

Determinarea output-gap și a dinamicii șocurilor inflaționiste. Cazul României*

Cornelia Scutaru**

Cristian Stănică***

Abstract

Lucrarea își propune să evalueze output-gap-ul și efectul șocurilor inflaționiste în economia românească. Se folosește o extensie a descompunerii Blanchard-Quah. Modelul ia în considerare trei variabile: output-ul real, rata șomajului și inflația. Sunt evaluate trei tipuri de șocuri: șocurile de productivitate (pe latura ofertei), șocurile adverse pe piața muncii și șocurile adverse pe piața bunurilor și serviciilor, cu focalizare pe șocurile inflaționiste. Caracterul pronunțat sezonier al datelor privind PIB-ul trimestrial impune o abordare pe date desezonalizate. Analiza dinamicii șocurilor este confirmată de evoluțiile reale din economia românească în perioada 1994-2003; de asemenea, este pusă în evidența o relație tip Phillips între șomaj și inflație.

Introducere

În general se presupune că economia este un proces în care acționează aleatoriu o multitudine de factori¹. Această ipoteză permite aplicarea descrierilor și identificărilor econometrice. Plecând de la această ipoteză fundamentală, se acceptă că output-ul este caracterizat în mod rezonabil ca fiind un proces nestaționar de ordinul 1 (I(1), cu rădăcină unitate). Justificarea acestei interpretări este dată de faptul că output-ul este supus unor perturbații care acționează în sensuri diferite, și au efect pe perioade diferite, astfel încât rezultanta lor nu poate avea media zero și dispersia constantă. Această caracterizare statistică este acceptată de majoritatea autorilor care s-au ocupat de această problemă: Campbell și Mankiw (1987), Cochrane (1988) și Blanchard și Quah (1989), St. Amant și van Norden (1997), Lalonde și al. (1998) Hjelm (2003).

Multe din modelele macroeconomice folosite pentru prognoza și analiza politicilor economice au nevoie de estimarea output-ului potențial. **Output-ul potențial** (PIB-ul potențial) este nivelul PIB-ului care poate fi atins fără a genera tensiuni inflaționiste. Acest nivel al output-ului corespunde

* *Lucrare elaborată în cadrul proiectului CERGE-EI project RRC IV-057 "Adapted models to estimate potential GDP in the candidate countries"*(2004).

** *Institutul de Prognoză Economică al Academiei Române, e-mail: scutaru@hotmail.com*

*** *Institutul de Prognoză Economică al Academiei Române*

¹ *Desigur, nu lipsesc ipotezele conform cărora dinamica economică este o împletire de factori care acționează aleatoriu și haotic (Peters (1991), Mandelbrot (1989, 1995) și, pentru economia românească: Albu (1996), Scutaru, Ghiță (1999)). Cu alte cuvinte, dinamica economică nu este pur și simplu un proces aleatoriu, care poate fi descris prin variabile de acest tip, ci este un proces în care intervin neliniarități și fenomene care urmează o geometrie descrisă prin teoria fractalilor.*

utilizării depline a capacităților de producție și celui nivel al ocupării forței de muncă ce nu conduce la accelerarea inflației prin salarii.

În aceste modele diferența dintre output-ul real și cel potențial (*output gap*) constituie o variabilă cheie pentru evoluția prețurilor și a salariilor. Un nivel al output-ului real peste nivelul potențial (*output gap pozitiv*) este o sursă de presiuni inflaționiste și un semnal că autoritățile monetare, interesate în evitarea unei accelerări a inflației, trebuie să aplice o politică monetară restrictivă. Un nivel al PIB-ului real situat sub nivelul PIB-ului potențial (*un output gap negativ*) corespunde perioadelor de calmare a inflației și permite o relaxare a politicii monetare.

Necesitatea de a măsura *output gap* prezintă o importanță deosebită pentru autoritățile monetare mai ales în țările care, ca și România, își propun o anumită țintă pentru nivelul inflației. Ținta de inflație vizată devine elementul determinant al politicilor monetare. Pentru procesul decizional este importantă și evaluarea altor variabile macroeconomice neobservabile direct, cum ar fi NAIRU, NAWRU, soldul bugetului consolidat (ca procent din PIB-ul potențial), care răspund în mod diferit la șocurile care apar în cursul desfășurării procesului economic.

Dar măsurarea *output gap*-ului (variabilă neobservabilă) nu este o problema simplă. De obicei se formulează anumite ipoteze privind dinamica output-ului potențial. Se utilizează diferite seturi de ipoteze, combinate cu tehnici econometrice variate pentru a obține diferite evaluări ale *output gap*.

Blanchard și Quah (1989) își pun problema: „dacă output-ul poate fi caracterizat statistic ca un proces nestaționar cu rădăcină unitate (I(1)), cum afectează acest lucru rezultanta fluctuațiilor macroeconomice?” Dacă ar exista numai un singur tip de perturbație (șoc) în economie, atunci implicațiile acestui fapt ar fi simple. Această perturbație ar afecta economia într-un mod care poate fi caracterizat prin reprezentări univariate de medii mobile (univariate-moving average representations) ca cele luate în considerare de către Campbell și Mankiw. Problema ar fi pur și simplu de a găsi în ce constă acea perturbare și de ce dinamica sa afectează output-ul. De asemenea, dacă output-ul real ar fi compus dintr-o componentă staționară și un simplu trend liniar, atunci output-gap ar putea fi măsurat ca rezidualele unei regresii a output-ului pe un trend liniar. Autorii subliniază că output-ul este afectat de mai mult de un tip de perturbație, interpretarea este mult mai dificilă. În acest caz reprezentările univariate de medii mobile ale output-ului sunt o combinație (rezultantă) a răspunsului dinamic a output-ului la fiecare din aceste perturbații, iar acțiunea individuală a perturbațiilor nu poate fi pusă în evidență. Lucrările lui Stephen Beveridge și Nelson (1981), Andrew Harvey (1985) și Watson (1986) sunt tot atâtea abordări pentru a găsi o soluție. Descompunerea Blanchard-Quah (1989) oferă o soluție acestui tip de probleme și majoritatea autorilor care au abordat acest subiect au aplicat metoda propusă de acești doi autori, în diverse variante.

Blanchard și Quah examinează efectele dinamice ale perturbațiilor care au un efect permanent; asemenea probleme nu pot fi rezolvate numai prin restricții asupra componentei permanente a output-ului. Quah (1988) caracterizează efectele diferitelor specificări parametrice (cum ar fi lungimea restricțiilor, o formă rațională a distribuției lag-urilor) prin importanța diferită a componentelor permanente și tranzitorii. Ei consideră că, dată fiind posibilitatea ca output-ul să fie afectat de mai mult de un tip de perturbație, se pot impune *à priori* restricții asupra răspunsului output-ului la fiecare tip de perturbare, **sau se poate exploata informația provenită din alte variabile macroeconomice decât output-ul**. Blanchard și Quah iau în considerare comportarea comună a output-ului și a șomajului. St. Amant și van Norden (1997), Lalonde și al. (1998) extind metoda de descompunere Blanchard-Quah la comportarea comună a output-ului, șomajului și

inflației, iar Goran Hjelm (2003) ia în considerare output-ul, șomajul și deficitul bugetului consolidat.

Bazându-se pe descompunerea Blanchard și Quah (1989), St. Amant și van Norden (1997)², analizează metodele de filtraj cu mai multe variabile care fac apel la vectori autoregresivi (VAR) ce încorporează restricții pe termen lung, comparativ cu metodele univariate. Spre deosebire de filtrele univariate, (Holdrick-Prescott) aceste metode nu prezintă lacunele manifestate de acestea la sfârșitul eșantionului și permit previziunea valorilor output-gap. Comparativ cu alte metode multivariate (ex. Metoda Beveridge-Nelson), metodele care se bazează pe utilizarea VAR cu restricții pe termen lung, au avantajul de a nu restricționa *a priori* dinamica output-ului potențial. Autorii studiază consecințele impunerii restricțiilor pe termen lung output-ului real (urmând calea descompunerii Blanchard-Quah), apoi output-ului real și inflației simultan. Ei pun în evidență faptul că acest ultim demers ar trebui să-i intereseze pe decidenții care își focalizează atenția pe mișcările output-ului real asociate cu trendul inflației.

