

# PROBLEME PRIVIND ESTIMAREA NAIRU ÎN PERIOADA TRANZIȚIEI

Lucian-Liviu ALBU\*

Problema estimării ratei naturale a șomajului preocupă în cel mai înalt grad pe economiști de multă vreme. Cu toate dificultățile provocate de lipsa unor serii de date statistice lungi în cazul economiilor estice, aflate astăzi în curs de aderare la Uniunea Europeană, au existat câteva încercări în acest sens. Pentru România, ne referim în primul rând la studiile și dezbaterile pe această temă din cadrul Seminarului de Modelare Economică, coordonat de către academicianul Emilian Dobrescu, care se desfășoară de peste zece ani sub egida Institutului Național de Cercetări Economice al Academiei Române (Dobrescu, 2002). Institutul de Prognoză Economică și Institutul de Economie Mondială se ocupă de organizarea săptămânală a acestei prestigioase manifestări științifice autohtone. De asemenea, menționăm studiile privind evoluția raportului inflație-șomaj în perioada tranziției, realizate în perioada ultimilor ani în cadrul programelor ESEN, programe prioritare ale Academiei Române coordonate de academicienii Tudorel Postolache și Aurel Iancu (Iancu, 2003).

Având în vedere că actualmente s-a acumulat deja experiența a peste 14 ani de tranziție, iar seriile de date au devenit mai bogate, considerăm oportună încercarea de a estima pentru economia românească rata naturală a șomajului. Demersul nostru pornește de la unele preocupări mai vechi, demarate cu ocazia realizării unor studii în colaborare cu profesorul Daniel Dăianu, în cadrul unor programe internaționale de cercetare (Dăianu și Albu, 1996; Albu, 1997).

## 1. Probleme privind conceptul de rată naturală a șomajului (NAIRU)

În ultimele decenii, numeroase încercări de a estima ciclurile din economie la nivel agregat se bazează pe așa-numita rată naturală a șomajului sau, în terminologia anglo-saxonă, NAIRU (de la prescurtarea denumirii sale complete "Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment"). Prima chestiune care se pune este dacă NAIRU reprezintă un concept util în cadrul teoriei ciclului afacerilor ("business cycle theory"). Noi considerăm că într-adevăr este și în cele ce urmează vom încerca să explicăm de ce.

Cu toate că în cazul unor abordări riguroase (din punctul de vedere al literaturii teoretice de profil) rata naturală a șomajului și NAIRU reprezintă două concepte distincte, după opinia noastră NAIRU este aproape sinonim cu rata naturală a șomajului. Astfel, putem constata că acest concept decurge în mod natural din oricare teorie care afirmă că schimbările în politica monetară și, mai general, în cererea agregată împing inflația și șomajul în direcții opuse pe termen scurt. Odată ce această aserțiune referitoare la dinamica pe termen scurt este acceptată va trebui să existe un anumit nivel al șomajului consistent cu o inflație stabilă.

A doua chestiune, deschisă încă dezbaterilor, se referă la variația în timp a NAIRU. Ipoteza slabă, general acceptată, afirmă probabilitatea ca numeroși factori să fie implicați în dinamica NAIRU. Una mai promițătoare care se conturează se bazează pe prezumția că fluctuațiile NAIRU par a fi în corelație cu fluctuațiile nivelului productivității. Drept suport empiric se invocă evoluțiile diferite din economia americană din ultimele trei decenii: în anii '70 (când de altfel acest termen a pătruns în

---

\* Institutul de Prognoză Economică, București

limbajul macroeconiștilor) NAIRU a crescut în timp ce productivitatea a avut o evoluție lentă; în schimb, în anii '90 NAIRU a scăzut în vreme ce productivitatea a înregistrat o dinamică susținută. În acest context dezvoltarea și testarea modelelor care explică legăturile dintre inflație, șomaj și productivitate devine o provocare pentru cei ce studiază teoria ciclului afacerilor.

Există o veche tradiție în știința economică care subliniază că oferta de bani influențează atât inflația cât și șomajul (încă în 1752, prin eseul său devenit clasic, David Hume sublinia efectele injecțiilor monetare în cele două direcții). Începând însă din deceniul nouă al secolului trecut, teoreticienii ciclurilor afacerilor au sugerat că acestea sunt influențate de progresul tehnologic și că banii nu au nici un rol în explicarea fluctuațiilor producției și ocupării forței de muncă (Prescott, 1986; Long and Plosser, 1983). Această opinie reprezintă însă o poziție marginală, atât în literatura de profil din trecut cât și astăzi. Opinia predominantă este că fluctuațiile monetare împing inflația și șomajul în direcții diferite. Cu alte cuvinte, societatea se confruntă, cel puțin pe termen scurt, cu o alegere între inflație și șomaj.

Conform teoriei macroeconomice convenționale, relația inflație-șomaj joacă rolul central în înțelegerea efectelor politicii monetare, dar și a altor politici și fapte care influențează cererea agregată pentru bunuri și servicii. Desigur, multe dintre aceste evenimente și politici au efecte prin intermediul altor canale de transmisie. De exemplu, politica fiscală poate influența atât cererea agregată, prin intermediul venitului disponibil, cât și oferta agregată, prin stimulente care încurajează munca. În contrast, credința că politica monetară are efecte în ceea ce privește ocuparea forței de muncă este într-un mod foarte complicat legată de axioma relației strânse între inflație și șomaj.

La mai bine de două secole de la articolul lui Hume economiștii continuă să se întrebe de ce apare această "negociere" între inflație și șomaj. În teoria clasică banii sunt neutri. Ei reprezintă doar un numerar cu ajutorul căruia prețurile sunt exprimate. Schimbările survenite în cantitatea de bani ar trebui să afecteze doar nivelul general al prețurilor, dar nu și pe cele relative, producția sau șomajul. Întrebarea cheie căreia trebuie să-i facă față teoreticienii ciclurilor afacerilor este de ce această teoremă clasică a neutralității monetare nu se verifică în economia reală nicăieri în lume.

Au fost propuse multe răspunsuri. Neutralitatea pe termen scurt a fost contestată pe seama: imperfecțiunii informațiilor (Friedman, 1968; Lucas, 1973; Mankiw și Reis, 2001), contractelor de muncă pe termen lung (Fischer, 1977; Gray, 1976; Taylor, 1980), costurilor de ajustare a prețului (Rotemberg, 1982; Mankiw, 1985; Blanchard și Kiyotaki, 1987; Ball și Romer, 1990) sau abaterilor de la raționalitatea completă (Akerlof și Yellen, 1985). Fiecare dintre aceste abordări ridică numeroase probleme de ordin teoretic și empiric care depășesc cadrul studiului nostru. Totuși o concluzie comună, derivată din constatarea că în modelul clasic piețele imperfecte sunt absente, se poate desprinde. Aceasta se referă la necesitatea renunțării la ipoteza neutralității monetare și la ideea că, cel puțin pe termen scurt, modificările de ordin monetar au efecte opuse pe latura inflației și respectiv pe aceea a șomajului.

Fără a pierde prea mult din generalitate, putem scrie relația pe termen scurt dintre inflație ( $\pi$ ) și șomaj ( $U$ ) astfel:

$$\pi = k - a U \tag{1}$$

unde  $k$  și  $a > 0$  sunt parametri. Această relație nu spune extraordinar de mult, ci doar faptul că variabilele inflație și șomaj sunt negativ corelate. Dar totodată este clar că această relație nu poate fi constantă în timp. Dacă aceasta s-ar întâmpla, datele privind inflația și șomajul ar trasa o curbă Phillips stabilă descrescătoare. A fost o vreme când

economiștii au crezut în această posibilitate în mod serios, dar, începând din prima jumătate a deceniului opt al secolului trecut, datele au făcut nesustenabilă o astfel de interpretare simplă a curbei Phillips.

