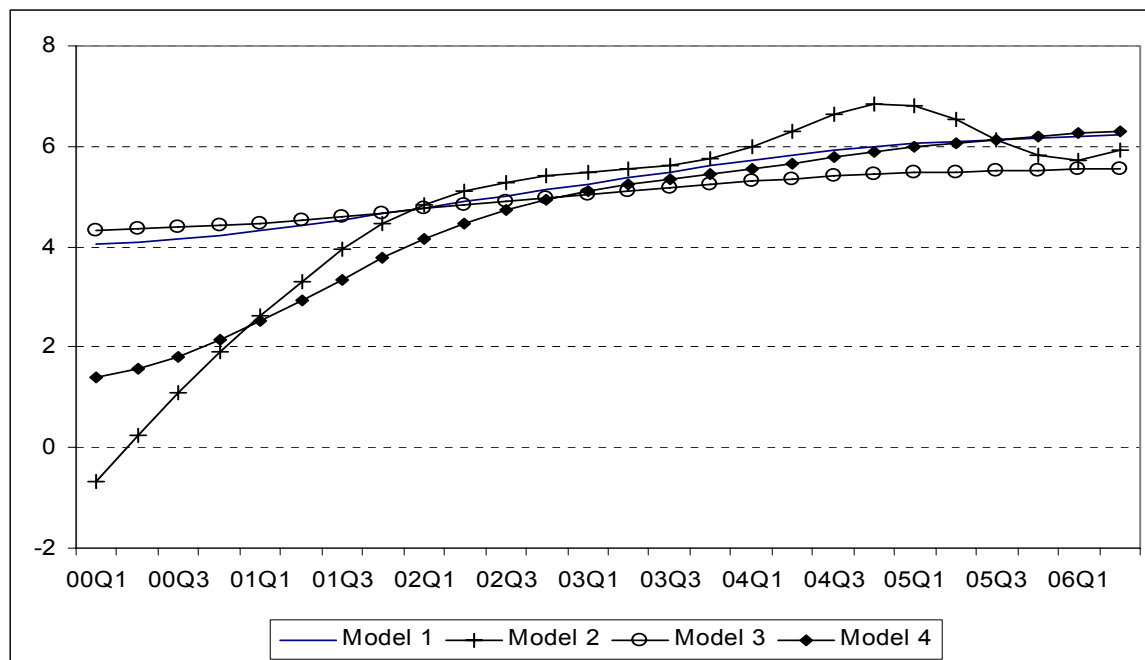
(prin intermediul ecuației curbei cererii agregate), cu rata șomajului (prin intermediul „legii lui Okun”) și cu rata inflației (prin intermediul ecuației curbei Phillips).

Avantajele metodei sunt: gama largă de informații utilizată în determinarea PIB potențial și a excesului de cerere; compatibilitatea cu teoria economică; modul de măsurare corespunde îndeaproape definiției adoptate a PIB potențial, ca nivel al PIB care nu generează presiuni inflaționiste; estimările privind perioada curentă sunt actualizate în trimestrele următoare încorporând noile informații apărute. Metoda are dezavantajul de a fi relativ dificil de implementat practic, fiind necesare unele ipoteze (de exemplu privind volatilitatea relativă a trendului și a *gap*-ului).

În vederea determinării PIB potențial în România au fost utilizate patru versiuni ale filtrului multivariat cu componente neobservabile. Detalii cu privire la specificarea ecuațiilor fiecărui model în parte și rezultatele obținute sunt prezentate în Anexa 5.

Ritmul mediu de creștere a PIB potențial în cazul celor patru versiuni ale filtrului multivariat pentru perioada 2003 trimestrul I-2006 trimestrul II se situează în intervalul 5,4-6,1 la sută pe an (Tabelul 1). Ritmurile de creștere a PIB potențial rezultate în cele patru variante pentru perioada 1999 (trimestrul IV)-2006 (trimestrul II) sunt prezentate în Graficul 4.

Grafic 4. Ratele anuale de creștere a PIB potențial - filtru multivariat



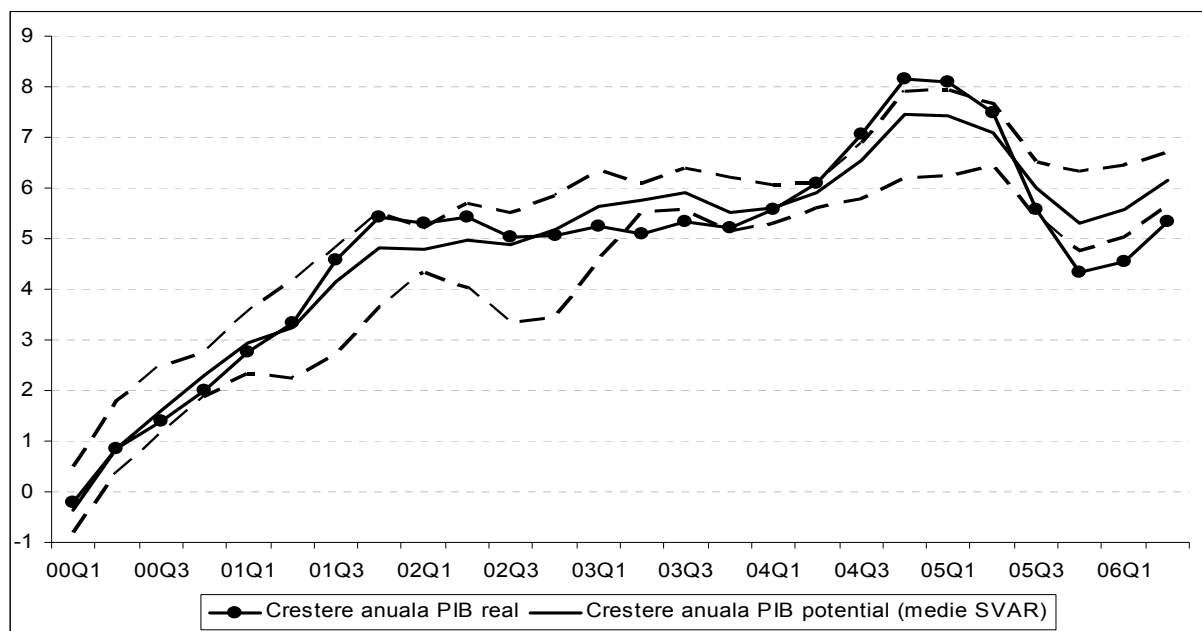
2.2.3. Autoregresie vectorială structurală (SVAR)

Determinarea evoluției PIB potențial prin metoda autoregresiei vectoriale structurale (*Structural Vector Autoregression – SVAR*) se bazează pe estimarea relației dintre creșterea PIB real și a altor variabile macroeconomice pentru identificarea șocurilor permanente și

temporare produse în economie⁹. Principalele avantaje ale metodei sunt: posibilitatea unei mai bune interpretări economice a variațiilor PIB potențial; transmiterea treptată a efectului unui șoc permanent asupra PIB potențial, iar rezultatele obținute se bazează integral pe estimări econometrice, fără impunerea de valori arbitrare unor parametri. Printre dezavantaje se regăsesc: cerințele de date mai mari decât pentru alte metode; obținerea unor valori ale evoluției PIB potențial apropiate de cele ale creșterii economice efective în cazul unei corelații slabe între PIB și celelalte variabile.