Lucrarea își propune aplicarea descompunerii Blanchard-Quah la output-ul economiei românești din perioada de tranziție. Datele de care dispunem constituie un eșantion de dimensiune redusă (date trimestriale din perioada: trim. I 1994 – trim IV 2003), astfel încât vom trata concluziile cu oarecare rezervă. Puternica sezonabilitate a PIB-ului, pusă în evidență de seriile de date ale output-ului exprimat în termeni reali este dată de ponderea ridicată a agriculturii în economia românească (o agricultură bazată pe mica gospodărie țărănească cu activități de subsistență, puternic supusă fluctuațiilor sezoniere), precum și de evoluția sezonieră a serviciilor și lucrărilor din construcții. În Anexa 1 prezentăm o analiză a șocurilor pe seriile desezonalizate. De asemenea, am încercat același tip de analiză pentru componenta industrială a output-ului (v. Anexa 2) și rezultatele sunt asemănătoare. Ele pun în evidență comportamentul celor trei variabile ale modelului la șocuri pe latura ofertei (șocuri de productivitate); la șocuri adverse pe piața muncii și pe piața bunurilor și a serviciilor.

Perioada de tranziție reprezintă o adevărată criză pentru economia românească. Șocurile care au acționat asupra output-ului sunt atât de natură permanentă (șocuri care afectează oferta prin scăderea productivității muncii), cât și de natură tranzitorie, (cum sunt șocurile care afectează cererea prin scăderea puterii de cumpărare). Din motive care, după părerea noastră nu țin atât de latura economică a procesului de tranziție, cât de componentele socială și instituțională a căror evoluție este mult întârziată, apar perturbări pe termen lung nu numai pe latura ofertei, dar și pe latura cererii (rapida polarizare a venitului), ceea ce complică analiza procesului. Pentru a le pune în evidență, am preferat analiza unui VAR nerestricționat cu variabile staționare $I(0)$ (v. Secțiunea 3).

² *Pierre St-Amant and Simon van Norden arată că Cochrane (1994) folosește un VAR bivariat incluzând output-ul (exprimat ca PNB) și consumul pentru a identifica componentele permanente și tranzitorii ale output-ului. Reprezentarea bivariată este dezvoltată cu lag-urile ratei consumului în raport cu output-ul. Teoria venitului permanent implică un caracter aleator al consumului (pentru o rată reală a dobânzii constantă). În plus, dacă se presupune că output-ul și consumul sunt cointegrate, atunci fluctuațiile output-ului la un consum constant trebuie să fie percepute ca fiind tranzitorii. Pe această bază Cochrane descompune output-ul real în două componente: una permanentă și una tranzitorie. Pentru a extrage output-ul potențial, erorile din VAR sunt ortogonalizate astfel încât consumul nu răspunde simultan cu output-ul la șocuri. Cochrane arată că, dacă output-ul și consumul sunt cointegrate și consumul are caracter aleatoriu, identificarea Blanchard-Quah și ortogonalizarea convențională sunt echivalente. Mai mult, dacă consumul este de natură aleatoare, descompunerea Cochrane corespunde cu descompunerea Beveridge-Nelson bazată pe output și consum.*

Acest mod de abordare corespunde cu cel utilizat de Hjelm (2003) pentru analiza șocurilor asupra output-ului, șomajului și soldului bugetului consolidat.

1. Modele teoretice de bază Descompunerea Blanchard-Quah

Abordarea B-Q a fost folosită în diferite contexte, de exemplu pentru a examina efectele dinamice ale șocurilor cererii și ofertei în țările OECD (Bayoumi și Eichengreen 1994, Bergman 1996, Funke și Hall 1998, Gavosto și Pellegrini 1999, Keating și Nye 1999); In Canada (Pierre St-Amant, Simon van Norden 1997, René Lalonde, Jennifer Page et Pierre St-Amant 1998), pentru a studia răspunsul Federal Reserve la șocurile cererii și ofertei (Gamber și Hakes 1997); pentru a studia răspunsul variației stocurilor și inflației la șocurile cererii și ofertei (Hess și Lee 1999), pentru a studia dinamica ratei reale de schimb (Ender și Lee 1997) și (Bergman, Cheung și Lai 2000), pentru a studia dinamica NAIRU, output-gap și soldul bugetului consolidat (Hjelm, Göran 2003). Ceea ce este comun tuturor acestor studii este că inferența este bazată pe modele VAR bivariate în care este impusă o restricție pe termen lung asupra formei reduse a modelului VAR pentru a identifica două șocuri structurale, un șoc pe latura ofertei, altul pe latura cererii.

Blanchard și Quah (1989) presupun că un model bivariat format din logaritmul output-ului y_t și șomaj, u_t , este afectat de două tipuri de șocuri: un șoc pe latura ofertei, având efect pe termen lung asupra nivelului output-ului, dar fără efect pe termen lung asupra șomajului; și un șoc tranzitoriu având un efect pe termen scurt asupra ambelor variabile³. Șocul permanent poate, totuși, să influențeze șomajul pe termen scurt și mediu, dar nu pe termen lung.

Aceste restricții se bazează pe argumentul că șocurile reale, cum ar fi schimbările în productivitate și forța de muncă, au efecte permanente numai asupra output-ului. Mai mult, această restricție este consistentă cu un model al pieței muncii în care comportamentul salariilor este de tip Fisher (1977); v. Blanchard și Quah (1989) sau Bergman (1996). Restricțiile pe termen lung impun ca output-ul să conțină un trend stochastic iar șomajul numai un trend determinist. Deci în sistem bivariat avem: un "vector de cointegrare", șomajul este staționar și un stochastic trend în output.

Fie (v. St-Amant și van Norden, 1997) Z_t un $n \times 1$ vector care include un n_1 vector reprezentând o variabilă integrabilă de ordinul 1, $I(1)$ și un n_2 vector reprezentând o variabilă staționară $I(0)$, astfel încât:

$$Z_t = (\Delta X_{1t}', \Delta X_{2t}')' \quad (1)$$

Dacă aplicăm teorema de descompunere a lui Wald, Z_t poate fi scris în forma redusă astfel:

$$Z_t = \delta(t) + C(L) \varepsilon_t \quad (1)$$

Unde $\delta(t)$ este termenul determinist, $C(L) = \sum C_i L^i$ (\sum de la $i = 1$ la ∞) este matricea lag-urilor polinomiale, $C_0 = I_n$ este matricea identitate, vectorul ε_t este vectorul erorilor de prognoză ale lui Z_t pentru pasul următor care dă informații asupra lag-urilor lui Z_t și care satisface condițiile: $E(\varepsilon_t) = 0$ și $E(\varepsilon_t, \varepsilon_t') = \Omega$, cu Ω pozitiv definită.

Blanchard și Quah (1989) presupun că Z_t are următoarea reprezentare structurală:

$$Z_t = \delta(t) + \Gamma(L) \eta_t \quad (3)$$

³ In particular, ei impun restricția că efectele asupra output-ului și șomajului provenind din șocurile tranzitorii satisfac condiția ca $\lim_{s \rightarrow \infty} \text{resp}(y_{t+s}, u_{t+s}) = 0$. In consecință, ei admit posibilitatea ca aceste șocuri să aibă efecte considerabile pe termen scurt și mediu asupra ambelor variabile.

unde η_t este vectorul n-dimensional al șocurilor structurale, cu $E(\eta_t) = 0$ și $E(\eta_t \eta_t') = I_n$ (normal). Putem regăsi forma structurală a ecuației (3) din forma redusă folosind următoarele relații: $\Gamma_0 \Gamma_0' = \Omega$, $\varepsilon_t = \Gamma_0 \eta_t$, și $C(L) = \Gamma(L) \Gamma_0^{-1}$ (L – operatorul lag-urilor).

Matricea de covarianță a formei reduse este egală cu $C(1) \Omega C(1)'$. Din ecuațiile (1) și (3) avem:

$$C(1) \Omega C(1)' = \Gamma(1) \Gamma(1)' \quad (4)$$

Această relație sugerează că putem identifica matricea Γ_0 folosind un număr corespunzător de restricții asupra matricii de covarianță a formei structurale. Blanchard și Quah (1989) folosesc restricții pe termen lung (long-run restrictions) pentru a identifica șocurile pentru care $C(1)$ are rangul n_1 .