Instabilitatea acestei relații nu este deloc o surpriză. Chiar discuția, devenită clasică, dintre Samuelson și Solow (1960) privind curba Phillips a sugerat că mulțimea de combinații inflație-șomaj este probabil modificabilă în timp. Scepticii sunt adesea tentați să utilizeze modificarea curbei Phillips drept o evidență pentru a nega existența inclusiv pe termen scurt a unei legături între inflație și șomaj. Acesta este un pur sofism. Situația nu este așa greu de înțeles și ea apare frecvent în știința economică. În oricare moment, societatea se confruntă cu diverse alegeri, cu diverse relații de genul celei dintre inflație și șomaj (un alt exemplu la îndemână este relația dintre investiții și consum), dar acestea se modifică în timp. Următoarea problemă se referă la identificarea factorilor care influențează modificarea în timp a relației.

Începând cu contribuțiile lui Friedman (1968) și Phelps (1967, 1968), așa-numita inflație așteptată ("expected inflation") a jucat rolul variabilei centrale pentru încercările de a explica modificarea în timp a relației inflație-șomaj. Motivele adoptării acestui rol se fundamentează pe teoria non-neutralității pe termen scurt. În cazul teoriei standard, putem exprima relația inflație-șomaj după cum urmează:

$$\pi = \pi_e - a(U - U^*) \quad (2)$$

unde  $\pi_e$  este rata așteptată a inflației, iar  $U^*$  un parametru denumit "rata naturală a șomajului". Rata naturală este acea rată care predomină când așteptările inflaționiste se confirmă. Ea poate fi considerată ca fiind acea rată a șomajului la care economia tinde pe termen lung. Această interpretare decurge din impunerea unui mecanism caracterizat prin formarea rațională a așteptărilor. De-a lungul oricărui interval de timp oricât de lung, media inflației așteptate ar trebui să egaleze media inflației efectiv înregistrate, căci altfel previziunile vor fi sistematic deplasate față de nivelurile inflației reale. Astfel, pentru un interval de timp la fel de lung, media șomajului va egala media ratei sale naturale. Deci, pe termen lung  $U$  nu poate devia de la  $U^*$ .

Nimic însă nu spune că rata naturală a șomajului rămâne constantă sau chiar că ea se modifică doar foarte puțin de-a lungul timpului. În principiu,  $U^*$  poate manifesta variații cu frecvență înaltă substanțiale, astfel că orice altă modificare a relației inflație-șomaj poate fi descrisă ca o modificare în nivelul lui  $U^*$ . Totuși, din rațiuni practice în literatura privind dinamica relației inflație-șomaj s-a utilizat în mod tradițional o versiune îmbunătățită a următoarei ecuații:

$$\pi = \pi_e - a(U - U^*) + v \quad (3)$$

unde  $v$  desemnează șocul pe latura ofertei.

Într-o anumită măsură distincția între  $U^*$  și  $v$  este arbitrară. În fond, atât rata naturală  $U^*$  cât și șocul ofertei  $v$  reprezintă modificări în relația inflație-șomaj. Numeroși economiști interpretează însă cele două variabile ca măsurând tipuri diferite de modificări. Rata naturală  $U^*$  este concepută ca reflectând cât de bine piața muncii pune în relație lucrătorii și locurile de muncă. Ea este, de exemplu, alterată de schimbările de ordin demografic sau de instituțiile care reglementează piața muncii și este presupusă ca având o dinamică lentă. În contrast, șocurile ofertei  $v$  reflectă perturbații care afectează procesul normal al inflației, precum aceea cauzată de un embargo petrolier sau o modificare dramatică a cursului de schimb al monedelor. Șocul

ofertei este conceput ca prezentând într-o mai mare măsură variații cu frecvență înaltă decât rata naturală a șomajului.

Pentru a implementa acest tip de ecuație va trebui să explicăm cum se formează așteptările inflaționiste (expectațiile). O abordare constă în presupunerea expectațiilor adaptative ("adaptive expectations"), conform căreia inflația așteptată este o medie ponderată a ratelor inflației din trecut. Cea mai simplă versiune presupune că inflația așteptată este egală cu inflația înregistrată în perioada precedentă, adică  $\pi_e = \pi_{-1}$ . În acest caz, relația inflație-șomaj se poate scrie astfel:

$$\pi = \pi_{-1} - a(U - U^*) + v \quad (4)$$

Așa-numita revoluție a expectațiilor raționale s-a fundamentat în mod concret tocmai pe critica acestei abordări a expectațiilor adaptative (Lucas, 1972; Sargent, 1971). Și desigur ar fi eronat să acceptăm expectațiile adaptative drept cea mai precisă și imuabilă descriere a realităților economice prin prisma regimului monetar. Totuși de-a lungul a ultimelor patru decenii ipoteza expectațiilor adaptative nu este chiar așa de departe de realitate. Astfel, în această perioadă se constată că inflația a urmat un proces foarte apropiat de unul pur aleator (Barsky, 1987; Ball, 2000) denumit uneori "mers la întâmplare" ("random walk" în engleză). Previzionarea inflației viitoare pe baza celei trecute, așa cum presupun expectațiile adaptative, nu este prea îndepărtată de ipoteza expectațiilor raționale. În acest sens,  $U^*$  poate fi privit ca NAIRU, rata șomajului pentru care inflația va fi stabilă în absența șocurilor de frecvență înaltă, exprimate prin termenul  $v$ .

Una din implicațiile acestui tip de analiză este că valoarea NAIRU depinde de regimul monetar. Dacă acceptăm că în lumea în care trăim inflația urmează îndeaproape "zgomotul alb" și nu este persistentă într-un grad înalt, expectațiile adaptative vor fi o proastă reprezentare a comportamentului optimal. După unii autori, pentru economia americană, de exemplu, care a operat în partea de debut a secolului trecut sub regimul standardului aur, ar putea fi corectă presupunerea unui asemenea regim (Barsky, 1987). Într-un astfel de context, inflația așteptată va fi apropiată de zero, iar rata naturală  $U^*$  va putea fi asociată cu prețurile stabile mai degrabă decât cu o inflație stabilă. Pe de altă parte, în cazul regimului monetar american al ultimelor decenii, conceptul NAIRU devine util și sinonim totodată cu rata naturală a șomajului (a se vedea articolul devenit clasic al lui Friedman, în care introduce ipoteza ratei naturale). Deși Friedman nu utilizează termenul NAIRU, conceptul este implicit în analiza sa (Friedman, 1968).

Unii economiști au sugerat că piața muncii prezintă o formă a fenomenului denumit histerezis (Blanchard și Summers, 1986). În fizică, acest fenomen se referă la imposibilitatea unui obiect de a se reîntoarce la valoarea sa inițială după ce a fost supus acțiunii unei forțe exterioare, chiar după momentul în care forța exterioară dispăre. În cazul pieței muncii, un fenomen similar se poate manifesta dacă rata naturală a șomajului  $U^*$  depinde de rata șomajului real din trecut  $U$ . În acest caz, o schimbare în cererea agregată ar putea mai întâi influența șomajul cauzând devierea sa de la  $U^*$ , dar ulterior va exista un efect persistent asupra șomajului.

Cea mai folosită explicație se referă la impactul remanent asupra lucrătorilor care au trecut printr-o perioadă de șomaj. În perioada în care sunt șomeri, aceștia își pierd o parte a potențialului lor, denumit capital uman, devenind mai puțin atractivi pentru angajatori, tocmai pentru faptul că au fost în căutare de lucru (Layard ș.a., 1991). Aceasta îngreunează în viitor angajarea lucrătorilor care actualmente sunt în șomaj. O recesiune care crește șomajul lasă o urmă permanentă (cicatrice) asupra economiei, astfel că  $U^*$  va avea un nivel mai ridicat chiar după ce șocul inițial care a cauzat

recesiunea va dispărea. Aceste teorii histerezis au fost dezvoltate inițial pentru a explica creșterea impresionantă a NAIRU în Europa în perioada anilor '80: creșterea nivelului lui  $U^*$  a venit imediat după recesiunea dezinflaționistă cu care a debutat acel deceniu.