Au fost estimate modele SVAR cu două și cu trei variabile pentru perioada 1998 (trimestrul I)-2006 (trimestrul II), incluzând alături de creșterea PIB real alte variabile macroeconomice relevante: rata inflației IPC, rata inflației CORE2, salariul brut real, numărul de angajați, rata șomajului înregistrat, volumul producției industriale și cursul real efectiv.

Grafic 5. Ratele anuale de creștere a PIB potențial - SVAR



Notă: Ritmul de creștere a PIB potențial anual este media ritmurilor rezultate din modelele SVAR estimate. Intervalul (cu linii negre întrerupte) este dat de minimele, respectiv maximele ritmurilor de creștere a PIB potențial estimate.

Modelele SVAR estimate indică¹⁰ accelerarea creșterii anuale medii a PIB potențial de la 3,3 la sută în perioada 2000 (trimestrul I)-2002 (trimestrul IV) la 6,1 la sută în perioada 2003 (trimestrul I)-2006 (trimestrul II). Valorile obținute din modelele SVAR pentru media creșterii anuale a PIB potențial în perioada 2003 (trimestrul I)-2006 (trimestrul II) se încadrează în intervalul 6,0-6,4 la sută. Media ritmurilor de creștere a PIB potențial rezultate este prezentată

⁹ În Anexa 6 sunt prezentate detalii privind aplicarea modelului SVAR pentru măsurarea PIB potențial.

¹⁰ Valorile prezentate reprezintă media valorilor rezultate din cele 9 modele SVAR estimate. Rezultatele fiecărui model VAR în parte sunt prezentate în tabelul 1.

în Graficul 5; pentru a putea evalua variația rezultatelor între modelele SVAR, ritmul mediu este prezentat alături de minimele, respectiv maximele ritmurilor obținute pentru fiecare perioadă cu modele diferite. În perioadele în care ritmul de creștere a PIB real observat depășește ritmul de creștere a PIB potențial are loc o majorare a excesului de cerere (lărgire a deviației pozitive a PIB sau închidere a celei negative), iar în perioadele în care este mai mic decât ritmul PIB potențial are loc o scădere a excesului de cerere.

3. CONCLUZII

Lucrarea prezintă rezultatele aplicării pentru România a mai multor metode de determinare a ritmului de creștere a PIB potențial. Rezultatele trebuie privite cu prudență, natura neobservabilă a variabilelor măsurate și cantitatea redusă de date statistice disponibile inducând incertitudine în ceea ce privește valorile obținute. Totuși, estimările efectuate prin metode și cu specificații diferite oferă concluzii similare, transmițând un mesaj comun în ceea ce privește dinamica și valorile aproximative ale ritmului de creștere a PIB potențial pe perioada analizată.

Rezultatele obținute indică accelerarea ritmului anual de creștere a PIB potențial de la o medie de 3-4 la sută în perioada 2000-2002 până la valori situate în jurul nivelului de 6 la sută în perioadele recente. Astfel, dinamica PIB potențial a înregistrat în ultimii ani valori semnificativ superioare celor înregistrate în perioadele de creștere puternică de noile state membre ale Uniunii Europene din Europa Centrală și de statele din sudul Europei¹¹; magnitudinea acestor ritmuri de creștere substanțiale este comparabilă cu cea din țările baltice, fiind depășită numai de cele estimate pentru Irlanda și Letonia.

¹¹ Acestea înregistrând în majoritatea lor rate de creștere a PIB potențial cuprinse între 3 la sută și 5 la sută conform rezultatelor obținute de Denis și al. (2006).

Tabel 1. Rezultatele estimărilor privind ritmul de creștere a PIB potențial anual

Metoda	Model	Lags	Media trim.I 2000- trim IV.2002	Media trim.I 2003- trim II.2006	Media trim. I 2000- trim II.2006
SVAR	Rata șomajului înregistrat	2	3,05	6,35	4,82
	Inflație CORE2	1	3,31	6,09	4,81
	Inflație IPC	4	3,39	6,00	4,80
	Nr. salariați* + Inflație IPC	4	3,33	6,07	4,81
	Nr. salariați* + Inflație CORE2	1	3,31	6,10	4,81
	Curs real efectiv* + Inflație IPC	2	3,19	6,22	4,82
	Curs real efectiv* + Inflație CORE2	2	3,25	6,18	4,83
	Salariul real brut* + Inflație CORE2	4	3,36	6,10	4,83
	Indicele producției ind.* + Inflație IPC	4	3,36	6,10	4,84
		Medie		3,28	6,13
Funcție de producție	Varianta I		3,41	5,73	4,57
	Varianta II		3,75	5,97	4,87
	Medie		3,58	5,85	4,72
Filtre univariate	Hodrick-Prescott		3,65	5,72	4,77
	<i>Band-pass</i>		2,98	6,24	4,73
	Model UV1		4,24	6,06	5,22
	Model UV2		3,23	5,94	4,69
	Medie		3,52	5,99	4,85
Filtre multivariate cu componente neobservabile	Model MV1		4,52	5,86	5,25
	Model MV2		3,13	6,08	4,72
	Model MV3		4,61	5,37	5,02
	Model MV4		3,15	5,78	4,57
	Medie		3,85	5,77	4,89

BIBLIOGRAFIE

- Apel, M. și Jansson P. (1998) "A Theory-Consistent System Approach for Estimating Potential Output and the NAIRU", *Economic Letters*, vol. 64(3), p. 271-275
- Banca Națională a României (2002) "Raport asupra inflației" 1/2002
- Banca Națională a României (2005) "Raport asupra inflației" August 2005
- Benes, J. și N'Diaye P. (2004) "A Multivariate Filter for Measuring Potential Output and the NAIRU: Application to The Czech Republic", *IMF Working Paper* WP/04/45
- Benk, S., Jakab Z. și Vadas G. (2005) "Potential Output Estimations for Hungary: A Survey of Different Approach", *Magyar Nemzeti Bank Occasional Paper* No. 43
- Bergoeing, R., Kehoe, P., Kehoe, T. și Soto, R. (2002) "A Decade Lost and Found: Mexico and Chile in the 1980s", *Review of Economic Dynamics*, vol. 5, p.166-205
- Bjornland, H., Brubakk L. și Jore, A. (2006) "Forecasting Inflation with an Uncertain Output Gap", *Norges Bank Working Paper* 2006/2
- Blanchard, O.J. și Quah D. (1989) "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances", *American Economic Review*, vol. 79(4), p. 655-673
- Cerra, V. și Saxena, S. (2000) "Alternative Methods of Estimating Potential Output and the Output Gap: An Application to Sweden", *IMF Working Paper* WP/00/59
- Clark, T. și Kozicki, S. (2004) "Estimating Equilibrium Real Interest Rate in Real-Time", *Deutsche Bundesbank Discussion Paper* Series 1 No. 32/2004
- Crespo-Cuaresma, J., Gnan E. și Ritzberger-Gruenwald, D. (2003) "Searching for the Natural Rate of Interest: A Euro-Area Perspective", *Oesterreichische Nationalbank Working Paper* No. 84
- Christiano, L. și Fitzgerald, T. J. (2003) "The band-pass filter", *International Economic Review*, 44(2), p. 435-465
- Darvas, Z. și Vadas, G. (2003) "Univariate Potential Output Estimations for Hungary", *Magyar Nemzeti Bank Working Paper* 2003/8
- Denis, C., Grenouilleau, D., Mc Morrow, K. și Röger, W. (2006) "Calculating potential growth rates and output gaps - A revised production function approach", *European Commission Economic Papers* No 247
- DeSerres, A. și Guay A. (1995) "Selection of the Truncation Lag in Structural VARs (or VECMs) with Long-Run Restrictions", *Econometrics* 9510001