Dacă presupunem că log (real output) este prima variabilă din vectorul Z_t , putem scrie:

$$\Delta y_t = \mu_y + \Gamma_1^p(L) \eta_t^p + \Gamma_1^c(L) \eta_t^c \quad (5)$$

Unde η_t^p este vectorul șocurilor permanente care afectează output-ul, η_t^c este vectorul șocurilor care au numai efecte tranzitorii asupra output-ului și $\{\Gamma_1^p(L), \Gamma_1^c(L)\}$ reprezintă efectele dinamice ale acestor șocuri. Creșterea output-ului potențial poate fi definită ca:

$$\Delta y_t^p = \mu_y + \Gamma_1^p(L) \eta_t^p \quad (6)$$

Astfel output-ul potențial corespunde componentei permanente a output-ului. Partea din output datorată șocurilor pur tranzitorii este definită ca „output-gap”.

Extensii ale descompunerii Blanchard-Quah

Diferențele extensii ale descompunerii Blanchard-Quah au permis autorilor să facă distincție între mai multe tipuri de șocuri tranzitorii. O extensie directă este modelul LRRO elaborat de St. Amant și van Norden (1997) pentru economia Canadei. Autorii pornesc de la ipoteza că rata de creștere a output-ului real (Δy) urmează un proces staționar (output-ul este $I(1)$), care răspunde la două tipuri de șocuri: permanente și tranzitorii. În VAR-ul estimat se includ: diferențele de ordinul 1 pentru inflație ($\Delta \pi$), ale ratei șomajului (Δu), care sunt staționare (inflația și șomajul fiind integrabile de ordinul 1) și rata reală a dobânzii. Se presupune că nu există o relație de cointegrare între aceste variabile staționare. În model este introdus un șoc permanent datorat ofertei și trei tipuri de șocuri tranzitorii. Autorii elaborează un model, care este o altă extensie (LRROI) a descompunerii Blanchard-Quah, în care combină restricțiile asupra output-ului real și inflației, pe baza ipotezei că nu numai output-ul este nestaționar de ordinul 1, dar că și inflația este mai bine caracterizată, pentru perioada luată în considerare, ca fiind un proces nestaționar de ordinul 1. Ipoteza privind inflația se bazează pe faptul că media procesului inflaționist poate varia în funcție de factori cum sunt: preferințele autorității monetare pentru un anumit tip de politică, mediu politic cu care se confruntă autoritățile, stadiul cunoștințelor privind costurile și beneficiile atunci când se urmărește o politică de țintire a unui anumit nivel al inflației. Inflația devine astfel un proces al cărui medie se schimbă în timp, deci nu este staționar, ci nestaționar. În model se presupune că inflația este un proces nestaționar de ordinul 1.

Deci cu metoda LRRO este necesar să presupunem numai că output-ul este integrabil de ordinul 1 ($I(1)$), în timp ce metoda LRROI este mai restrictivă, în sensul că cere o ipoteză adițională, și anume, că inflația este și ea un proces nestaționar de ordinul 1 ($I(1)$). Metoda LRROI propune o măsură a output-gap-ului care poate fi atractivă pentru decidenții interesați de acea parte a componentei ciclice a output-ului real care este asociată cu mișcările din trendul inflației prin opoziție cu fluctuațiile pe termen scurt ale seriei. Rezultatele oferite de metoda LRRO nu îi pot ajuta pe decidenți în această privință. Fluctuațiile pe termen scurt ale inflației puse în evidență de metoda

LLRO pot fi cauzate de fluctuații tranzitorii ale cursului de schimb sau de schimbări în fiscalitate (taxele indirecte, de exemplu), iar decidenții ar putea să nu accepte o schimbare de politică valutară sau fiscală numai pentru a atenua fluctuațiile pe termen scurt. În acest sens este interesant de a pune în evidență fluctuații pe termen lung ale trendului inflaționist, mai ales în România, unde persistența inflației cu mai mult de două cifre are deja un stagiul lung. În acest caz decidenții ar putea fi interesați să reacționeze la fluctuațiile output-ului asociate cu variații pe termen lung ale inflației.

Mai prezentăm pe scurt altă extensie a descompunerii Blanchard-Quah, și anume, cea propusă de Hjelm (2003). Dacă în modelul Blanchard-Quah este estimat un VAR constând din două variabile: output și șomaj, supuse acțiunii a două perturbații (șocuri), cel generat de ofertă și cel generat de cerere, cu restricția că numai unul din cele două șocuri - cel generat de ofertă - are efect pe termen lung asupra output-ului, în modelul propus de Hjelm se utilizează trei variabile: șomajul (u), output-ul (y), și soldul bugetului consolidat (bb); se presupune că șomajul și output-ul sunt nestaționare de ordinul 1, iar soldul bugetului consolidat este staționar. Se presupune că aceste variabile sunt supuse șocurilor date de piața muncii care afectează atât șomajul cât și output-ul pe termen lung, șocurilor de productivitate (ale ofertei) care afectează numai output-ul pe termen lung, și șocurilor ciclului de afaceri (șocurile cererii) care nu au efect pe termen lung nici asupra output-ului, nici asupra șomajului.

2. Datele

Modelul nostru cuprinde trei variabile: output-ul (y), șomajul (u) și inflația (p)⁴. Figura 1 descrie datele statistice. Presupunem că rata de creștere a output-ului real (Δy) urmează un proces stochastic staționar care răspunde la două tipuri de șocuri structurale: permanente (ϵ_p) și tranzitorii (ϵ_T).

Output-ul este nestaționar de ordinul 1 $I(1)$; șomajul dat de rata șomajului este $I(1)$, iar inflația, dată de indicele total al prețurilor de consum cu baza în lanț este $I(0)$, v. Tabelul 1. În estimarea VAR vom include primele diferențe ale logaritmului output-ului real, ale lui u și p (Δy_{94} , Δu , p).

Tabelul 1

Staționaritatea datelor (Augmented Dickey-Fuller Unit Root test)

	Intercept	Trend and intercept	None	Staționaritate
y	1,07	-1,63	2,17	$I(1)$
Δy	-6,29	-7,09	-5,29	$I(0)$
u	-2,72*	-2,71	-0,71	$I(1)$
Δu	-6,29	-6,19	-6,36	$I(0)$
p	-4,60**	-4,57**	-4,55**	$I(0)$

*Rejection of the unit root hypothesis at the 10 per cent level

**With 2 lags

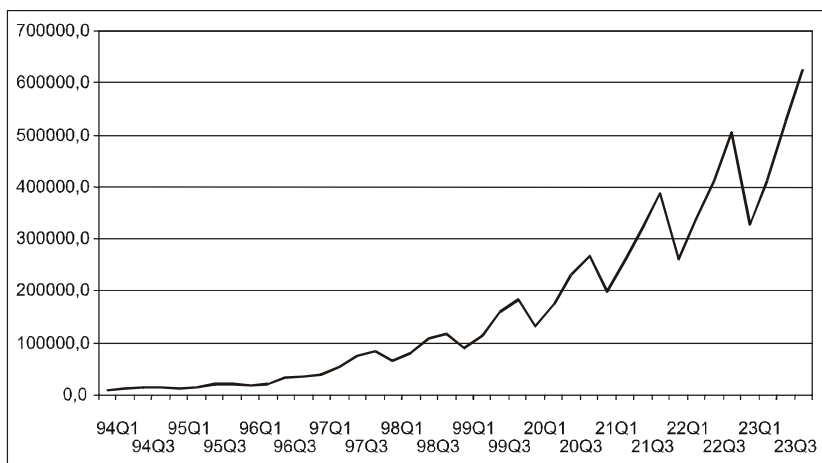
⁴ Output-ul este PIB-ul trimestrial calculat de Institutul Național de Statistică, prețuri curente (modelul folosește logaritmul output-ului real); șomajul este dat de rata șomajului, date oficiale din Buletinele statistice, inflația este dată de indicele prețurilor de consum (total). Perioada: tr. I 1994-tr. IV 2003.