Validitatea teoriilor histerezis continuă să fie subiect al multor dezbateri. În ciuda disputelor, conceptul NAIRU rămâne unul valid. În orice moment, va exista o rată a șomajului consistentă cu inflația stabilă, care poate fi denumit NAIRU. Teoriile histerezis oferă doar motive pentru luarea în considerare a posibilității modificării nivelului NAIRU de-a lungul timpului. De altfel, după cum am arătat anterior, există numeroase alte motive care ne fac să considerăm realistă ipoteza că NAIRU nu va fi o simplă constantă.

## 2. Probleme econometrice și utilizarea NAIRU în politica economică

În continuare ne concentrăm asupra posibilităților concrete de implementare a unor scheme econometrice în vederea estimării efective a valorii NAIRU. Menționăm că o literatură vastă este dedicată încercărilor de a estima ecuațiile inflației pornind de la relația (4). În numeroase studii se includ lag-uri adiționale pentru inflație sau pentru șomaj, iar uneori, renunțându-se la ipoteza că șocul pe latura ofertei,  $v$ , este în întregime un rezidual, sunt adăugate variabile de control, cum sunt prețurile alimentelor și ale petrolului, cursurile de schimb, și unele variabile de tip dummy pentru controlul raportului salariu-preț.

Una dintre dificultățile majore cu care se confruntă literatura o reprezintă problema identificării. Dacă econometricienii presupun că  $U^*$  este constant în intervalul de timp studiat și că  $v$  este necorelat cu  $U$ , atunci această ecuație poate fi consistent estimată prin metoda celor mai mici pătrate. În continuare, valoarea lui NAIRU,  $U^*$ , poate fi la rândul său calculată pe baza parametrilor deja estimați. Totuși aceste prezumții folosite în procesul identificării pot genera erori și confuzii. Astfel, este ușor de imaginat că șocurile pe latura ofertei, reprezentate prin termenul  $v$ , pot foarte bine fi de fapt corelate cu șomajul. De exemplu, un salt în productivitate (cum a fost cel înregistrat în prima parte a anilor '90 în economia americană) poate foarte bine fi asociat cu niveluri scăzute atât ale inflației cât și ale șomajului. Soluția la această problemă ar consta în găsirea unor variabile instrumentale care să fie corelate cu șomajul, dar necorelate cu șocurile pe latura ofertei. În practică identificarea unor astfel de instrumente valide este dificilă și în consecință doar câteva studii raportează rezultate concludente.

Există de asemenea încercări în literatura de specialitate în direcția utilizării unor ipoteze diferite în procesul identificării. Astfel, Lucas (1973), în studiul său, devenit clasic, privind relația inflație-șomaj, a utilizat creșterea nominală a PIB-ului ca variabilă în partea dreaptă a ecuației într-o regresie estimată cu metoda celor mai mici pătrate. Ipoteza implicită a fost că șocurile ofertei în reziduu nu influențează PIB-ul nominal, dar pot influența atât PIB-ul real cât și nivelul prețurilor însă în direcții opuse. Într-un mod oarecum similar, Barro (1977), în lucrarea sa clasică privind imposibilitatea anticipării creșterii monetare, implicit a asumat că șocurile ofertei nu influențează creșterea nivelului masei bănești. Diversele scheme de identificare vor ridica permanent probleme atunci când rezultatele trebuie interpretate. În continuarea studiului noi vom urma prezumția clasică pentru identificare, conform căreia șocul ofertei,  $v$ , este necorelat cu șomajul,  $U$ . Demersurile privind soluționarea mai satisfăcătoare a problemei identificării vor fi desigur o pistă fructuoasă pentru cercetări viitoare.

O a doua direcție, mai facil tratabilă din punct de vedere econometric, o reprezintă calculul erorilor standard. Până de curând, studiile empirice privind curba

Phillips ofereau foarte rar erorile standard pentru estimațiile valorilor NAIRU. Această situație oarecum paradoxală a fost recent corectată într-un articol publicat de Staiger, Stock și Watson (1997). Utilizând o specificație convențională, ei au estimat o valoare de 6,2% pentru NAIRU în cazul economiei americane, în anul 1990, și un grad de încredere de 95% pentru intervalul 5,1-7,7%. Această plajă de valori poate fi considerată prea mare. În principiu, măsurarea mai precisă a șocurilor ofertei poate reduce variația reziduală și îmbunătăți precizia estimațiilor privind valoarea NAIRU. Aceasta însă doar în principiu, deoarece cei trei autori menționați au demonstrat că, date fiind specificațiile standard utilizate în literatură la ora actuală, NAIRU nu poate deocamdată fi estimat riguros.

Următoarea chestiune care se pune este dacă NAIRU ar putea fi utilizat pentru politica monetară. În cazul folosirii sale drept instrument de prognoză, s-ar putea aștepta ca atunci când rata reală a șomajului se află sub NAIRU inflația să crească în viitor și, invers, când rata șomajului real depășește NAIRU este de așteptat ca inflația să scadă în perioada următoare. Deci, chiar dacă regimul a fost unul de concentrare asupra inflației ("inflation targeting"), politica monetară ar trebui să monitorizeze șomajul și NAIRU. Deși experiența economiei americane din anii '90 ar putea sugera că folosirea NAIRU pentru predicții conduce la concluzii eronate, trebuie menționat că analizele riguroase relevă că, cel puțin, partea a doua a ultimului deceniu al secolului trecut a reprezentat un caz special, NAIRU diminuându-se substanțial într-o perioadă istorică foarte scurtă. Ar fi deci pripit să se considere NAIRU ca fiind un instrument eronat pentru prognoze. În acest sens, menționăm un studiu comprehensiv privind diversele metode pentru prognozarea inflației, elaborat de Stock și Watson (1999). Astfel, demonstrând imprecizia estimării valorii NAIRU, autorii subliniază totuși că prognoza inflației realizată pe baza curbei Phillips este în general mai bună decât estimările obținute pe baza altor variabile macroeconomice, incluzând rata dobânzii, masa monetară sau prețurile bunurilor de consum.

Cu siguranță ar fi binevenită atitudinea autorităților monetare de a lua în considerare și alte instrumente de prognoză. Deși acestea sunt concentrate în mod direct asupra controlării inflației viitoare, totuși ar putea să țină seama de exemplu și de prognozele particulare și de gap-ul dintre randamentul real și cel nominal ale acțiunilor și emisiunilor diverselor entități din economie. Desigur, aceste instrumente particulare de prognoză reflectă indirect, ele însele, conceptul NAIRU, fiind de fapt bazate adesea chiar pe el. Există de asemenea ideea că utilizarea de către politica monetară centrală a unor asemenea prognoze particulare, privind indirect de fapt inflația, reprezintă o cale naturală de descentralizare a formării deciziilor asupra modului în care se modifică NAIRU de-a lungul timpului.