- Dobrescu, E. (2004) "Double Conditioned Potential Output", articol prezentat la *28th General Conference of The International Association for Research in Income and Wealth*, Cork, Ireland, August 22-8, 2004
- Dobrescu, E. (2006). "Integration of Macroeconomic Behavioural Relationships and the Input-Output Block (Romanian Modelling Experience)", lucrare prezentată la *International Conference on Policy Modelling*, Hong Kong
- European Commission (2006) "Economic Forecasts Autumn 2006", *European Economy* 5/2006, în curs de apariție
- Faal, E. (2005) "GDP Growth, Potential Output, and Output Gaps in Mexico", *IMF Working Paper* WP/05/93
- Fabiani, S. și Mestre, R. (2001) "A System Approach for Measuring the Euro Area NAIRU", *European Central Bank Working Paper* No. 65
- Garnier, J. și Wilhelmsen, B. (2005) "The Natural Real Interest Rate and the Output Gap in the Euro Area", *European Central Bank Working Paper* No. 546
- Gordon, R.J. (1997) "The Time-Varying NAIRU and its Implications for Economic Policy", *The Journal of Economic Perspectives* vol. 11(1), p.11-32
- Greenslade, J., Pierse, R. și Salaheen, J. (2003) "A Kalman Filter Approach to Estimating the UK NAIRU", *Bank of England Working Paper* No. 179
- Guarda, P. (2002) "Potential Output and the Output Gap in Luxemburg: Some Alternative Methods", *Banque Centrale du Luxembourg Working Paper* No. 4
- Hamilton, J. (1994) *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton, New Jersey
- Harberger, A. (1978) "Perspectives on Capital and Technology in Less Developed Countries", *Contemporary Economic Analysis*
- Harvey A. (2001) *Forecasting, structural time series models and the Kalman filter*, Cambridge University Press
- Harvey A. și Jaeger A. (1993) "Detrending, Stylized Facts and the Business Cycle", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 8(3), p. 231-247
- Hodrick, R. J. și Prescott, E. C. (1997) "Postwar US Business Cycles: An Empirical Investigation", *Journal of Money Credit and Banking*, vol. 29(1), p.1-16
- Hoffmann, M. (2001) "Long run recursive VAR models and QR decompositions", *Economics Letters*, vol. 73(1), p.15-20
- Institutul Național de Statistică (2005) "*Anuarul Statistic al României*"
- IMF (2006a) "Romania: 2006 Article IV Consultation - Staff Report; Staff Statement; Public Information Notice on the Executive Board Discussion; and Statement by the Executive Director for Romania", *IMF Country Report* No. 06/168

- IMF (2006b) “Ukraine: Selected Issues”, *IMF Country Report* No. 05/416
- Larsen, J. și
McKeown, J. (2004) “The Informational Content of Empirical Measures of Real Interest Rate and Output Gaps for the United Kingdom”, *Bank of England Working Paper* No. 224
- Laubach, T. și
Williams, J. (2001) “Measuring the Natural Rate of Interest”, *FEDS Working Paper* No. 2001-56
- Llosa, G. și Miller, S.
(2005) “Using Additional Information in Estimating the Output Gap in Peru: A Multivariate Unobserved Component Approach”, *Banco Central de Reserva del Peru Working Paper* 2005-004
- Lutkepohl, H. (2005) *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer
- Manrique, M. și
Marques, J. (2004) “An Empirical Approximation of the Natural Rate of Interest and Potential Growth”, *Banco de Espana Working Paper* No. 0416

Anexe

Anexa 1. Sursa datelor¹²

Nivelul PIB real trimestrial pentru perioada 1998 (trimestrul I)-2006 (trimestrul II) este calculat pornind de la valorile PIB în prețuri constante (prețuri medii 2003) publicate de Institutul Național de Statistică (INS) pentru anul 2005, extinse pe baza ritmurilor de creștere a PIB în prețuri constante față de același trimestru al anului anterior publicate în buletinele INS începând cu trimestrul I 1999. Formarea brută de capital fix în prețuri constante, utilizată în construcția seriilor de capital fix, a fost calculată în același mod ca PIB real. Populația ocupată este publicată de INS în buletinul "Forța de muncă în România. Ocupare și șomaj". Datele privind indicele producției industriale sunt preluate din "Buletinul statistic de industrie" al INS, datele privind rata șomajului înregistrat, numărul de angajați și salariul brut pe total economie din „Buletinul statistic lunar” al INS, iar indicele prețurilor de consum (IPC) din "Buletinul statistic de prețuri" publicat de INS. Datele privind inflația CORE2 (IPC exclusiv prețurile administrate, prețurile combustibililor și prețurile legumelor, fructelor, ouălor)¹³ au ca sursă calcule BNR realizate pe baza datelor privind componentele IPC calculate de INS. Datele privind cursul mediu de schimb RON/EUR și RON/USD, utilizate în construcția cursului efectiv, sunt publicate în Buletinul lunar al BNR, iar structura comerțului exterior pe valute este preluată de la Autoritatea Națională a Vămirilor. Seria HICP este preluată de la Banca Centrală Europeană, iar IPC pentru Statele Unite de la *Bureau of Labor Statistics*.