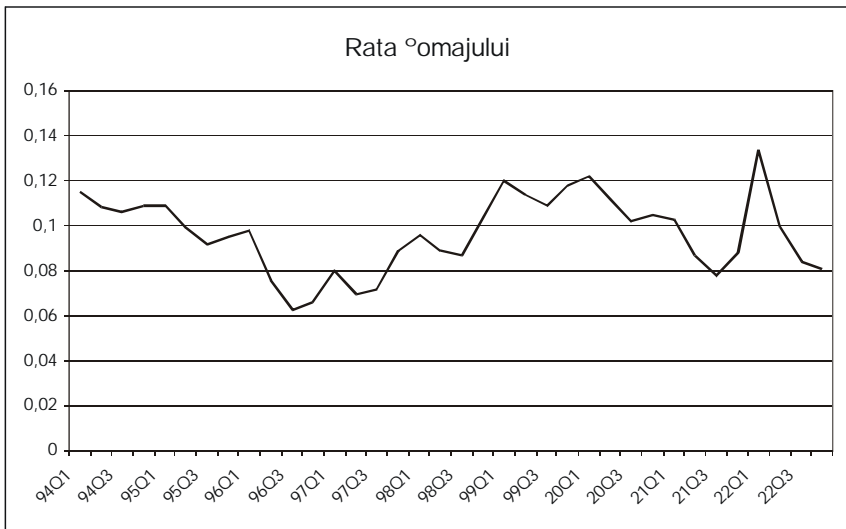
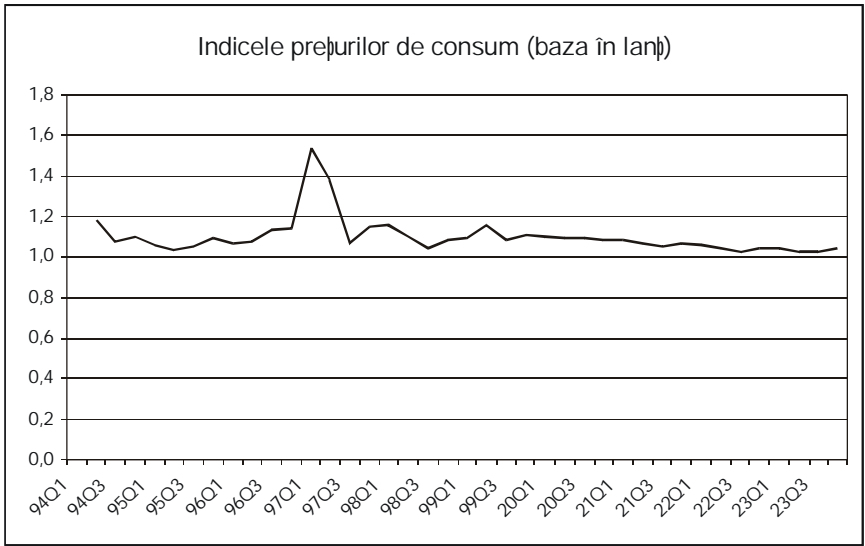
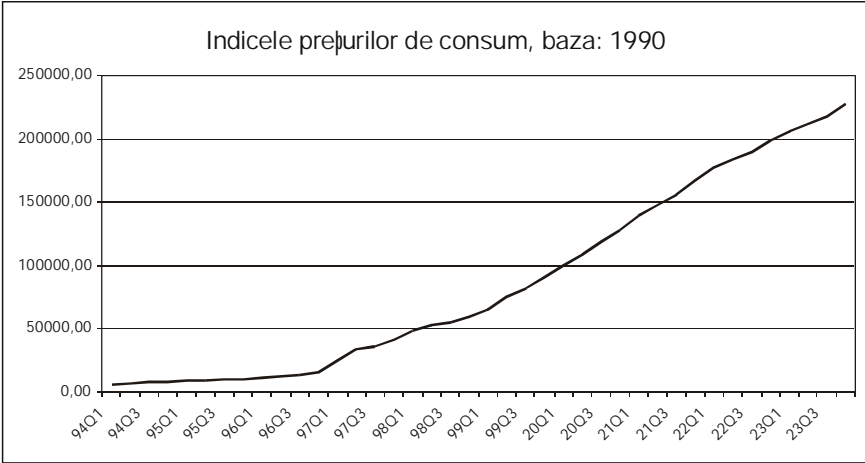
Figura 1

Datele: PIB-ul total, rata șomajului, indicele prețurilor de consum.

Perioada: tr. I 1994, tr. IV 2003

Output (PIB în prețuri curente)





3. Modelul

Urmând calea dezvoltată de Hjelm (2003), definim vectorul staționar al variabilelor ca fiind: $\Delta x' = [\Delta y_{94}, \Delta u, p]$; reprezentarea în medii mobile a sistemului va fi dată de:

$$\begin{aligned} \Delta x_t &= \mu + C(L) \varepsilon_t \\ &= \mu + C_0 \varepsilon_t + C_1 \varepsilon_{t-1} + C_2 \varepsilon_{t-2} + \dots \end{aligned} \quad (1)$$

unde μ este vectorul constantelor, de dimensiune 3×1 , L este operatorul lag-urilor, iar

$$\varepsilon_t' = [\varepsilon_t^P, \varepsilon_t^{LM}, \varepsilon_t^I]$$

este vectorul șocurilor structurale neobservate, ortogonal prin ipoteză. Sistemul este, deci, supus la trei șocuri, pe care le putem descrie astfel:

- **Ipoteza 1.** Șocul pe latura ofertei, șoc dat de productivitate (ε_t^P): acest șoc se referă la modificările ofertei agregate datorate șocurilor din productivitate. În perioada de tranziție am avut de a face cu o scădere a productivității, deci aceste șocuri au avut un impact negativ. Acceptăm ipoteza că aceste șocuri au avut efect pe termen lung asupra output-ului, dar nu și asupra șomajului, ale cărui cauze sunt de altă natură (existența șomajului ascuns în perioada economiei planificate centralizat, disponibilizările de personal în urma restructurărilor, privatizările frauduloase ale unor întreprinderi).
- **Ipoteza 2.** Șocurile de pe piața muncii (ε_t^{LM}), care afectează șomajul, sunt șocuri cu impact negativ în sensul creșterii numărului de șomeri. Ele sunt datorate mai mult realităților perioadei de tranziție enumerate mai sus (existența șomajului ascuns în perioada economiei planificate centralizat, disponibilizările de personal în urma restructurărilor, privatizările frauduloase ale unor întreprinderi), care se manifestă ca o criză a sistemului economic, decât unor schimbări în sistemul de securitate socială. Au apărut și importante schimbări de natură demografică, printre care se numără scăderea natalității și scăderea populației totale⁵. Efectele, atât asupra output-ului, cât și asupra șomajului sunt efecte pe termen lung.
- **Ipoteza 3.** Inflația fiind staționară, prin definiție șocurile inflaționiste nu afectează pe termen lung celelalte variabile, ele sunt șocuri tranzitorii care influențează pe termen scurt output-ul și șomajul. Sunt șocuri pe latura cererii, datorate strategiei adoptate de liberalizare treptată a prețurilor, cu toate etapele succesive și indexările salariale legate de aceste etape. Au fost implicate și șocurile legate de devalorizarea monedei naționale, în perioada anterioară adoptării cursului de schimb flexibil, ca și șocurile monetare.