### 3. Estimarea NAIRU în cazul economiei românești

Pentru a estima valoarea NAIRU pentru economia românească în perioada de după anul 1989, rescriem ecuația curbei Phillips astfel:

$$\Delta\pi = aU^* - aU + v \quad (5)$$

Dacă presupunem că  $U^*$  este constant și că  $U$  este necorelat cu  $v$ , atunci valoarea lui  $U^*$  poate fi estimată pe baza ecuației regresiei modificării inflației,  $\Delta\pi$ , funcție de o constantă și rata șomajului real,  $U$ . Astfel, raportul dintre termenul constant ( $aU^*$ ) și valoarea absolută a coeficientului șomajului real ( $a$ ) poate reprezenta un prim estimator pentru  $U^*$ . În cazul aplicării acestui exercițiu pe datele trimestriale pentru economia

americană în perioada 1960-2000, exprimând inflația prin IPC (indicele prețurilor de consum), s-au obținut pentru termenul constant valoarea 3,8 și pentru coeficientul ratei șomajului real -0,63. Aceste valori conduc la o valoare estimată a lui NAIRU pentru economia americană de aproximativ 6,1%. Aplicând pentru economia românească același exercițiu pentru seria trimestrială din perioada 1994-2003 (TrimIV\_1994 – TrimIV\_2003) am obținut pentru termenul constant valoarea 7,8 și pentru coeficientul ratei șomajului real valoarea -0,85. Valorile corespund unui nivel al NAIRU estimat de aproximativ 9,2%.

Trebuie remarcată sensibilitatea valorii celor doi parametri ( $m = aU^*$  și respectiv  $a$ ) în funcție de frecvența datelor în seriile cronologice (de regulă acestea sunt anuale, trimestriale și lunare), dar și relativa stabilitate a valorii estimate a NAIRU. De exemplu, în cazul utilizării pentru estimări a seriilor anuale de date statistice din perioada 1991-2003, obținem pentru termenul constant ( $m$ ) valoarea de 127,1 și pentru coeficientul ratei șomajului real valoarea -15,7. Acestea conduc la o valoare estimată a NAIRU de aproximativ 8,1%. În cazul utilizării seriei lunare pentru perioada decembrie 1991 – decembrie 2003, pentru termenul constant ( $m$ ) am obținut valoarea 0,124 și pentru coeficientul ratei șomajului real valoarea -0,023. Valoarea corespunzătoare estimată a lui NAIRU în acest caz este de aproximativ 5,4%.

Totuși, o serie de economiști contestă astfel de calcule, în special bazându-se pe aparenta scădere a NAIRU în prima jumătate a anilor '90 în cazul economiei americane. În consecință, o întreagă literatură s-a preocupat de estimarea tendințelor de modificare a NAIRU în timp. Ideea de bază, discutată mai sus, a fost că variațiile în timp ale nivelului lui  $U^*$  reprezintă modificări pe termen lung în relația inflație-șomaj, în vreme ce șocul  $v$  exprimă fluctuațiile pe termen scurt. Unii autori (Staiger ș.a., 2001; Gordon, 1998) estimează  $U^*$  pe baza ipotezei unor procese stocastice, atât în cazul lui  $U^*$  (un proces de tip "random walk") cât și în cel al lui  $v$  (un proces de tip "white noise"), utilizând apoi o procedură statistică care să permită separarea deplasărilor curbei Phillips între cele două tipuri de șocuri. În continuare, noi vom folosi o abordare mai simplă dar care permite obținerea unor rezultate similare.

Presupunem deocamdată că se cunoaște valoarea parametrului  $a$ , care exprimă panta relației șomaj-inflație. Apoi rearanjăm termenii pentru a obține următoarea ecuație:

$$U^* + (v / a) = U + (\Delta\pi / a) \quad (6)$$

Partea dreaptă a ecuației poate fi calculată pe baza datelor statistice, generându-se astfel un estimator pentru  $U^* + (v / a)$ , care de fapt măsoară deplasările curbei Phillips. În cadrul acestei sume  $U^*$  reprezintă trendul pe termen lung, iar termenul  $v/a$  este proporțional cu șocurile ofertei pe termen scurt. Este deci natural să încercăm extragerea lui  $U^*$  din termenul reprezentat de  $U^* + (v / a)$  utilizând procedura standard de estimare a trendului în cazul unei serii cronologice.

De regulă, în literatură se utilizează așa-numitul filtru Hodrick-Prescott (Hodrick și Prescott, 1997), notat în continuare cu HP. Acest filtru reprezintă o generalizare a trendului linear care permite pantei sale să se schimbe, la rândul său, gradual de-a lungul timpului. Formal, HP minimizează suma pătratului abaterilor dintre trend și datele reale, prin utilizarea unui factor de penalizare pentru o anumită curbă care face ca trendul să aibă o traiectorie calmă. Factorul de penalizare este notat în mod uzual cu  $\lambda$ . Dacă nu există nici o penalitate ( $\lambda=0$ ) filtrul va reproduce seria inițială, iar dacă  $\lambda$  este ales foarte mare acesta va genera o traiectorie lineară în timp (trendul linear).

Pentru a implementa această procedură, va trebui să alegem doi parametri: panta curbei Phillips, parametrul  $a$ , și respectiv parametru de "calmare" presupus de utilizarea filtrului HP, parametrul  $\lambda$  (acesta face ca trendul să fie calm, fără oscilații bruște, înlocuind procedura banală prin care în fiecare punct din timp s-ar putea recalcula termenul reprezentat de suma  $U^* + (v / a)$ ).

Pentru aplicația pe cazul economiei românești în perioada de tranziție, în cazul seriei anuale, am folosit valoarea 15,7 pentru coeficientul  $a$ , obținută anterior pe baza regresiei  $\Delta\pi$  funcție de o constantă și rata șomajului real,  $U$ . Această valoare poate fi interpretată în legătură cu costurile dezinflației (ea semnifică, pentru perioada tranziției în România – perioadă caracterizată în general de un nivel foarte înalt al inflației, că reducerea inflației cu 10 puncte procentuale a generat în medie  $10/15,7 = 0,64$  puncte procentuale de șomaj pe an).

Celălalt parametru care ar trebui ales este cel denumit de "aplatizare" sau "calmare" în cadrul filtrului HP, notat cu  $\lambda$ . Această procedură permite păstrarea unei traiectorii relativ calmă în timp a valorii estimate a lui  $U^*$ , în locul estimării sale în fiecare punct din timp pe baza relației  $U^* + (v / a)$ . Menționăm că alegerea valorii parametrului  $\lambda$  este foarte arbitrară. Într-un anumit sens, aceasta nu ar trebui să surprindă. După cum am remarcat anterior, distincția dintre  $U^*$  și  $v$  nu este foarte clar definită. Numeroși economiști au intuit de altfel că modificările în nivelul lui  $U^*$  sunt "calme", în timp ce  $v$  reprezintă un tip diferit de mișcare, anume modificările de frecvență înaltă în curba Phillips. Dar această intuiție reprezintă totuși un suport foarte vag pentru cazul aplicațiilor practice. În literatură sunt raportate numeroase experimente legate de diversele valori atribuite parametrului de aplatizare  $\lambda$ , în cazul utilizării filtrului HP. S-a ajuns astfel la câteva concluzii, care totuși rămân justificabile doar pe baze empirice. Astfel, în literatura de profil se recomandă alegerea valorii 100 pentru parametrul  $\lambda$  în cazul seriilor anuale (unii autori însă sugerează alegerea valorii 1000 pentru a se obține o și mai calmă traiectorie), a valorii 1600 pentru seriile trimestriale și a valorii 14400 pentru seriile lunare.