Seriile de date privind PIB și formarea brută de capital fix în prețuri constante au fost ajustate sezonier utilizând Demetra, iar rata șomajului înregistrat, numărul de angajați, salariul brut și indicele producției industriale au fost ajustate sezonier folosind X12-ARIMA. Rata șomajului înregistrat are o creștere abruptă, de peste 3 puncte procentuale în luna ianuarie 2002, care întrerupe trendul descrescător din trimestrele anterioare¹⁴. Creșterea s-a datorat înregistrării bruște ca șomeri a unui mare număr de persoane ca urmare a aplicării Legii nr. 416/2001 privind venitul minim garantat, multe dintre acestea neîndeplinind condiția esențială de a fi în căutarea unui loc de muncă. Acest efect s-a disipat în lunile următoare, pe măsură ce persoanele respective au fost eliminate din evidențele Agenției Naționale de Ocupare a Forței de Muncă, rata șomajului revenind până în iunie 2002 la nivelurile anterioare lunii ianuarie. Având în vedere caracterul artificial și amplitudinea mare a acestei creșteri temporare, seria de date privind rata șomajului a fost ajustată pentru eliminarea efectului din trimestrele I și II 2002. De asemenea, seria de date privind populația ocupată înregistrează modificări importante în trimestrul I 2002 ca urmare a schimbării metodologiei utilizate de INS. Pentru ajustarea seriei s-a presupus o rată de creștere nulă pentru perioada 2001 (trimestrul IV)-2002 (trimestrul I), iar datele anterioare trimestrului IV 2001 au fost corectate recursiv cu diferențele trimestriale conform datelor rezultate prin aplicarea vechii metodologii.

¹² Datele folosite în cadrul lucrării sunt disponibile la cerere.

¹³ A se vedea Casetă 1 din Raportul asupra inflației, august 2005, pag. 13.

¹⁴ A se vedea Raportul asupra inflației I/2002 (serie veche).

Anexa 2. Filtrul Kalman

Modelele cu componente neobservabile pot fi reprezentate sub forma spațiului stărilor (*state space*)¹⁵. Acest mod de reprezentare presupune că dinamica unui vector y_t de variabile observabile cu dimensiunea $(p \times 1)$ poate fi descrisă cu ajutorul unui vector α_t de variabile neobservabile cu dimensiunea $(m \times 1)$. Reprezentarea dinamicii vectorului y_t în spațiul stărilor este de forma următorului sistem de ecuații:

$$\alpha_{t+1} = T_t \alpha_t + R_t \eta_t$$

$$y_t = Z_t \alpha_t + \varepsilon_t,$$

unde T_t , Z_t și R_t sunt matrici de parametri cu dimensiunile $(m \times m)$, $(p \times m)$ și $(m \times r)$. Prima ecuație este denumită ecuația de stare sau de tranziție, iar cea de-a doua ecuația de măsură sau de observație. Vectorii η_t și ε_t cu dimensiunile $(r \times 1)$ și $(p \times 1)$ sunt normal distribuiți $\eta_t \sim N(0, Q_t)$, iar $\varepsilon_t \sim N(0, H_t)$, unde Q_t și H_t sunt matrici cu dimensiunile $(r \times r)$ și, respectiv, $(p \times p)$. Se presupune că vectorii de erori η_t și ε_t sunt necorelați pentru toate *lag*-urile, $E(\eta_t \varepsilon_\tau') = 0$ oricare ar fi t și τ .

Fie $a_{t+1/t} = E(\alpha_{t+1} | Y_t)$ și $P_{t+1} = Var(\alpha_{t+1} | Y_t)$, media, respectiv varianța condiționată de informațiile disponibile până la momentul t a variabilei α_{t+1} , unde $Y_t = \{y_1, y_2, \dots, y_t\}$ reprezintă setul de observații trecute.

Ecuațiile recursive pentru determinarea mediei și varianței condiționate a variabilei de stare α_{t+1} sunt date de următorul set de ecuații:

$$a_{t+1} = T_t a_t + K_t v_t \text{ și } P_{t+1} = T_t P_t L_t' + R_t Q_t R_t', \text{ pentru } t=1, \dots, n, \text{ unde}$$

$$K_t = T_t P_t Z_t' F_t^{-1}, \quad v_t = y_t - Z_t a_t,$$

$$F_t = Z_t P_t Z_t' + H_t, \quad L_t = T_t - K_t Z_t.$$

Acest set de ecuații recursive este denumit filtrul Kalman.

Fie $a_{t/t} = E(\alpha_t | Y_t)$ și $P_t = Var(\alpha_t | Y_t)$, media, respectiv varianța condiționată de informațiile disponibile până la momentul t a variabilei α_t , unde $Y_t = \{y_1, y_2, \dots, y_t\}$ reprezintă setul de observații disponibile până în momentul curent. Ecuațiile contemporane de filtrare sunt date de:

$$a_{t+1} = T_t a_{t/t} \text{ și } P_{t+1} = T_t P_{t/t} L_t' + R_t Q_t R_t', \text{ pentru } t=1, \dots, n, \text{ unde}$$

¹⁵ Pentru detalii privind specificarea și estimarea modelelor în spațiul stărilor și filtrul Kalman, se pot consulta de exemplu Hamilton (1994), capitolul 13, sau Harvey (2001).

$$a_{t|t} = a_t + M_t F_t^{-1} v_t, \quad P_{t|t} = P_t - M_t F_t^{-1} M_t' \text{ și}$$

$$F_t = Z_t P_t Z_t' + H_t, \quad M_t = P_t Z_t', \quad v_t = y_t - Z_t a_t,$$

Estimarea parametrilor se face prin metoda verosimilității maxime. Vectorul inițial de stare α_1 este distribuit normal, $\alpha_1 \sim N(a_1, P_1)$ și se presupune a fi cunoscut. Logaritmul funcției de verosimilitate este de forma:

$$\log L(y) = -\frac{np}{2} \log 2\pi - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^n [\log |F_t| + v_t' F_t^{-1} v_t], \text{ unde matricea } F_t \text{ este nesingulară.}$$

v_t și F_t sunt calculați cu ajutorul filtrului Kalman, conform formulelor de mai sus.

Anexa 3. Filtre univariate

Pentru estimarea PIB potențial au fost folosite trei tipuri de filtre univariate pentru perioada trimestrul I 1998 – trimestrul II 2006.

Filtrul Hodrick-Prescott (HP – Hodrick și Prescott, 1997) este metoda univariată de măsurare a PIB potențial cea mai folosită în studiile economice aplicate. Filtrul HP determină trendul unei serii de timp (nivelul potențial în cazul PIB real), astfel încât să minimizeze pătratul abaterii seriei de la trend (volatilitatea *gap*-ului) și, în același timp, minimizează variația ritmului de creștere a trendului. Compromisul între cele două obiective, în general contradictorii, este calibrat printr-un multiplicator, λ , care setează ponderile relative ale acestora. Pentru determinarea PIB potențial s-a folosit filtrul HP cu parametrul $\lambda=1600$ (valoarea recomandată pentru date trimestriale).

Filtrul *band-pass* (BP), introdus de Christiano și Fitzgerald (1995), descompune seriile de timp în componente cu fluctuații periodice, fiecare dintre componente corespunzând unei anumite frecvențe/periodicități. De exemplu, fluctuațiile care se repetă la o perioadă de patru trimestre corespund componentei sezoniere, iar cele cu perioade de 6-32 de trimestre se consideră că sunt fluctuații legate de ciclul economic. PIB potențial a fost obținut eliminând din seria de PIB real componentele cu periodicități mai mici de 32 de trimestre.