Cum aceste șocuri structurale nu sunt observabile, trebuie estimat un model VAR nestructurat (UVAR) pentru a evalua forma redusă a șocurilor. Reprezentarea prin medii mobile asociată este:

$$\begin{aligned} \Delta x_t &= \mu + R(L) v_t \\ &= \mu + v_t + R_1 v_{t-1} + R_2 v_{t-2} + \dots \end{aligned} \quad (2)$$

unde v_t este vectorul formei reduse a șocurilor, de dimensiune 3×1 . Ecuațiile (1) și (2) implică o relație liniară între rezidualele structurale și cele ale formei reduse:

$$\varepsilon_t = C(L)^{-1} R(L) v_t \quad (3)$$

Impunând cele trei restricții pe termen lung menționate mai sus, avem următoarea reprezentare pe termen lung a ecuației (1):

$$[\Delta y_{94}, \Delta u, p]' = \mu + C(1) \varepsilon_t = [\mu_y, \mu_u, \mu_p]' +$$

⁵ *Ultimul recensământ (2002) a pus în evidență o scădere de circa 1 milion a populației totale față de recensământul anterior (1992).*

$$\begin{array}{ccc|c} \sum_{k=0}^{\infty} c_{11}(k) & 0 & 0 & | \\ \sum_{k=0}^{\infty} c_{21}(k) & \sum_{k=0}^{\infty} c_{22}(k) & 0 & | [\varepsilon_t^P, \varepsilon_t^{LM}, \varepsilon_t^I]' \\ \sum_{k=0}^{\infty} c_{31}(k) & \sum_{k=0}^{\infty} c_{32}(k) & \sum_{k=0}^{\infty} c_{33}(k) & | \end{array} \quad (4)$$

unde $C(1)$ este matricea de impact pe termen lung; $\sum_{k=0}^{\infty} C_{11}(k) \varepsilon_t^P$ este efectul pe termen lung al șocurilor de productivitate asupra output-ului; $\sum_{k=0}^{\infty} C_{21}(k) \varepsilon_t^P + \sum_{k=0}^{\infty} C_{22}(k) \varepsilon_t^{LM}$ este efectul șocurilor combinate de productivitate și de pe piața muncii asupra șomajului, iar $\sum_{k=0}^{\infty} C_{31}(k) \varepsilon_t^P + \sum_{k=0}^{\infty} C_{32}(k) \varepsilon_t^{LM} + \sum_{k=0}^{\infty} C_{33}(k) \varepsilon_t^I$ este efectul șocurilor combinate de productivitate, de pe piața muncii și inflaționiste asupra prețurilor. Cum $R(0) = I$, în (2), notăm că $C(0) \varepsilon_t = R(0)$ și $R(j) C(0) = C(j)$. Scopul nostru este să găsim $C(0)$ astfel ca $C(L)$ și, prin urmare șocurile structurale să poată fi identificate prin ecuația (3). Șocul inflaționist ε_t^I este restricționat să nu aibă efect pe termen lung asupra output-ului și șomajului, iar șocul advers de pe piața muncii este restricționat să nu aibă efect pe termen lung asupra output-ului.

4. Rezulte

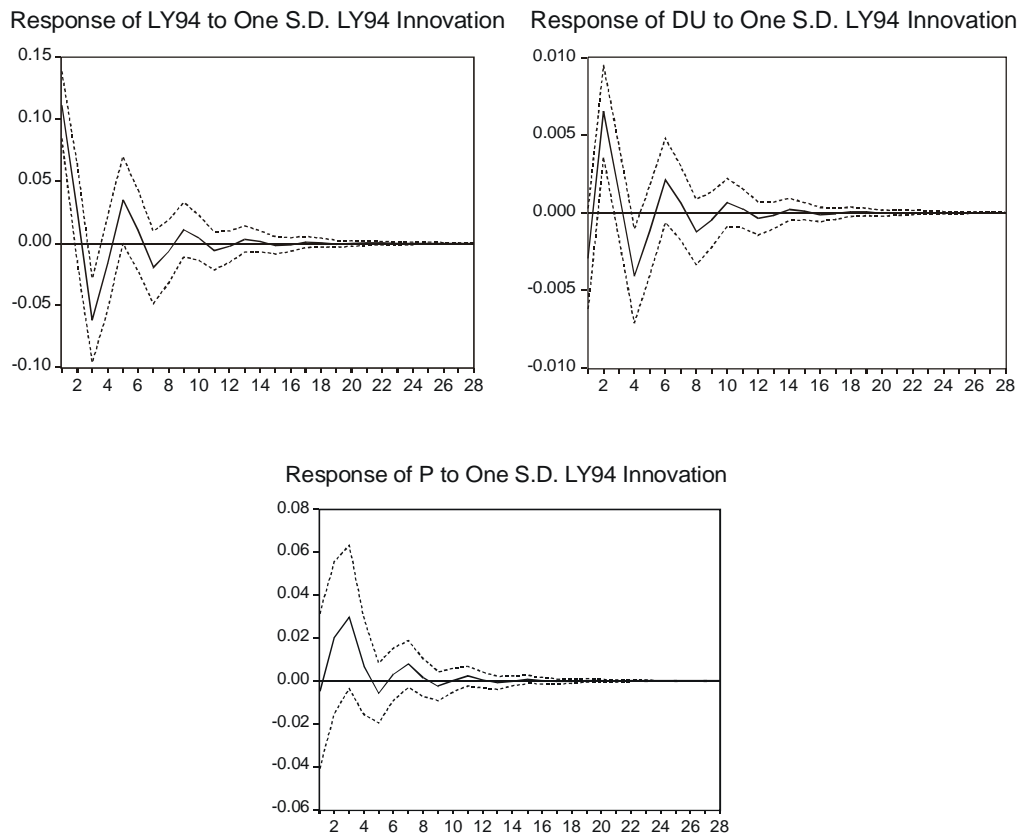
Aceste restricții nu pot fi testate statistic. Putem, totuși să examinăm cum răspund variabilele alese la diferite șocuri. Dacă ele răspund așa cum ne așteptăm, corespunzător interpretării date șocurilor, avem un suport (nu o demonstrație) pentru identificarea sistemului. Din Figura 2 putem da o interpretare acestor trei șocuri:

a) Șocul de productivitate (pe latura ofertei):

- La un șoc pozitiv pe latura ofertei (o creștere de productivitate), output-ul răspunde pozitiv în primul trimestru, apoi oscilatoriu (crește în fiecare prim trimestru al anului următor), șocul fiind aplatizat după aproximativ 4-5 ani (16-20 trimestre); alura oscilatorie a răspunsului este dată de sezonabilitatea datelor statistice. Vom aborda aceeași problemă pe baza seriilor statistice desezonalizate pentru a studia reacția de bază a fenomenului (v. Anexa 1).
- Șomajul are un răspuns în contratimp cu răspunsul dat de output, având o scădere urmată de o amortizare treptată în decurs de circa 5 ani (20 trimestre); dinamica răspunsului șomajului este diferită de a output-ului, întrucât, așa cum arată Blanchard-Quah (1989), o creștere de productivitate duce inițial la o creștere a șomajului, urmată de o scădere a acestuia, atunci când efectul pozitiv al șocului asupra output-ului se diminuează;
- Inflația, după o ușoară scădere, ca urmare a creșterii din primul trimestru a output-ului, are o creștere importantă ca reacție la scăderea din trimestrul 3 a output-ului; dinamica sa urmează în contratimp dinamica output-ului; șocul se amortizează ceva mai rapid, în aproximativ (18-19 trimestre).