Filtrul HP este în fond echivalentul unei metode de interpolare. Rezultă că orice altă metodă care permite estimarea unui trend aplatizat (calm), pornindu-se de la o serie cronologică dată, poate fi luată în considerare. În cazul aplicației noastre pe cazul economiei românești, în perioada de tranziție, am utilizat trei proceduri pentru estimarea trendului lui  $U^*$  oferite de blocurile-sursă *Mathcad* referitoare la filtre din categoria "Polynomial Regression" și respectiv din categoria "Smoothing Data". Funcțiile de estimare corespunzătoare celor trei proceduri selectate de noi sunt:

- *regress* ( $v_x, v_y, k$ ) – generează un vector care permite interpolarea (exprimată în final prin funcția *interp* ( $v_s, v_x, v_y, x$ )), după găsirea ordinului  $k$  al polinomului care aproximează (estimează) cel mai bine valorile datelor  $x$  și  $y$  în vectorii  $v_x$  și  $v_y$  ( $k$  este un număr întreg pozitiv care specifică ordinul polinomului care se dorește a fi folosit pentru aproximarea datelor reale, deci care permite înlocuirea acestora cu estimările lor; de regulă pentru aplicații se alege  $k < 5$ );

- *loess* ( $v_x, v_y, span$ ) – generează un vector care permite interpolarea (exprimată în final prin funcția *interp* ( $v_s, v_x, v_y, x$ )), după găsirea aceluși set al polinoamelor de ordinul doi care aproximează (estimează) cel mai bine o vecinătate a valorilor datelor  $x$  și  $y$  în vectorii  $v_x$  și  $v_y$  ("span" controlează dimensiunea vecinătății); span este un număr real pozitiv care specifică dimensiunea vecinătății care se dorește a fi utilizată pentru estimatii; se recomandă valori mai mari pentru span atunci când datele se comportă foarte diferit pentru diversele ranguri ale lui  $x$ ; o bună valoare de pornire este  $span = 0,75$ );



- *ksmooth* ( $v_x, v_y, b$ ) – generează un vector-element de dimensiunea  $m$ , creat prin applatizare (interpolare) utilizând un nucleu Gaussian, pentru determinarea mediilor ponderate ale elementelor în  $v_y$  ( $b$  este dimensiunea sau lărgimea ferestrei de interpolare; acesta trebuie ales mai mic decât distanța care separă punctele reprezentate de valorile datelor  $x$  în vectorul  $v_x$ ).

În cazul primelor două proceduri:  $v_x$  este un vector al valorii datelor reale ordonate crescător; acestea corespund valorilor  $x$ ;  $v_y$  este un vector al valorii datelor reale; acestea corespund valorilor  $y$ , iar numărul elementelor este același ca în cazul lui  $v_x$ ;  $v_s$  (argumentul din funcția *interp*) este un vector generat, după caz, fie de funcția *regress* fie de funcția *loess*;  $x$  este valoarea variabilei independente pentru care se dorește evaluarea curbei de regresie. În cazul celei de-a treia proceduri:  $v_x$  este un vector de dimensiune  $m$  al valorii datelor reale  $x$ ;  $v_y$  este un vector de dimensiune  $m$  al valorii datelor reale  $y$ .

Pentru aplicația pe seriile de date statistice anuale pentru România, am utilizat în cazul celor trei proceduri următorii parametri:  $k = 3$ ,  $\text{span} = 1$  și respectiv  $b = 5$  (desigur, în cazul seriilor trimestriale sau lunare valorile atribuite parametrilor  $k$ ,  $\text{span}$  și  $b$  vor fi diferite). Datorită numărului foarte mic al termenilor seriei cronologice și datorită faptului că noi urmărim estimarea unui trend pe termen lung cât mai calm (adică o traiectorie cât mai applatizată pentru  $U^*$ ), mai degrabă decât o cât mai bună estimare a datelor reale (având de altfel o evoluție foarte neregulată în perioada de tranziție), pentru a obține o bună applatizare am ales o dimensiune pentru parametrul  $b$  mai mare decât distanța care separă punctele  $x$ ). Rezultatele simulărilor pentru seria de date anuale în cazul economiei românești sunt prezentate sintetic în tabelul 1 și în figura 1, unde rata naturală a șomajului, estimată prin regresia simplă, relația (5), s-a notat cu  $U_n$  ("Un" are o valoare unică pentru perioada 1991-2002, de 8,1%) pentru a nu se confunda cu  $U^*$ , care reprezintă traiectoria pe termen lung a ratei naturale a șomajului (estimată conform celor trei filtre folosite). Se constată evoluții similare ale ratei naturale,  $U^*$ , pentru toate cele trei variante de estimare: valoarea minimă (6,5-6,7%) se înregistrează în primii ani ai tranziției (1991-1992), iar aceea maximă (9,2-9,8%) în perioada de mijloc a recesiunii economice (1998-1999). A se observa că valoarea medie a NAIRU coincide cu valoarea unică estimată prin regresia simplă (8,1%).

Pe baza simulărilor se observă impactul nefavorabil al unei diferențe pozitive între rata efectiv înregistrată a șomajului și NAIRU asupra dinamicii inflației ( $\Delta\pi$ ). În cazul trendului linear acest ecart este notat cu  $\Delta U = U - Y_e$ , iar în cazul celor trei filtre utilizate cu  $\Delta U_R = U - Y_{TR}$ ,  $\Delta U_L = U - Y_{TL}$  și respectiv  $\Delta U_K = U - Y_{TK}$ . După cum relevă graficul din figura 2, ca lege generală, punctele din planul (spațiul 2D)  $\Delta U - \Delta\pi$ , se distribuie în cadranele II și IV (numerotate în sensul trigonometric), de-a lungul dreptei ce traversează originea axelor de coordonate. Eventualele abateri (evadarea din cele două cadrane menționate) fiind atribuită șocurilor pe termen scurt ale ofertei. Pentru o și mai bună vizualizare, în figurile 3a și 3b sunt prezentate, ca exemple, imaginile în spațiul 3D și respectiv hărțile "geodezice" ("Contour Map"), în cazul trendului linear (în acest caz trendul pe termen lung este  $U^* = Y_e$ ) și respectiv în cel al primei funcții (*regress*) utilizată ca filtru de "calmare" (în acest caz trendul pe termen lung este  $U^* = Y_{TR}$ ). Menționăm că imaginile în cazul celorlalte două filtre sunt foarte asemănătoare cu cel din figura 3b. Imaginile tridimensionale au fost obținute prin aplicarea așa-numitei tehnici a funcțiilor potențial pentru datele disponibile pentru perioada 1991-2003.

**Tabelul nr. 1**

**Estimarea trendului pe termen mediu și lung al NAIRU (în %)**

| Anii     | U    | Un + (v / a) | Funcția de estimare             |                                 |                                 |
|----------|------|--------------|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|
|          |      |              | Y TR <sub>i</sub> <sup>1)</sup> | Y TL <sub>i</sub> <sup>2)</sup> | Y TK <sub>i</sub> <sup>3)</sup> |
| 1991     | 3,0  | 5,6          | 6,9                             | 6,5                             | 6,8                             |
| 1992     | 8,2  | 11,1         | 6,5                             | 6,7                             | 6,7                             |
| 1993     | 10,4 | 2,8          | 6,6                             | 6,9                             | 6,8                             |
| 1994     | 10,9 | 4,2          | 7,0                             | 7,3                             | 7,3                             |
| 1995     | 9,5  | 9,9          | 7,6                             | 7,6                             | 7,9                             |
| 1996     | 6,6  | 14,0         | 8,3                             | 8,3                             | 8,4                             |
| 1997     | 8,9  | 2,8          | 9,0                             | 9,1                             | 8,7                             |
| 1998     | 10,3 | 9,5          | 9,5                             | 9,6                             | 9,0                             |
| 1999     | 11,8 | 11,8         | 9,8                             | 9,6                             | 9,2                             |
| 2000     | 10,5 | 9,8          | 9,6                             | 9,3                             | 9,2                             |
| 2001     | 8,8  | 8,0          | 9,0                             | 8,8                             | 9,0                             |
| 2002     | 8,4  | 7,9          | 7,6                             | 8,0                             | 8,7                             |
| U* minim |      |              | 6,5                             | 6,5                             | 6,7                             |
| U* maxim |      |              | 9,8                             | 9,6                             | 9,2                             |
| U* medie |      |              | 8,1                             | 8,1                             | 8,2                             |