Fiecare dintre filtrele de mai sus sunt cazuri particulare ale modelelor univariate cu componente neobservabile, pentru care este utilizat filtrul Kalman. Modelele univariate cu componente neobservabile presupun descompunerea structurală a seriilor de timp într-o componentă permanentă sau trend, o componentă ciclică și un termen rezidual, fiecare având o lege de mișcare. Această descompunere structurală este propusă de Harvey și Jaeger (1993) și este utilizată, în forme restricționate sau nerestricționate, și în alte lucrări cum ar fi Bjornland, Brubakk și Jore (2006), Cerra și Saxena (2000), Darvas și Vadas (2003), Faal (2005) și Guarda (2002).

Primul model univariat cu componente neobservabile (Model UV1) descrie seria observabilă (PIB real) în suma a trei componente neobservabile: PIB potențial, excesul de cerere și un termen rezidual. Pentru fiecare dintre acestea sunt specificate ecuații de dinamică, respectiv ritmul de creștere a PIB potențial este specificat ca proces *random walk*, iar excesul de cerere (*gap*-ul PIB) ca proces autoregresiv de ordinul 2. Datorită faptului că eșantionul de date disponibil se referă la o perioadă scurtă și cu schimbări structurale importante, este de preferat specificarea ritmului de creștere a PIB potențial ca proces *random walk*. Ecuațiile modelului sunt următoarele (erorile standard sunt prezentate în paranteză):

$$y_t = y_t^P + y_gap_t + \varepsilon_t^y, \text{Var}(\varepsilon_t^y) = 0,01$$

(1,75)

$$y_t^P = y_{t-1}^P + \Delta y_t^P / 4$$

$$\Delta y_t^P = \Delta y_{t-1}^P + \varepsilon_t^P, \text{Var}(\varepsilon_t^P) = 0,83 \quad (3,38)$$

$$y_gap_t = 0,81 y_gap_{t-1} - 0,10 y_gap_{t-2} + \varepsilon_t^C, \text{Var}(\varepsilon_t^C) = 2,85$$

(0,18) (0,11) (3,37)

unde y_t reprezintă logaritmul PIB real, y_t^P logaritmul PIB potențial, Δy_t^P ritmul de creștere a PIB potențial, iar y_gap_t gap -ul PIB, în procente. Termenii de eroare ε_t^y , ε_t^P și ε_t^C sunt identici și independent distribuiți și necorelați între ei.

Pentru cel de-al doilea model univariat cu componente neobservabile (Model UV2) se descompune seria PIB real, la fel ca în cazul primului model, în suma a trei componente neobservabile: PIB potențial, excesul de cerere și un termen rezidual. Nivelul PIB potențial (spre deosebire de ritmul de creștere a acestuia, în modelul UV1) este specificat ca proces *random walk*, iar excesul de cerere ca proces autoregresiv de ordinul 2. Ecuațiile modelului sunt prezentate mai jos (erorile standard în paranteze), variabilele având aceeași semnificație ca și în primul model. Termenii de eroare sunt de asemenea identici și independent distribuiți și necorelați între ei.

$$y_t = y_t^P + y_gap_t + \varepsilon_t^y, \text{Var}(\varepsilon_t^y) = 0,00 \quad (0,29)$$

$$y_t^P = y_{t-1}^P + \varepsilon_t^P, \text{Var}(\varepsilon_t^P) = 1,01 \quad (0,22)$$

$$y_gap_t = 0,91 y_gap_{t-1} - 0,40 y_gap_{t-2} + \varepsilon_t^C, \text{Var}(\varepsilon_t^C) = 0,50$$

(0,41) (0,27) (0,50)

Ritmurile de creștere a PIB potențial anual obținute în cazul utilizării celor patru filtre univariate sunt prezentate în Tabelul 1. Rezultatele pentru 2000 (trimestrul I)-2006 (trimestrul II) indică o medie a ritmului de creștere a PIB potențial de 4,85 la sută pe an, aceasta fiind mai ridicată, 5,99 la sută pe an, în perioada 2003 (trimestrul I)-2006 (trimestrul II).

Anexa 4. Funcția de producție

Pentru estimarea PIB potențial prin intermediul funcției de producție s-au utilizat valori trimestriale, aferente perioadei 1998 (trimestrul I)-2006 (trimestrul II), privind populația ocupată¹⁶, PIB și formarea brută de capital, ultimele două în termeni reali. Tipurile de funcții de producție folosite în literatura de specialitate sunt variante ale funcției cu o elasticitate constantă a substituției (*constant elasticity of substitution-CES*) cu forma următoare¹⁷:

$$Y = A(\alpha K^\gamma + (1 - \alpha)L^\gamma)^{1/\gamma} \quad (*)$$

unde:

Y reprezintă *output*-ul, A reprezintă productivitatea totală a factorilor, K - stocul de capital, L - forța de muncă, α reprezintă contribuția capitalului la formarea *output*-ului, iar γ determină gradul de substituție între factorii de producție. Referitor la ultimul parametru următoarea relație este validă între acesta și elasticitatea de substituție: $\gamma = \frac{\sigma - 1}{\sigma}$.

În cazul unei elasticități de substituție unitare ($\sigma = 1$, echivalent cu $\gamma = 0$), relația (*) prezentată anterior devine: $Y = AK^\alpha L^{1-\alpha}$ echivalentul unei funcții de producție Cobb-Douglas.

Deși ipoteza unei elasticități de substituție unitare este puternică, neimpunerea acesteia ar însemna estimarea separată a unei valori aferente sau preluarea ei dintr-un studiu separat, această ultimă metodă fiind folosită de exemplu de Benk, Jakab și Vadas (2005) în cazul Ungariei¹⁸. Având în vedere lipsa datelor necesare pentru o estimare separată a acestui parametru (de obicei este necesară o abordare de tip panel cu informații detaliate la nivelul fiecărei firme), inexistența până în momentul actual a unei lucrări de această natură în cazul României, precum și utilizarea pe scară largă în literatura de specialitate a unei funcții de producție de tip Cobb-Douglas s-a recurs la adoptarea acesteia din urmă ca formă funcțională.

În plus, încercarea de a estima ponderea capitalului și a muncii în cadrul funcției de producție nu a oferit rezultate interpretabile economic. Totodată, în cazul unor variații scăzute ale acestor ponderi (de exemplu, 0,7 pentru ponderea muncii, respectiv 0,3 pentru cea a capitalului), rezultatele obținute sunt similare. Presupunerea adoptată în acest caz generează valori de altfel apropiate de cele obținute de Dobrescu (2006), acesta din urmă indicând valori de aproximativ 0,65 privind ponderea muncii în funcția de producție.

¹⁶ Pentru numărul de ore lucrate s-a luat în considerare o medie de 8 ore pe zi.

¹⁷ Deși modul în care productivitatea totală a factorilor este atașată poate diferi de cel prezentat.

¹⁸ Deși și în acest caz autorii recunosc gradul de incertitudine ridicat al valorii parametrului estimat.