Figura 2

Răspunsul celor trei variabile la un șoc de productivitate

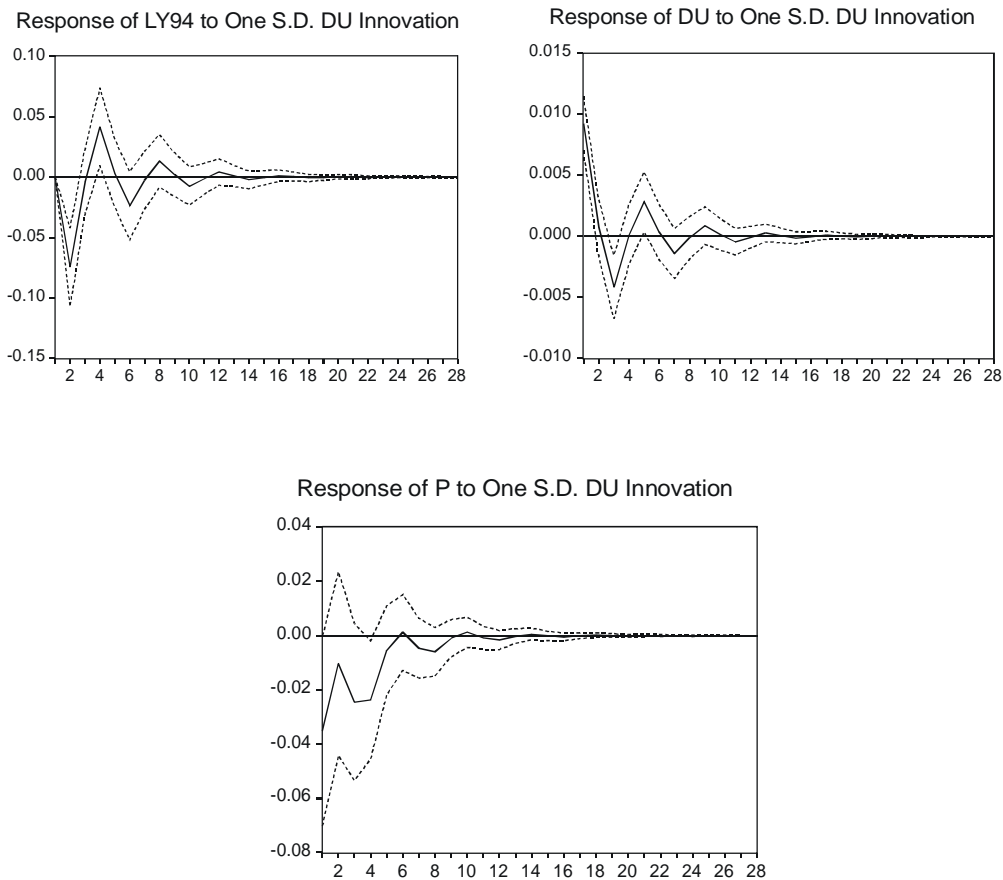


b) Soc advers pe piața muncii

- Răspunsul output-ului la un șoc advers pe piața muncii (creștere bruscă a șomajului) este de scădere bruscă a producției, urmată de o acomodare care se amortizează în 18-24 trimestre (4-6 ani);
- Răspunsul pe piața muncii la un șoc advers: șocul mare din primul trimestru se amortizează foarte lent, în 4-6 ani;
- Interesantă este reacția pe piața bunurilor și serviciilor, unde un șoc pe piața muncii se transmite în prețuri cu o scădere oscilantă a prețurilor (relație inversă, conform curbei lui Phillips), șoc a cărui amortizare o urmează îndeaproape pe cea a răspunsului de pe piața muncii (4-6 ani), ceea ce sugerează o dependență foarte strânsă între aceste două fenomene, mai strânsă decât o sugerează fenomenele economiei de tranziție.

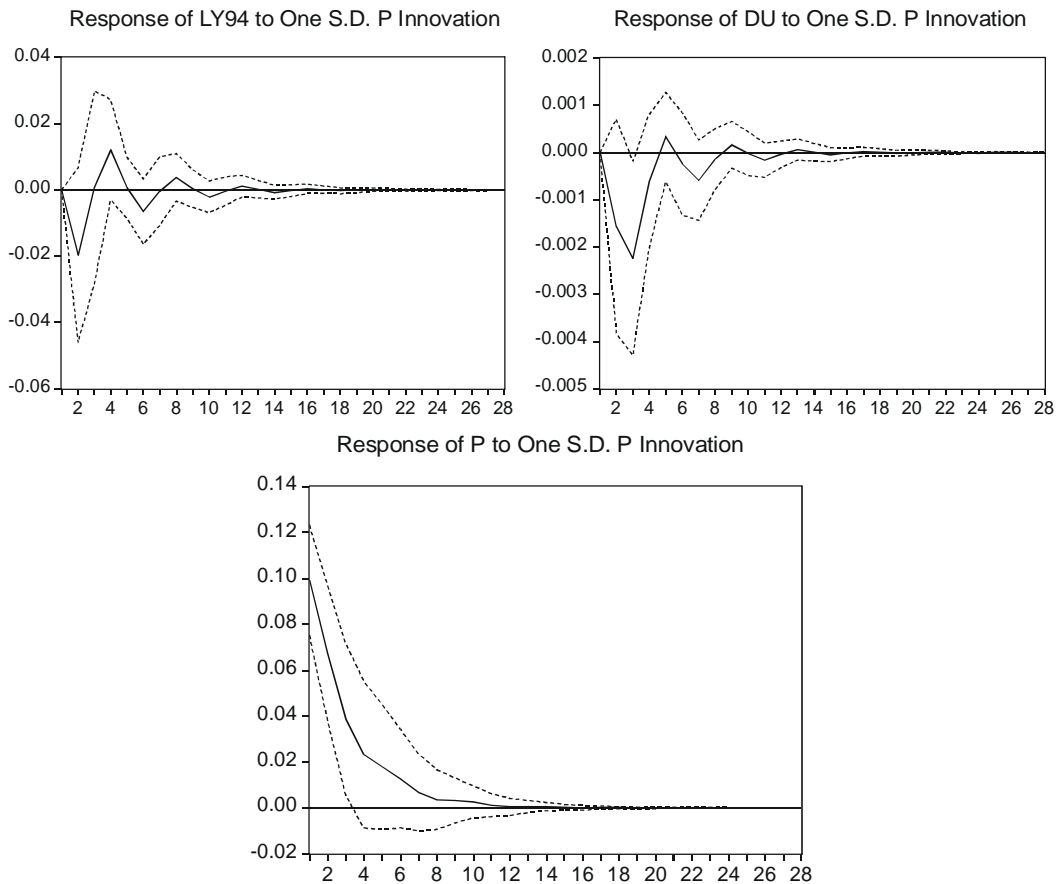
Figura 3

Răspunsul celor trei variabile la un șoc advers pe piața muncii



c) Șoc advers pe piața bunurilor și serviciilor (prețuri)

- Răspunsul output-ului la un șoc advers (crește inflația) pe piața bunurilor și serviciilor este de scădere a producției în primele trimestre, cu o acomodare care începe cam după trei ani, dar durează între 3.5-5.5 ani;
- Răspunsul șomajului la inflație pune în evidență aceeași dependență inversă, precum și o sensibilitate deosebită a relației dintre cele două variabile; amortizarea șocului începe pe la 3.5 ani, dar nu se termină înainte de 7 ani;
- Pe piața bunurilor și serviciilor șocul inflaționist este mare în primul trimestru, dar nu prezintă fenomene de sezonality ca celelelalte variabile și se amortizează mai rapid, între 4-5.5 ani.

Figura 4**Răspunsul celor trei variabile la un șoc advers pe piața bunurilor și serviciilor (prețuri)****4. Descompunerea varianței**

Descompunerea varianței prezentată în Tabelul 2, sugerează că componenta ciclică a output-ului, supusă șocurilor de productivitate este relevantă pentru monitorizarea output-ului; o importanță care nu trebuie neglijată prezintă șocurile pe piața muncii, în timp ce șocurile inflaționiste nu sunt relevante pentru output-ul total. Interesant este faptul că cele trei șocuri își păstrează ponderea după 12 trimestre, adică circa 4 ani.

Tabelul 2**Descompunerea varianței pentru output-ul real**

Orizont (trimestre)	Socul de productivitate	Soc pe piața muncii	Soc pe piața bunurilor și serviciilor
1	100,00	0,00	0,00
2	68,85	29,11	2,02
4	68,76	29,11	2,13
8	68,76	29,16	2,14

12	68,68	29,17	2,14
16	68,68	29,17	2,14
24	68,68	29,17	2,14
Termen lung	68,68	29,17	2,14

Analiza datelor din Tabelul 3 confirmă relevanța șocurilor pe piața muncii și a șocurilor de productivitate asupra șomajului. Echilibrul este atins, ca și în cazul output-ului, după circa 4 ani.

Tabelul 3

Descompunerea varianței pentru rata șomajului

Orizont (trimestre)	Socul de productivitate	Soc pe piața muncii	Soc pe piața bunurilor și serviciilor
1	9,30	90,70	0,00
2	36,89	61,36	1,75
4	38,61	57,05	4,34
8	38,92	56,86	4,20
12	38,98	56,82	4,19
16	38,98	56,82	4,19
24	38,98	56,82	4,19
Termen lung	38,98	56,82	4,19

Datele din Tabelul 4 indică faptul că șocurile de productivitate nu au relevanță pe piața bunurilor și a serviciilor. Evoluția inflației în economia românească de tranziție pare să fi avut cauze exterioare variațiilor ofertei: au fost șocurile induse prin decizii asupra prețurilor administrate: șocurile succesive de liberalizare a prețurilor, cele privind creșterea prețurilor la energie, șocurile pe latura cererii, precum și cele produse pe piața valutară, de devalorizare a monedei naționale.