<sup>1)</sup>  $Y_{TR_i} = \text{interp}(RY, t, Y, t_i)$ , unde  $RY = \text{regress}(t, Y, 3)$ ,  $Y = U + (\Delta\pi / a)$

<sup>2)</sup>  $Y_{TL_i} = \text{interp}(LY, t, Y, t_i)$ , unde  $LY = \text{loess}(t, Y, 1)$ ,  $Y = U + (\Delta\pi / a)$

<sup>3)</sup>  $Y_{TK_i} = \text{ksmooth}(t, Y, 5)$ ,  $Y = U + (\Delta\pi / a)$

**Figura nr. 1**

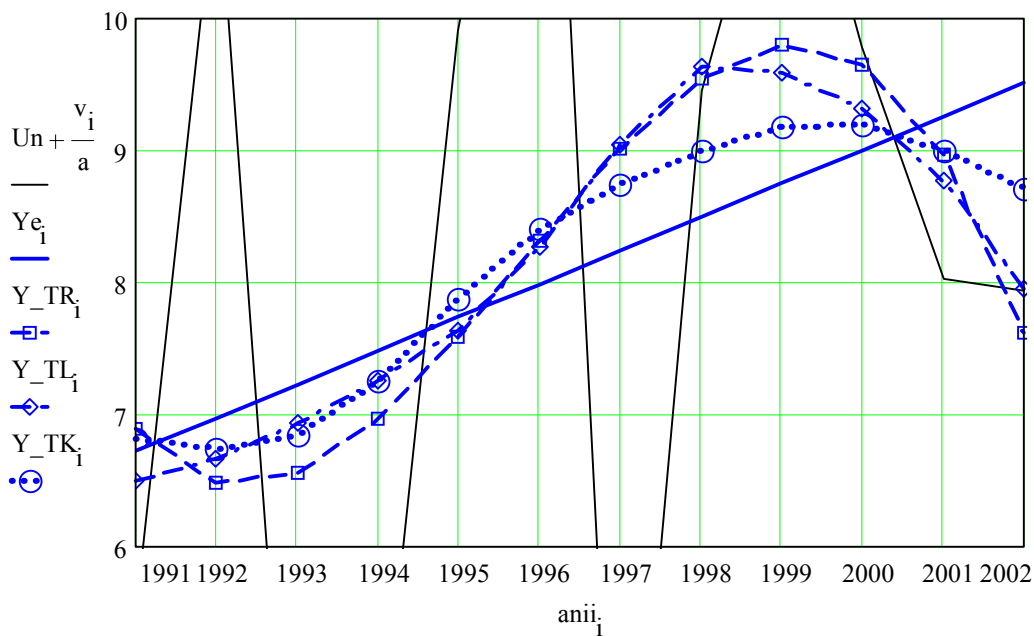


Figura nr. 2

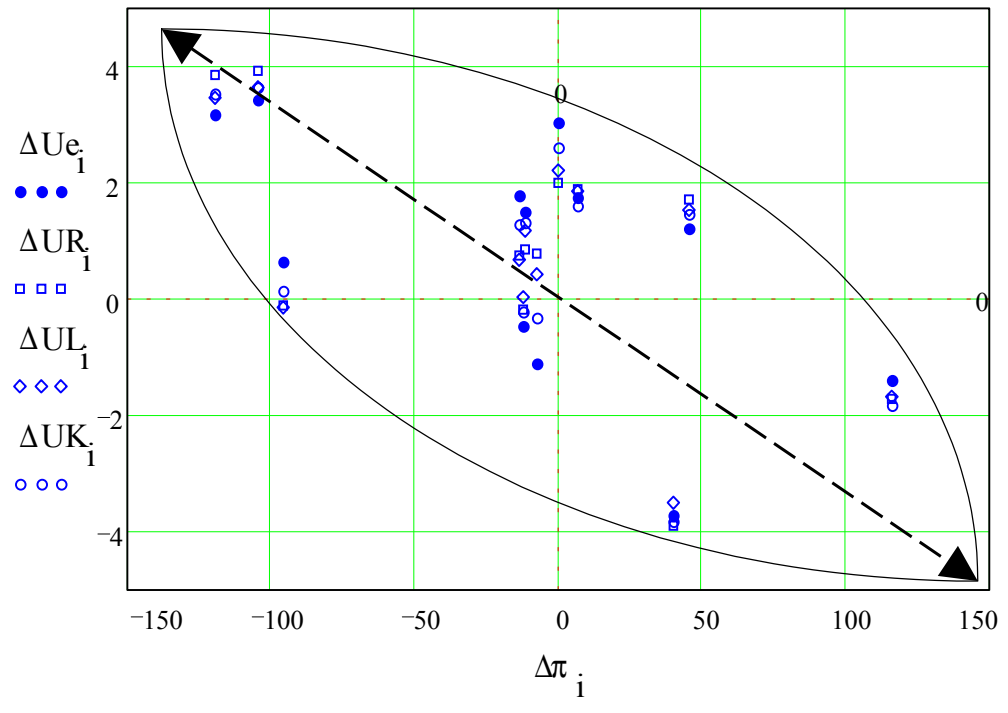


Figura nr. 3a

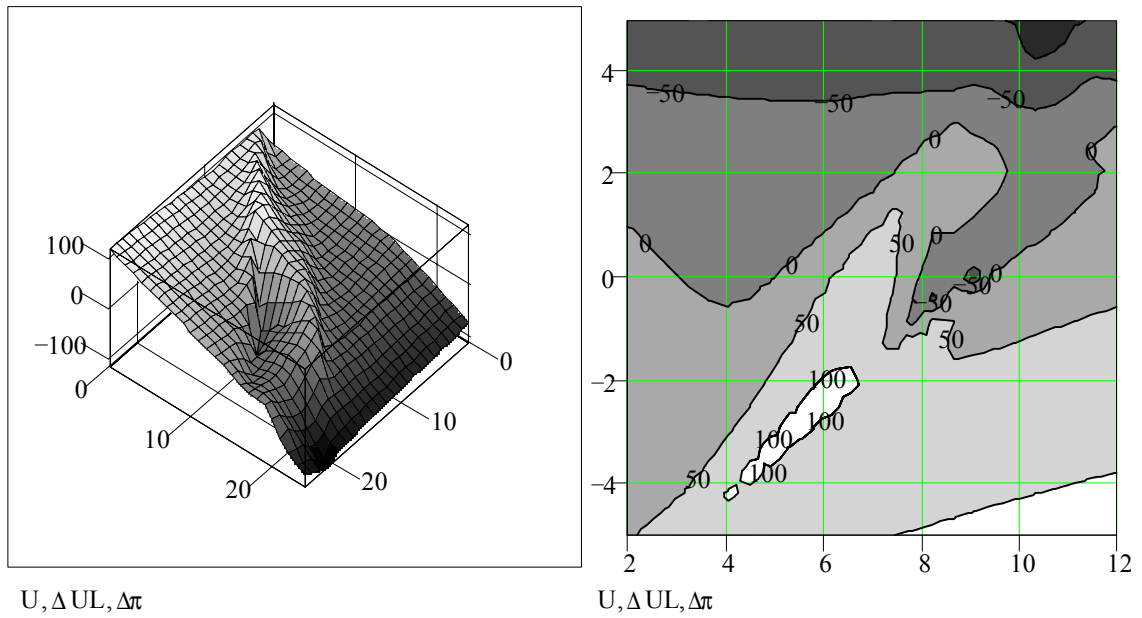
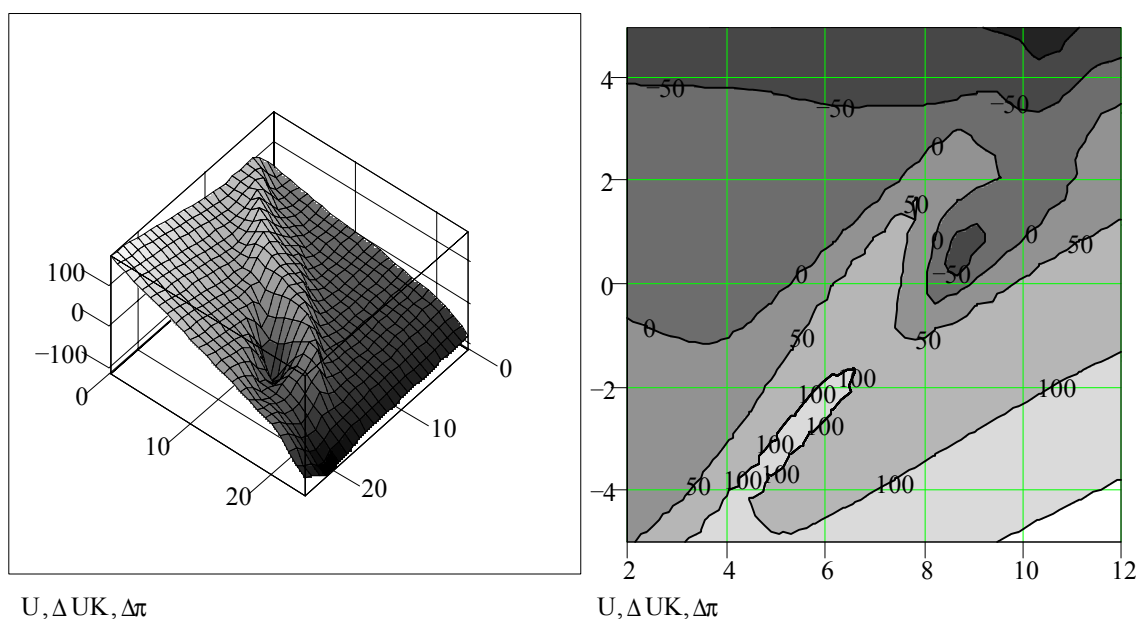