Rata anuală de depreciere aleasă este în concordanță cu cea folosită în cele mai multe studii similare, de 5 la sută (cu o rată trimestrială de 1,23 la sută). O rată de depreciere mai ridicată ar fi fost mai plauzibilă la începutul perioadei de tranziție, dar având în vedere timpul scurs, precum și presupusa pondere mai ridicată, comparativ cu alte țări, a clădirilor în stocul de capital, o rată de depreciere de 5 la sută este rezonabilă.

Rezultatele obținute sunt prezentate în cadrul secțiunii 2.2.1 din lucrare.

Anexa 5. Filtre multivariate cu componente neobservabile

Filtrul Kalman multivariat cu componente neobservabile a fost utilizat pentru estimarea mai multor tipuri de modele pentru perioada 1998 (trimestrul I)-2006 (trimestrul II).

Primul model multivariat cu componente neobservabile (Model MV1) are două ecuații principale: curba Phillips și o lege de mișcare pentru deviația PIB de la potențial. Erorile standard sunt prezentate în paranteză.

$$\pi_t = 0,40\pi_{t-1} + (1 - 0,40)\pi_t^e + 0,69y_gap_t + \varepsilon_t^\pi, \text{Var}(\varepsilon_t^\pi)=1,00 \quad (4.1)$$

(0,00) (0,01) (0,00)

$$y_gap_t = 0,81y_gap_{t-1} - 0,10y_gap_{t-2} + \varepsilon_t^{ygap}, \text{Var}(\varepsilon_t^{ygap})=0,01 \quad (4.2)$$

(0,01) (0,01) (0,00)

$$\Delta y_t^P = \Delta y_{t-1}^P + \varepsilon_t^{yP}, \text{Var}(\varepsilon_t^{yP})=0,00 \quad (4.3)$$

(0,00)

$$y_t = y_t^P + y_gap_t + \varepsilon_t^y, \text{Var}(\varepsilon_t^y)=0,01 \quad (4.4)$$

(0,00)

π_t reprezintă rata inflației CORE2, iar π_t^e o măsură a așteptărilor inflaționiste. Ca aproximare pentru așteptările inflaționiste s-a considerat o medie aritmetică simplă a ratelor inflației IPC pentru trimestrul anterior, curent și următoarele două perioade. La fel ca în cazul filtrelor univariate, y_t reprezintă logaritmul PIB real, y_t^P logaritmul PIB potențial, Δy_t^P ritmul de creștere a PIB potențial, iar y_gap_t gap -ul PIB, în procente. Termenii de eroare ε_t^π , ε_t^{ygap} , ε_t^{yP} și ε_t^y sunt identici și independent distribuiți și necorelați între ei.

Ecuația (4.1) reprezintă dinamica ratei inflației curente în funcție de inflația trecută, așteptările inflaționiste și excesul de cerere din economie. Se impune restricția standard de omogenitate ca suma coeficienților inflației trecute și, respectiv, ai așteptărilor inflaționiste să fie 1. Relația (4.4) este o identitate în care nivelul PIB real este descompus în nivel potențial, deviația PIB de la trend și un termen rezidual. Pentru aceste componente sunt specificate legi de mișcare: ecuația (4.2) este un proces autoregresiv de ordinul 2 pentru deviația PIB de la nivelul potențial. Ritmul de creștere a PIB potențial este un proces *random walk* (4.3).

Rezultatele obținute pentru ritmul mediu de creștere a PIB potențial sunt de 5,86 la sută pe an pentru perioada 2003 (trimestrul I)-2006 (trimestrul II).

$$\Delta y_t^P = \Delta y_{t-1}^P + \varepsilon_t^{yP}, \text{Var}(\varepsilon_t^{yP})=1,85 \quad (4.8)$$

(2,29)

$$u_t^* = u_{t-1}^* + \delta_t + \varepsilon_t^{u*}, \text{Var}(\varepsilon_t^{u*})=0,00 \quad (4.9)$$

(0,86)

$$\delta_t = \delta_{t-1} + \varepsilon_t^\delta, \text{Var}(\varepsilon_t^\delta)=0,05 \quad (4.10)$$

(0,15)

$$y_t = y_t^P + y_gap_t, \quad (4.11)$$

$$u_t = u_t^* + u_gap_t, \quad (4.12)$$

Semnificația variabilelor este aceeași ca în cazul primului model. În plus, u_t reprezintă rata șomajului înregistrat, u_t^* trendul ratei șomajului, iar u_gap_t deviația șomajului de la trend. Termenii de eroare ε_t^π , ε_t^{ygap} , ε_t^{ugap} , ε_t^{yP} , ε_t^{u*} și ε_t^δ sunt identici și independent distribuiți și necorelați între ei.

Ecuția (4.5) reprezintă dinamica ratei inflației curente în funcție de inflația trecută, așteptările inflaționiste și excesul de cerere din economie. Coeficienții inflației trecute și, respectiv, ai așteptărilor inflaționiste se însumează la 1. Se impune această restricție deoarece, pe termen lung, nu există legătură între componenta ciclică a PIB și inflație.

Ecuția (4.6) reprezintă “legea Okun”, o relație între deviația șomajului de la nivelul de trend și deviația PIB de la potențial. Ecuția (4.7) este un proces autoregresiv de ordinul 2 pentru gap -ul șomajului. În plus, este specificată o ecuație pentru ritmul de creștere a PIB potențial, ca proces *random walk* (4.8). În ecuațiile (4.9) și (4.10) nivelul trendului șomajului urmează un proces *random walk* cu *drift*, δ_t ; la rândul său δ_t este un proces *random walk*.

Ritmul mediu de creștere a PIB potențial în intervalul 2003 (trimestrul I)-2006 (trimestrul II) este de 6,08 la sută pe an și de 4,72 la sută pe an pentru perioada 2000 (trimestrul I)-2006 (trimestrul II).

reale a dobânzii de la nivelul său neutru. Termenii de eroare ε_t^π , ε_t^{ygap} , ε_t^{rgap} , ε_t^{yP} , ε_t^y și $\varepsilon_t^{r^*}$ sunt identic și independent distribuiți și necorelați între ei.

Ecuția (4.13) descrie rata inflației în funcție de persistența proprie, așteptările inflaționiste și excesul de cerere. În ecuația cererii agregate (4.14) deviația PIB de la potențial este funcție de lag-urile proprii și de lag-urile deviației ratei reale de la trend. Relația (4.15) este un proces autoregresiv de ordinul doi pentru gap-ul ratei reale a dobânzii. (4.16) și (4.17) reprezintă relații de identitate pentru componentele PIB și ratei reale a dobânzii. Ecuțiile (4.18) și (4.19) reprezintă legile de mișcare pentru ritmul de creștere a PIB potențial și trendul ratei reale a dobânzii.

$$y_t = y_t^P + y_gap_t + \varepsilon_t^y, \text{Var}(\varepsilon_t^y) = 0,03 \quad (4.16)$$

(7,13)

$$r_t = r_t^* + r_gap_t, \quad (4.17)$$

$$\Delta y_t^P = \Delta y_{t-1}^P + \varepsilon_t^{yP}, \text{Var}(\varepsilon_t^{yP}) = 0,07 \quad (4.18)$$

(0,82)

$$r_t^* = r_{t-1}^* + \varepsilon_t^{r^*}, \text{Var}(\varepsilon_t^{r^*}) = 3,68 \quad (4.19)$$

(4,15)

Rezultatele obținute indică faptul că rata medie de creștere a PIB potențial pentru intervalul 2003 (trimestrul I)-2006 (trimestrul II) este de 5,37 la sută pe an.