Tabelul 4

Descompunerea varianței pentru inflație

Orizont (trimestre)	Socul de productivitate	Soc pe piața muncii	Soc pe piața bunurilor și serviciilor
1	0,21	11,16	88,63
2	2,68	8,01	89,00
4	6,73	12,35	80,91
8	7,01	12,33	80,65
12	7,05	12,33	80,60
16	7,05	12,34	80,59
24	7,06	12,35	80,59
Termen lung	7,06	12,35	80,59

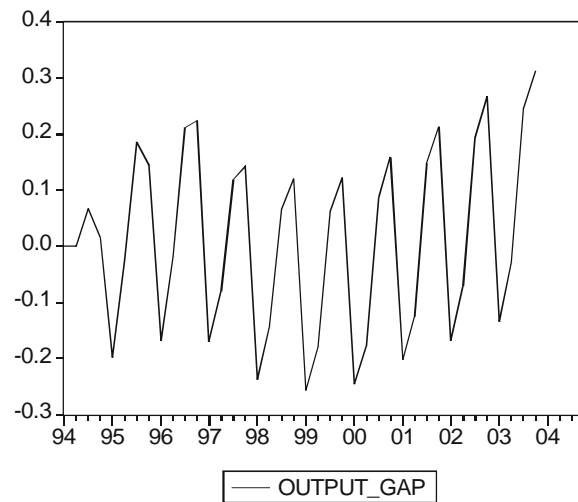
5. Output gap

Figura 5 indică evoluția output-gap-ului în economia românească în perioada 1994-2003. Apare un fenomen sezonier de calmare a inflației (output-gap negativ) sistematic, la fiecare început

de an (trimestrul I și II); presiunile inflaționiste reapar sistematic în trimestrul III și IV al fiecărui an. Ceea ce pune în evidență acest grafic este faptul că au existat presiuni inflaționiste în fiecare an: trimestrele III și IV fiind trimestrele care se caracterizează prin creșterea cererii agregate.

Figura 5

Evoluția output-gap-ului în perioada 1994-2004



Răspunsul la cele trei tipuri de șocuri pentru seriile desezonalizate

Întrucât seriile de date privind dinamica PIB-ului trimestrial în economia românească sunt marcate de o puternică sezonabilitate, am considerat ca e util să urmărim reacția la șocuri pe serii desezonalizate, pentru a desprinde linia de comportament neafectată de perturbațiile sezoniere.

Luăm în considerare aceleași variabile ($\Delta x' = [\Delta l y_{94}, \Delta u, \Delta p]$), cu aceleași tipuri de șocuri ($\varepsilon_t' = [\varepsilon_t^P, \varepsilon_t^{LM}, \varepsilon_t^I]$).

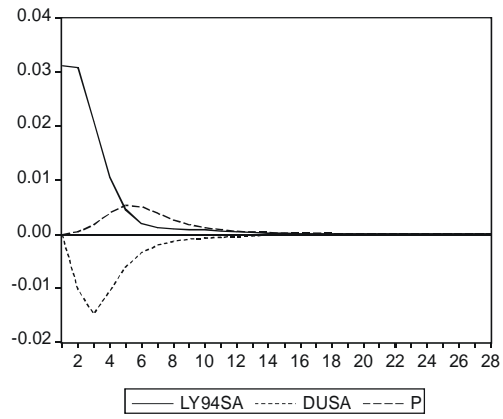
Graficele cu răspunsuri combinate, care sintetizează cele 9 grafice din text, permit o analiză rapidă a răspunsurilor la cele trei tipuri de șocuri analizate în lucrare.

- a) **Răspunsul output-ului la cele trei șocuri:** Primul grafic din Figura 5 arată cum răspunde output-ul desezonalizat la cele trei șocuri: șocul ofertei (de productivitate), șocul advers de pe piața muncii și șocul advers de pe piața mărfurilor și serviciilor. Un șoc al ofertei (prin creșterea productivității) duce la o creștere importantă a output-ului, care, însă, nu durează mult fiind absorbită în circa 3 ani; *sunt necesare mai multe șocuri succesive de creștere a productivității pentru ca PIB-ul să aibă o creștere susținută în economia românească*. O creștere a șomajului duce la o scădere a output-ului cu un lag de două trimestre, amortizată destul de rapid; o creștere a inflației măsurată prin prețurile de consum duce la un răspuns surprinzător de slab al PIB-ului, care se manifestă cu o întârziere (lag) de circa un an și jumătate.
- b) **Răspunsul șomajului la cele trei șocuri** (al doilea grafic din Figura 5): reacțiile pe piața muncii sunt destul de slabe la cele trei șocuri: la un șoc de productivitate, după o primă reacție negativă, șomajul revine rapid la nivelul inițial; însuși șocul de pe piața muncii se amortizează în mai puțin de un an; prețurile scad, având o reacție întârziată cu două trimestre.
- c) **Răspunsul inflației la cele trei șocuri** (al treilea grafic din figura 5): putem spune ca toate șocurile asupra inflației sunt tranzitorii întrucât se amortizează între 2.5-3.5 ani; la un șoc de productivitate inflația scade la început, apoi crește ca să revină la nivelul inițial după circa 3.5 ani; la un șoc advers pe piața muncii (creșterea șomajului) inflația scade, apoi, în circa un an crește până în apropierea nivelului inițial, ca să revină la nivelul inițial după circa 3.5 ani.

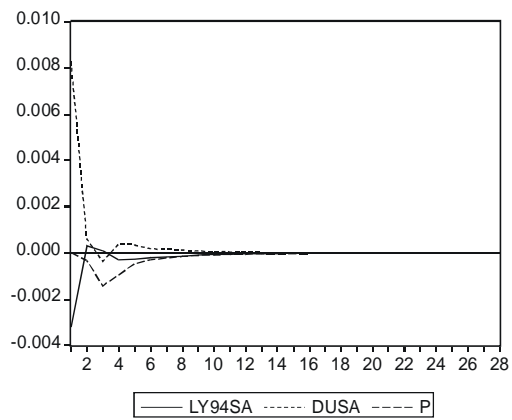
Figura 5

**Răspunsul celor trei variabile (modelul cu serii desezonalizate)
la cele trei tipuri de șocuri**

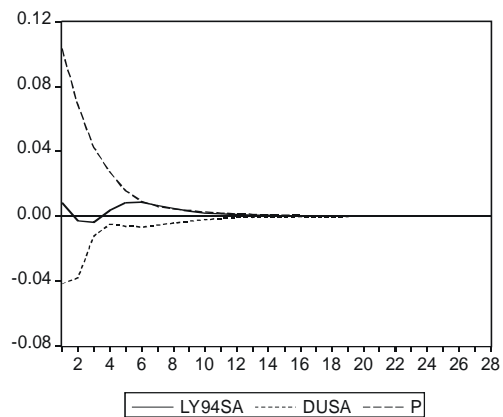
Response of LY94SA to One S.D. Innovations



Response of DUSA to One S.D. Innovations



Response of P to One S.D. Innovations



Răspunsul la cele trei tipuri de șocuri pentru cazul industriei

Întrucât seriile de date privind dinamica PIB-ului trimestrial în economia românească sunt marcate de o puternică sezonabilitate, am selectat seria corespunzătoare output-ului industrial, a cărei serie de date nu prezintă o sezonabilitate atât de pregnantă ca seria output-ului total. Întrucât șomajul și prețurile afectează în mare măsură output-ul industrial, luăm în considerare variabilele ($\Delta x' = [\Delta y_{\text{ind94}}, \Delta u, p]$), cu aceleași tipuri de șocuri ($\varepsilon_t' = [\varepsilon_t^P, \varepsilon_t^{LM}, \varepsilon_t^I]$).