Figura nr. 3b



#### 4. Noi interpretări privind dinamica NAIRU

Există desigur unii autori care contestă interpretarea NAIRU, estimat printr-o traiectorie calmă, ca reprezentând trendul pe termen lung. De exemplu, pentru cazul economiei americane, ei sugerează că NAIRU a fost cvasiconstant de la începutul anilor '80 până la mijlocul anilor '90, iar apoi a scăzut brusc în a doua jumătate a deceniului trecut, caracterizată prin apariția și expansiunea așa-numitei noi economii ("New Economy"). Probabil această interpretare este adevărată (cu toate că în ultimii ani se pare că persistența unui șomaj înalt, inclusiv în SUA, sugerează mai degrabă corectitudinea ipotezei trendului pe termen lung). Procedurile (sau diversele filtre) folosite pot "calma" artificial modificările bruște (care pot fi reale) în nivelul lui  $U^*$ . Există desigur limite în a descrie dinamica NAIRU doar pe baza datelor despre inflație și șomaj.

Un set de ipoteze, fructificate în ultima vreme în dezvoltările teoriei NAIRU și a dinamicii relației inflație-șomaj, se referă la modificările demografice și la schimbarea compoziției forței de muncă. De altfel, de multă vreme economiștii au constatat că ratele șomajului diferă de la o categorie de lucrători la alta, depinzând, de exemplu, de calificarea lor și de intensitatea cu care-și caută angajarea. Schimbarea dimensiunilor grupurilor având o relativ înaltă rată a șomajului sau a celor care prezintă o rată scăzută a șomajului, chiar fără o variație a ratelor individuale ale șomajului în cazul fiecărui grup, pot conduce la modificări semnificative ale ratei agregate a șomajului. Tot în această clasă de probleme se includ impactul creșterii vârstei medii a populației, pe de-o parte, și a celei de pensionare, pe de altă parte, al modificării ponderii categoriilor de forță de muncă denumite "cu handicap" și "încarcerati" etc. Drept argument general pentru susținerea ipotezei scăderii NAIRU se invocă aprecierea că în ultima vreme s-ar înregistra în țările dezvoltate o creștere a gradului de angajabilitate a forței de muncă.

În afară de schimbările survenite în structura forței de muncă, tot mai mulți autori în ultima vreme pun în corelație dinamica NAIRU cu modificările survenite în economie. Unul dintre exemplele la îndemână se referă la implicarea tot mai

semnificativă a economiilor naționale în comerțul internațional și la așa-numitul fenomen al globalizării (Thurow, 1998). Argumentele au ca punct de pornire expansiunea comerțului internațional și creșterea în consecință a impactului său pe plan intern, deși indirect, asupra relației inflație-șomaj. Astfel, se poate argumenta că integrarea crescândă în economia mondială induce firmelor autohtone o creștere a competitivității și o mai mare competiție pe piața internă. Aceste evoluții sunt, la rândul lor, antiinflaționiste, în sensul că, chiar dacă șomajul este scăzut, firmele nu pot crește prețurile într-un mod agresiv deoarece consumatorii se vor putea oricând orienta spre ofertanții externi. Impactul direct va fi deci reducerea nivelului lui NAIRU.

Cel mai important impact asupra NAIRU este însă atribuit modificării nivelului productivității muncii. Într-o economie aflată în echilibru cu o creștere constantă a productivității muncii, creșterea salariului real este determinată de creșterea productivității, așa cum sugerează teoria neoclastică dar și evidențele empirice. Într-o astfel de situație, lucrătorii se așteaptă firesc ca salariul real să crească și în viitor. Dacă la un moment dat productivitatea descrește, regula modelului ar impune ca și salariul real să se diminueze. În realitate, salariații rezistă totuși o vreme la această descreștere, ei încercând să-și mențină, prin diverse metode, vechiul nivel. Altfel spus, creșterea salariului poate la un moment dat să depășească nivelul sustenabil, corespunzător creșterii reale a productivității muncii. Această relație necorespunzătoare cu realitatea între aspirațiile privind salariul real și creșterea productivității conduce la un raport defectuos între inflație și șomaj. În alți termeni, aceasta semnifică creșterea valorii lui NAIRU. Poate exista însă și situația inversă: productivitatea crește accelerat, dar salariul real crește lent. Această relație, de asemenea în contradicție cu realitatea, dar într-un sens opus situației anterioare, între aspirațiile privind salariul real și creșterea productivității conduce la deplasarea favorabilă a curbei Phillips.

Menționând doar faptul că numeroase studii au abordat impactul creșterii productivității asupra relației inflație-șomaj (Blinder, 2000; DeLong, 2000; Pissarides, 2000; Ball și Moffitt, 2001; Cohen ș.a., 2001; Staiger ș.a., 2001 etc.), reținem însă o concluzie semnificativă referitoare la modificarea curbei Phillips de-a lungul ultimelor decenii. Astfel, în cazul țărilor occidentale, creșterea înaltă a productivității din anii '60 a reprezentat o continuare a trendului ascendent care are ca punct de pornire sfârșitul celui de-al doilea război mondial. Aspirațiile salariale au fost ajustate într-o proporție mare, astfel că a existat un efect minor asupra curbei Phillips. Spre deosebire de această evoluție, în perioada primei părți a ultimului deceniu al secolului trecut, curba Phillips s-a deplasat favorabil datorită combinației dintre creșterea înaltă contemporană (efectiv înregistrată în prima parte a anilor '90) și aceea lentă din cele două decenii anterioare perioadei respective.