Al patrulea model multivariat cu componente neobservabile (Model MV4) cuprinde patru ecuații principale: o curbă Phillips, o ecuație a cererii agregate, o lege de mișcare pentru deviația ratei reale a dobânzii de la trend și o ecuație pentru deviația cursului real de schimb al monedei naționale de la nivelul de trend.

$$\pi_t = 0,83(0,34\pi_{t-1} + (1 - 0,34)\pi_t^e) + 0,80y_gap_t + (1 - 0,83)(\pi_pm_t - \Delta z_t^{ind}) + \varepsilon_t^\pi$$

(0,06) (0,14) (0,10)

$$\text{Var}(\varepsilon_t^\pi) = 6,11 \quad (4.20)$$

(0,67)

$$y_gap_t = 0,66y_gap_{t-1} - 0,10r_gap_{t-1} + 0,14z_gap_{t-1} + \varepsilon_t^{ygap}, \quad (4.21)$$

(0,05) (0,04) (0,04)

$$\text{Var}(\varepsilon_t^{ygap}) = 0,93$$

(0,19)

Anexa 6. Autoregresie vectorială structurală (SVAR)

Evoluția PIB potențial poate fi determinată prin metoda autoregresiei vectoriale structurale (*Structural Vector Autoregression – SVAR*) prin impunerea unor restricții pe termen lung (de tipul celor introduse de Blanchard și Quah, 1989) asupra efectului șocurilor structurale. Măsurarea evoluției PIB potențial prin metoda SVAR²⁰ se realizează în trei etape:

1. Estimarea unui model VAR redus

Se estimează un model autoregresiv vectorial (*Vector Autoregression – VAR*) redus $A(L)x_t = u_t$, unde x_t este un vector de variabile macroeconomice și u_t este un vector de reziduuri i.i.d. cu medie zero și matrice de covarianță $E(u_t u_t') = \Omega$. Vectorul x_t include variația PIB real alături de una sau mai multe alte variabile economice. VAR este un model des utilizat pentru a surprinde interdependența dinamică empirică dintre variabilele macroeconomice fără a impune *a priori* restricții bazate pe teoria economică. Dacă x_t este staționar, teorema lui Wold implică faptul că x_t poate fi reprezentat ca o medie mobilă a reziduurilor trecute $x_t = C(L)u_t$.

2. Identificarea șocurilor structurale

Se identifică șocurile structurale care au afectat economia pe perioada analizată prin descompunerea reziduurilor modelului VAR estimat. Astfel, presupunem că reziduurile formei reduse sunt combinații liniare ale șocurilor structurale $u_t = S\varepsilon_t$ unde șocurile structurale sunt necorelate contemporan $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = I_n$. Notând $D(L) = C(L)S$ modelul se scrie sub formă de VAR structural (SVAR) $x_t = D(L)\varepsilon_t$, explicând dinamica variabilelor economice ca rezultat al unor șocuri structurale produse în trecut.

Pentru descompunerea reziduurilor trebuie impuse o serie de restricții care să permită identificarea unică a matricei S, care controlează modul în care șocurile structurale ε_t se combină pentru a genera reziduurile estimate u_t . În scopul măsurării ritmului de creștere a PIB potențial, restricțiile impuse pentru descompunerea structurală sunt de tip Blanchard-Quah. Acestea impun condiția ca $D(1) = C(1)S$ să fie matrice inferior triunghiulară, practic cerând ca efectele cumulate al șocului structural ε_{it} (al i -lea șoc din model) asupra fiecăreia dintre variabilele x_{jt} cu $j < i$ să fie nul (de exemplu, efectele cumulate ale celui de-al treilea șoc structural asupra primelor două variabile este nul). Ca urmare, la descompunerea structurală contează ordonarea variabilelor în modelul VAR. Condițiile care stau la baza restricțiilor Blanchard-Quah sunt sugerate de cerința ca variația excesului de cerere să devină zero pe termen lung. Calcularea descompunerii structurale a reziduurilor a fost realizată prin algoritmul propus de Hoffman (2001).

²⁰ Utilizarea VAR structural face parte din metodologia econometrică standard, astfel încât explicații detaliate pot fi găsite în majoritatea manualelor de analiză a seriilor de timp (de exemplu Hamilton, 1994, sau Lutkepohl, 2005).

3. Determinarea ritmului de creștere a PIB potențial

În analiză, prima variabilă introdusă în VAR este ritmul de creștere trimestrială a PIB real. Ca urmare a restricțiilor impuse, primul șoc structural produce efecte permanente asupra ritmului de creștere economică, în vreme ce celelalte șocuri structurale identificate produc numai efecte tranzitorii (efectul cumulat pe termen lung al fiecăruia dintre acestea asupra ritmului de creștere a PIB real este nul). Identificăm ritmul de creștere a PIB potențial cu componenta creșterii PIB real determinată de șocurile permanente, iar variația deviației PIB cu componenta determinată de șocurile tranzitorii.

Deoarece metodologia descompune creșterea economică în creștere a PIB potențial și variație a deviației PIB, pentru determinarea nivelului PIB potențial și a excesului de cerere trebuie determinată/impusă suplimentar o condiție inițială, privind valoarea excesului de cerere la un moment dat. Având în vedere că o astfel de condiție inițială ar fi arbitrară, precum și faptul că obiectivul studiului este ritmul de creștere a PIB potențial, nu vom utiliza rezultatele estimărilor pentru a măsura nivelul deviației PIB.

Pentru identificarea creșterii PIB potențial au fost estimate modele SVAR pentru perioada 1998 (trimestrul I)-2006 (trimestrul II). Eșantionul redus de date disponibil implică restricții asupra numărului de variabile considerate simultan, deoarece introducerea de variabile suplimentare duce la pierderea rapidă de grade de libertate prin numărul mare de parametri ce trebuie estimați. Această restricție este cu atât mai importantă cu cât introducerea unui număr mare de variabile în condițiile eșantionului redus de date poate forța selecția unui număr insuficient de *lag*-uri, ceea ce ar crea erori sistematice în estimarea componentelor structurale (DeSerres și Guay, 1995). Ca urmare, modelele SVAR estimate includ două sau trei variabile – rata de creștere a PIB real și unul sau doi factori explicativi.