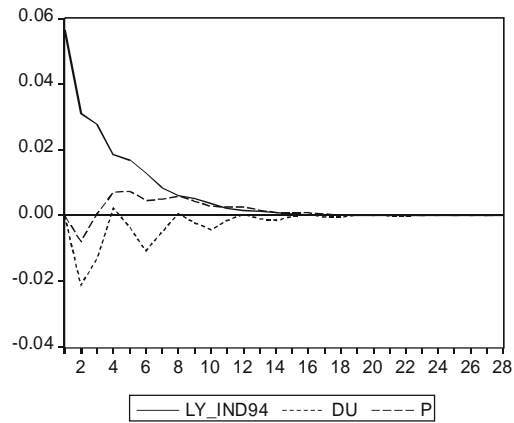
Graficele cu răspunsuri combinate, care sintetizează cele 9 grafice din text, permit o analiză rapidă a răspunsurilor la cele trei tipuri de șocuri analizate în lucrare.

- d) **Răspunsul output-ului industrial la cele trei șocuri:** Primul grafic din Figura 7 arată cum răspunde output-ul industrial la cele trei șocuri: șocul ofertei (de productivitate), șocul advers de pe piața muncii și șocul advers de pe piața mărfurilor și serviciilor. Spre deosebire de răspunsul output-ului total desezonalizat (Anexa 1), reacția output-ului industrial este mai rapidă la cele trei șocuri. Un șoc al ofertei (prin creșterea productivității) duce la o creștere importantă a output-ului, care, însă nu durează mult, fiind absorbită în circa 4 ani; ca și în cazul output-ului total, *sunt necesare mai multe șocuri succesive de creștere a productivității pentru ca output-ul industrial să aibă o creștere susținută în economia românească*. O creștere a șomajului duce la o scădere a output-ului cu un lag de un trimestru, amortizată destul de rapid; o creștere a inflației măsurată prin prețurile de consum duce la un răspuns al output-ului industrial care se manifestă cu o întârziere (lag) de circa trei trimestre.
- e) **Răspunsul șomajului la cele trei șocuri** (al doilea grafic din Figura 7): reacțiile pe piața muncii la cele trei șocuri: la un șoc de productivitate în industrie, după o primă reacție negativă, șomajul revine lent la nivelul inițial (circa 4 ani); însuși șocul de pe piața muncii se amortizează și mai lent, circa 6 ani; prețurile scad, având o reacție întârziată cu 2-3 trimestre; se amortizează în circa 4 ani.
- f) **Răspunsul inflației la cele trei șocuri** (al treilea grafic din Figura 7): putem spune că prețurile de consum reacționează mai puternic atunci când se iau în considerare șocurile privind output-ul industrial decât output-ul total. Șocurile asupra inflației se amortizează între 3.5-5.5 ani; la un șoc de productivitate inflația scade la început, apoi crește ca să revină la nivelul inițial după circa 3-5 ani; la un șoc advers pe piața muncii (creșterea șomajului) inflația scade, apoi, în circa un an crește până în apropierea nivelului inițial, ca să revină la nivelul inițial după circa 3.5 ani; un șoc pe piața bunurilor și a serviciilor se amortizează mult mai rapid, după circa 2 ani.

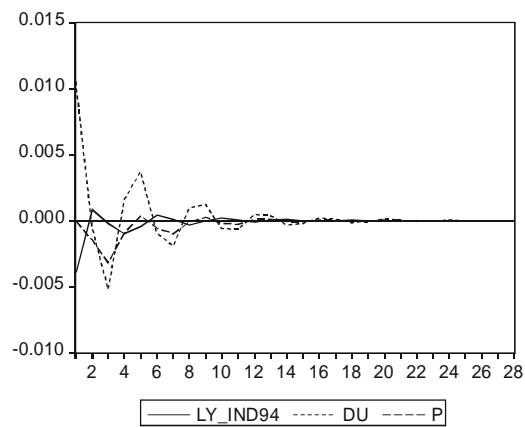
Figura 7

**Răspunsul celor trei variabile (modelul cu output-ul industrial)
la cele trei tipuri de șocuri**

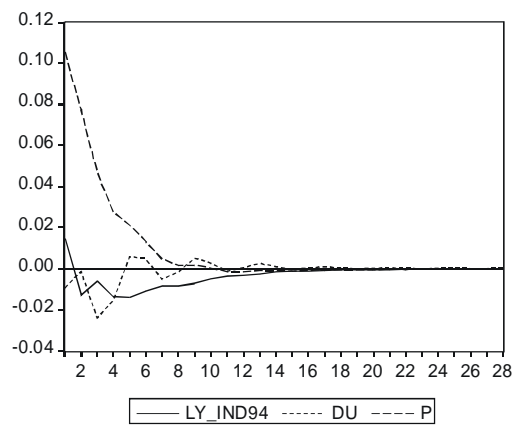
Response of LY_IND94 to One S.D. Innovations



Response of DU to One S.D. Innovations



Response of P to One S.D. Innovations



Bibliography

- Albu, Lucian-Liviu, (2001) „Evolution of Inflation-Unemployment Relationship in the Perspective of Romania's Accession to EU” *Romanian Journal of Economic Forecasting*, No. 3-4/2001
- Albu, Lucian-Liviu, (2004) „Dinamica ratei naturale a șomajului în perioada tranziției” *OEconomica*, Nr. 1/2004
- Blanchard, Olivier Jean and Quah, Danny (1989) „The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbance”, *The American Economic Review*, September 1989, Vol. 79, No. 4, pp. 655-673.
- Campbell, John Y.; Mankiw, N. Gregory (1987), „Are output Fluctuations Transitory?” *Quarterly Journal of Economics*, November 1987, 102, pp. 857-80.
- Cochrane, John, (1988), „How Big Is the Random Walk in GNP?” *Journal of Political Economy*, October 1988, 96, no. 5, pp. 893-920.
- Cochrane, John, (1994), „Permanent and Transitory components of GNP and Stock Prices” *Quarterly Journal of Economics* 109 (1), pp. 241-65
- Dăianu, Daniel; Albu, Lucian-Liviu (1996), “Strain and the Inflation-Unemployment Relationship: A Conceptual and Empirical Investigation” *Research Memorandum ACE Project*, University of Leicester, 15/1996
- Hjelm, Göran (2003) „Simultaneous Determination of NAIRU, Output Gaps, and Structural Budget Balances: Swedish Evidence”, *Working Paper, No. 81, April 2003, National Institute of Economic Research, Stockholm 2003*.
- Lalonde, René; Page, Jennifer; St-Amant, Pierre (1998) „Une nouvelle méthode d'estimation de l'écart de production et son application aux États-Unis, au Canada et à l'Allemagne”, *Document de travail 98-21, Banque de Canada, décembre 1998*.
- Mandelbrot, Benoit (1989) *Fractal geometry: What is it, and what does it do?* *Proc. Royal Society* (London), 1998
- Mandelbrot, Benoit (1995), *Les objets fractals - Forme, hazard et dimension*, quatrième édition, Flammarion, 1995
- Quah, Danny, (1988) „The Relative Importance of Permanent and Transitory Components: Identification and Some Theoretical Bounds” MIT Working Paper No. 498, October 1988.
- Pelinescu, Elena; Scutaru-Ungureanu Cornelia (2001) „A dynamic Model of the Money demand in Romania”, *Romanian Journal of Economic Forecasting*, No. 1-2/2001
- Peters, E. (1991), *Chaos and Order in the Capital Markets – A new View of Cycles, Prices and Market Volatility*, John Wiley & Sons Inc. , 1991
- Scutaru, Cornelia; Ghiță Adrian (1999), “Chaos and Order in Transition: Social Costs (Inflation, Unemployment) and Exchange Rate Policy, Case of Romania” *Research Memorandum ACE Project*, University of Leicester, 9/1999
- Scutaru, Cornelia, (2001), „Answer of an Inflationary Circuit to the Possible Shocks in Economy” *Romanian Journal of Economic Forecasting*, No. 3-4/2001
- St-Amant, Pierre; van Norden, Simon (1997) „Measurement of the Output Gap: A Discussion of recent Research at the Bank of Canada”, Technical Report No. 79, august 1997, Bank of Canada.