Un alt instrument util în analiza pieței muncii, complementar curbei Phillips, este așa-numita curbă Beveridge. Aceasta descrie relațiile dintre șomaj (lucrători fără job-uri) și locurile de muncă neocupate (job-uri fără lucrători). Curba are la bază ipoteza unei legături inverse în planul șomaj-locuri libere, pornind de la evidențele empirice care relevă că, de exemplu, o expansiune economică care reduce șomajul poate genera simultan o creștere a numărului locurilor libere. Aceasta se explică prin faptul că firmele au probleme în acest caz cu găsirea de lucrători suplimentari, în condițiile unei piețe a muncii relativ tensionată. Ca și curba Phillips, curba Beveridge pare a se modifica în timp, ceea ce sugerează existența unei legături între ele. În studiile teoretice, curba Beveridge este derivată adesea din modelele pieței muncii care includ reguli de căutare pentru forța de muncă aflată în șomaj. În acest caz, raportul dintre numărul job-urilor și cel al forței de muncă este cel care generează șomaj și locuri neocupate (Pissarides,

2000). Cu toate că relația dintre deplasarea curbei Phillips și respectiv a curbei Beveridge pare a fi consistentă în timp, aceasta nu ne oferă informații suplimentare cu privire la cauzele producerii lor.

### **Bibliografie selectivă:**

Akerlof George și Yellen Janet (1985): "A Near-Rational Model of the Business Cycle with Wage and Price Inertia", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 100, Supplement, p. 823-838;

Albu Lucian-Liviu (1997): "Strain and inflation-unemployment relationship in transitional economies: a theoretical and empirical investigation" (monograph), *CEES Working Papers, December*, University of Leicester, Centre for European Economic Studies, Leicester;

Ball Laurence (2000): "Near Rationality and Inflation in Two Monetary Regimes", *NBER Working Paper Series, 7988*, National Bureau of Economic Research, Cambridge;

Ball Laurence și Mankiw Gregory (2002): "The NAIRU in Theory and Practice", *NBER Working Paper Series, 8940*, National Bureau of Economic Research, Cambridge;

Ball Laurence și Moffitt Robert (2001): "Productivity Growth and the Phillips Curve", *The Roaring Nineties: Can Full Employment Be Sustained?* (Ed.: Alan Krueger și Robert Solow), New York: The Russell Sage Foundation and The Century Foundation Press;

Ball Laurence și Romer David (1990): "Real Rigidities and the Nonneutrality of Money", *Review of Economic Studies*, 57, April, p. 539-552;

Barro Robert (1977): "Unanticipated Money Growth and Unemployment in the United States", *American Economic Review*, 101-115;

Barsky Robert (1987): "The Fisher Effect and the Forecastability and Persistence of Inflation", *Journal of Monetary Economics*, 19, January, p. 3-24;

Blanchard Olivier Jean și Kiyotaki Nobuhiro (1987): "Monopolistic Competition and the Effects of Aggregate Demand", *American Economic Review*, 77, September, p. 647-666;

Blanchard Oliver Jean și Summers Lawrence (1986): "Hysteresis and the European Unemployment Problem", *NBER Macroeconomics Annual*, 15-78;

Blinder Alan (2000): "The Internet and the New Economy", *Brookings Institution Policy Brief*, 60, June;

Cohen Jessica, Dickens William și Posen Adam (2001): "Have the New Human-Resources Practices Lowered the Sustainable Unemployment Rate?", *The Roaring Nineties: Can Full Employment Be Sustained?* (Eds.: Alan Krueger și Robert Solow), New York: The Russell Sage Foundation and The Century Foundation Press;

Dăianu Daniel și Albu Lucian-Liviu (1996): "Strain and the Inflation-Unemployment Relationship: A Conceptual and Empirical Investigation", *Econometric Inference into the Macroeconomic Dynamics of East European Economies, Research Memorandum ACE Project, 15*, University of Leicester, Centre for European Economic Studies, Leicester;

DeLong Bradford (2000): "What Went Right in the 1990s? Sources of American and Prospects for World Economic Growth", *The Australian Economy in the 1990s* (Eds.: David Gruen și Sona Shresha), Reserve Bank of Australia;

- Dobrescu Emilian (2002): *Tranziția în România. Abordări econometrice*, Editura Economică, București;
- Fischer Stanley (1977): "Long-term Contracts, Rational Expectations, and the Optimal Money Supply Rule", *Journal of Political Economy*, 85, p. 191-205;
- Friedman Milton (1968): "The Role of Monetary Policy", *American Economic Review*, 58, March, p. 1-17;
- Gordon Robert (1998): "Foundations of the Goldilocks Economy: Supply Shocks and the Time-Varying NAIRU", *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 297-333;
- Gray Jo Anna (1976): "Wage Indexation: A Macroeconomic Approach", *Journal of Monetary Economics*, p. 221-235;
- Hodrick Robert și Prescott Edward (1997): "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29, 1-16;
- Hume David (1752): "Of Money", în: *Essays*, London: George Routledge and Sons;
- Iancu Aurel, coordonator (2003): *Evaluarea Stării Economiei Naționale - ESEN2*, Academia Română – Secția de Științe Economice, Juridice și Sociologie, INCE, CIDE, București;
- Layard Richard, Nickell Steven și Jackman Richard (1991): *Unemployment: Macroeconomic Performance and the Labour Market*, Oxford University Press;
- Long John și Plosser Charles (1983): "Real Business Cycles", *Journal of Political Economy*, 91, February, 39-69;
- Lucas Robert (1972): "Econometric Testing of the Natural Rate Hypothesis", *The Econometrics of Price Determination* (Ed.: Otto Eckstein), Washington DC: Board of Governors of the Federal Reserve System;
- Lucas Robert (1973): "Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs", *American Economic Review*, 63, June, p. 326-334;
- Mankiw Gregory (1985): "Small Menu Costs and Large Business Cycles: A Macroeconomic Model of Monopoly", *Quarterly Journal of Economics*, 100, p. 529-537;
- Mankiw Gregory și Ricardo Reis (2001): "Sticky Information versus Sticky Prices: A Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve", *NBER Working Paper Series*, 8290, National Bureau of Economic Research, Cambridge;
- Phelps Edmund (1967): "Phillips Curves, Expectations of Inflation, and Optimal Unemployment over Time", *Economica*, 2 (3), p. 22-44;
- Phelps Edmund (1968): "Money-Wage Dynamics and Labor Market Equilibrium", *Journal of Political Economy*, vol. 76, July/August, Part 2, p. 678-711;
- Pissarides Christopher (2000): *Equilibrium Unemployment Theory*, MIT Press;
- Prescott, Edward C. (1986): "Theory Ahead of Business Cycle Measurement", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 25, Autumn, 11-44;
- Rotemberg Julio (1982): "Monopolistic Price Adjustment and Aggregate Output", *Review of Economic Studies*, 44, p. 517-531;
- Samuelson Paul și Solow Robert (1960): "Analytics of Anti-Inflation Policy", *American Economic Review*, May;
- Sargent Thomas (1971): "A Note on the Accelerationist Controversy", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 8 (3), p. 721-725;
- Staiger Douglas, Stock James și Watson Mark (1997): "How Precise are Estimates of the Natural Rate of Unemployment?", *Reducing Inflation: Motivation and Strategy* (Eds.: C.D. Romer și D.H. Romer), Chicago: University of Chicago Press, p. 195-246;
- Staiger Douglas, Stock James și Watson Mark (2001): "Prices, Wages, and the U.S. NAIRU in the 1990s", *The Roaring Nineties: Can Full Employment Be Sustained?* (Ed.:

Alan Krueger și Robert Solow), New York: The Russell Sage Foundation and The Century Foundation Press;

Stock James și Watson Mark (1999): "Forecasting Inflation", *Journal of Monetary Economics*, vol. 44 (2), October, p. 293-335;

Taylor John (1980): "Aggregate Dynamics and Staggered Contracts", *Journal of Political Economy*, 88, p. 1-22;

Thurow Lester (1998): "The Disappearance of Inflation", *Financial Times*, December 10.