Variabilele explicative sunt alese astfel încât să reflecte efectul unor tipuri de șocuri temporare: șocuri temporare de cerere (inflația IPC, inflația CORE2), șocuri de ofertă (salariul brut real, numărul de angajați, rata șomajului înregistrat, volumul producției industriale) sau șocuri asupra cursului real efectiv (pot fi efectul unor șocuri de politică monetară sau șocuri externe). În cazul modelelor SVAR cu trei variabile, una dintre variabilele explicative este întotdeauna rata inflației IPC sau CORE2, pentru a surprinde efectul șocurilor temporare de cerere (considerate relevante din punctul de vedere al politicii monetare). În aceste cazuri, rata inflației apare pe ultima poziție în VAR pentru a permite șocului de cerere să producă efecte temporare asupra tuturor celorlalte variabile.

Toate variabilele utilizate au fost verificate pentru staționaritate utilizând testele Augmented Dickey-Fuller (ADF) și Phillips-Perron (PP). Pentru variabilele nestaționare (PIB real, numărul de salariați, cursul real efectiv, salariul brut real, indicele producției industriale) a fost folosită în estimare prima diferență, astfel încât modelele VAR rezultate să fie stabile. În unele cazuri (rata inflației CPI, rata șomajului), cele două teste au oferit rezultate diferite; având în vedere că

VAR estimate au rădăcinile polinomului caracteristic în interiorul cercului unitate, variabilele au fost considerate staționare. Numărul optim de *lag*-uri a fost ales pe baza criteriului informațional Akaike, astfel încât să se asigure utilizarea unui număr suficient de mare pentru a evita erori sistematice; numărul astfel ales este în toate cazurile mai mare sau egal decât cel sugerat de testele Wald și LR, care oferă rezultate bune în ceea ce privește numărul minim necesar de *lag*-uri conform rezultatelor din DeSerres și Guay (1995).

Semnul funcțiilor de răspuns la impuls (calculate pe baza șocurilor structurale identificate) confirmă interpretarea șocurilor, corespunzând în general intuiției sugerate de teoria economică²¹. Astfel, un șoc cu efect permanent asupra PIB real (asimilat unui șoc de PIB potențial) corespunde în cadrul estimărilor efectuate unei scăderi a ratei inflației (atât IPC, cât și CORE2), scăderii permanente a ratei șomajului și accelerării creșterii numărului de salariați, creșterii permanente a producției industriale, intensificării creșterii salariului brut real și aprecierii cursului de schimb. Un șoc pozitiv de cerere se reflectă într-o creștere temporară a excesului de cerere, însoțită de accelerarea temporară a creșterii numărului de salariați/scăderea temporară a ratei șomajului, intensificarea temporară a creșterii producției industriale și a salariului real. Un șoc pozitiv de ofertă (intensificare permanentă a creșterii producției industriale sau a numărului de salariați/scădere permanentă a ratei șomajului) corespunde unei scăderi temporare a excesului de cerere și unei scăderi a ratei inflației. Un șoc de natura costurilor, prin creșterea permanentă a salariului brut real, duce la creșterea ratei inflației și la oscilații tranzitorii ale creșterii economice, iar un șoc de depreciere se reflectă într-o creștere temporară a excesului de cerere și în creșterea ratei inflației.

Descompunerea varianței arată că variabilele explicative incluse în modelele VAR estimate explică în majoritatea cazurilor mai puțin de 30 la sută din variația creșterii PIB real (Tabelul 2). Ca urmare, este posibil ca puterea explicativă redusă să ducă la subestimarea efectului șocurilor structurale temporare (ilustrate mai puternic de variabilele explicative) asupra creșterii economice. O subestimare a variației excesului de cerere (definită ca suma impacturilor șocurilor temporare) implică, în contrapartidă, o supraestimare a variației PIB potențial. Astfel, creșterea PIB potențial estimată reproduce prea îndeaproape evoluția PIB real efectiv, sau, altfel spus, metoda produce rate ridicate de creștere a PIB potențial în perioadele de creștere rapidă și rate scăzute în perioadele de creștere lentă (efect vizibil în Graficul 5). Din acest punct de vedere sunt preferabile modelele SVAR cu trei variabile care, datorită variabilei suplimentare, explică evoluția PIB real mai bine decât cele cu două variabile. Acest efect este ilustrat de rezultatele obținute privind media creșterii anuale a PIB potențial în perioada 2003 (trimestrul I)-2006 (trimestrul II), plasate într-un interval mai îngust în cazul modelelor SVAR trivariate

²¹ Aceste comparații sunt numai generale, calitative, fiind dificil de comparat rezultatele VAR estimate cu modele teoretice anume, ca urmare a restricțiilor implicite în specificare; astfel, de exemplu, în specificațiile de mai sus nu poate fi identificat un șoc de ofertă care să producă efecte temporare atât asupra PIB, cât și asupra ratei șomajului.

(6,1 - 6,2 la sută) decât în cazul celor bivariate (6,0 - 6,4 la sută). Pe de altă parte, modelele SVAR trivariate se bazează în general pe estimarea unui număr mai mare de parametri decât cele cu două variabile folosind aceeași cantitate de date, astfel încât gradul de incertitudine în estimare este mai mare.

Tabelul 2. Puterea explicativă a variabilelor introduse în modele în ceea ce privește ritmul de creștere a PIB real

Model SVAR	Lags	R ² ecuația ratei PIB real (%)	Ponderea efectului șocurilor tranzitorii în descompunerea varianței creșterii PIB (%)	
			Un trimestru	10 trimestre
Rata șomajului înregistrat	2	24,2	20,5	18,1
Inflație CORE2	1	13,5	4,4	4,4
Inflație IPC	4	29,9	11,9	13,4
Nr. salariați* + Inflație IPC	4	43,6	13,9	28,5
Nr. salariați* + Inflație CORE2	1	15,0	5,9	5,8
Curs real efectiv* + Inflație IPC	2	24,7	29,5	24,6
Curs real efectiv* + Inflație CORE2	2	26,3	30,2	26,1
Salariul real brut* + Inflație CORE2	4	49,0	14,1	35,0
Indicele producției ind.* + Inflație IPC	4	47,9	45,6	58,0

Observații: descompunerea varianței se bazează pe descompunerea structurală utilizată și pentru calcularea ritmului de creștere a PIB potențial.

Rezultatele estimării creșterii PIB potențial prin metoda SVAR sunt prezentate în Tabelul 1. Fiecare linie din tabel reprezintă un model estimat ce include creșterea trimestrială a PIB real și variabila sau variabilele explicative prezentate pe prima coloană. Rezultatele obținute indică accelerarea creșterii anuale medii a PIB potențial de la 3,3 la sută în perioada 2000 (trimestrul I)-2002 (trimestrul IV) la 6,1 la sută în perioada 2003 (trimestrul I)-2006 (trimestrul II). Valorile obținute din modelele SVAR pentru media creșterii anuale a PIB potențial în perioada 2003 (trimestrul I)-2006 (trimestrul II) se încadrează în intervalul 6,0-6,4 la sută.