



BANCA
NAȚIONALĂ
A ROMÂNIEI

Caiete de studii Nr. 41

Ștefania Cristina Iordache ▪ Mădălina Militaru
▪ Mihaela Luiza Pandioniu

Relația inversă dintre inflație
și șomaj în România.
Cât de puternică este în perioada
postcriză?

CAIETE DE STUDII

Nr. 41

Decembrie 2015

NOTĂ

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

Toate drepturile rezervate. Reproducerea informațiilor în scopuri educative și necomerciale este permisă numai cu indicarea sursei.

ISSN 1584-0883 (versiune online)

ISSN 1584-0883 (versiune e-Pub)

Relația inversă dintre inflație și
șomaj în România.
Cât de puternică este în perioada
postcriză?

Ștefania Cristina Iordache

Mădălina Militaru

Mihaela Luiza Pandioniu

Cuprins

| | |
|--|----|
| Rezumat | 7 |
| 1. Introducere | 9 |
| 2. Literatura de specialitate | 11 |
| 3. Modelul „triunghiular” | 14 |
| 4. Rezultatele obținute | 18 |
| 4.1. NAIRU variabil în timp | 18 |
| 4.2. Performanța modelului în a surprinde dinamica inflației | 21 |
| 5. Determinanții inflației | 22 |
| 6. Creșterea șomajului structural | 23 |
| 7. Stabilitatea relației dintre inflație și șomaj | 25 |
| 8. Concluzii | 30 |
| Bibliografie | 33 |
| Anexa 1. Algoritmul filtrului Kalman | 36 |
| Anexa 2. Filtrul Kalman extins | 37 |
| Anexa 3. Principiul contribuțiilor în dinamică | 39 |

Rezumat

Relația inversă dintre inflație și șomaj sau curba Phillips, după cum este cunoscută în literatura de specialitate, reprezintă un element fundamental în explicarea mecanismului de stabilire a prețurilor. După declanșarea crizei însă, modelele macroeconomice fundamentate astfel au subestimat în mod constant evoluția prețurilor, posibil în contextul creșterii șomajului structural, dar și al slăbirii intensității relației. Un fenomen similar a avut loc și în România, unde criza economică și financiară a condus la pierderea unui număr însemnat de locuri de muncă, inflația rămânând totuși relativ ridicată. Prin urmare, ne-am propus în această lucrare să estimăm o formă redusă a curbei Phillips, nu doar pentru a testa validitatea și intensitatea relației, ci și pentru a obține o estimare a șomajului structural în România – motiv pentru care am optat pentru modelul „triunghiular” care stă la baza estimărilor privind rata naturală a șomajului realizate de instituții internaționale precum OCDE, FMI sau CE. Specificația aleasă, care include *gap*-ul de șomaj, șocuri de ofertă și așteptări adaptive, s-a dovedit potrivită în a surprinde traiectoria inflației în România. De asemenea, estimările noastre validează empiric relația inversă dintre inflație și *gap*-ul șomajului și, în plus, arată o extindere a șomajului structural începând cu anul 2011, tendință relevată și de indicatorii calitativi – creșterea șomajului pe termen lung și scăderea eficienței procesului de identificare a locului de muncă, respectiv a candidatului potrivit. Totuși, este posibil să fi avut loc și o slăbire a intensității relației, în condițiile unei rigidități relativ ridicate la scădere a salariilor, dar și a creșterii importanței evoluțiilor externe în politica de preț a companiilor, în contextul globalizării. Astfel, un simplu exercițiu empiric de relaxare a ipotezei de liniaritate în modelul utilizat de noi relevă conturarea unei tendințe de aplatizare a curbei Phillips începând cu anul 2007, însă demersul este unul preliminar, dată fiind dimensiunea redusă a eșantionului, care acoperă, deocamdată, un singur ciclu complet.

Cuvinte-cheie: șomaj structural, NAIRU, curba Phillips, filtrul Kalman, *search&matching*

Coduri de clasificare JEL: J21, J23, J24, J50, J64

1. Introducere

Criza economică și financiară recentă a readus în atenția mediului academic și a decidenților de politici din întreaga lume relația dintre inflație și șomaj, în contextul unor pierderi semnificative la nivelul populației ocupate, care nu au fost însoțite de o ajustare a prețurilor de amplitudinea celei sugerate de modelele macroeconomice construite pe baza curbei Phillips. Printre explicațiile posibile care nu au întârziat să apară se numără, pe lângă contestarea relației *per se*, creșterea șomajului structural (referit în literatura de specialitate și ca rată naturală a șomajului sau NAIRU – acel nivel al șomajului consistent cu stabilitatea prețurilor)¹, dar și slăbirea intensității relației dintre inflație și șomaj ulterior crizei (WEO - FMI, 2013).

În condițiile unei pierderi însemnate pe piața muncii din România (renunțarea la circa 700 de mii de angajați) în anii de recesiune 2009 și 2010, perioadă în care rata anuală a inflației a rămas relativ ridicată, dar și ale apariției ulterior a unor semnale privind creșterea șomajului structural (majorarea șomajului pe termen lung, scăderea eficienței procesului de identificare a candidatului, respectiv a locului de muncă potrivit), ne propunem în această lucrare nu doar să testăm validitatea și intensitatea relației inverse postulate în teorie între inflație și șomaj, ci și să obținem o evaluare asupra șomajului structural. Prin urmare, demersul nostru empiric a pornit de la estimarea unei forme reduse a curbei Phillips, și anume modelul „triunghiular” propus de Gordon (1997), care stă la baza estimărilor privind NAIRU realizate de instituții internaționale precum OCDE, FMI sau CE. Estimarea unei forme alternative a curbei Phillips, mai puțin utilizată în prezent de băncile centrale, poate oferi informații suplimentare în procesul de evaluare a poziției ciclice a economiei, fiind cunoscut faptul că impulsul de politică monetară poate influența doar această componentă. În aceste condiții, o creștere a cererii agregate poate antrena o extindere a activității economice și, implicit, a cererii de forță de muncă, ce poate fi însă acoperită doar în măsura în care oferta disponibilă corespunde nevoilor firmelor. Astfel, șomajul structural se referă la persoanele rămase în căutarea unui loc de muncă, dar care nu au abilitățile căutate de companii și, de aceea, nu concurează în realitate pentru locurile de muncă existente. Așadar, acești șomeri nu pot influența procesul de stabilire a salariilor și, prin urmare, nici pe cel de stabilire a prețurilor.

Modelarea curbei Phillips rămâne însă o provocare pentru majoritatea economiștilor, teoria și istoria macroeconomică oferind soluții alternative în funcție de tratamentul anticipațiilor inflaționiste (adaptive, anticipative sau forme hibride), de măsurarea poziției ciclice a economiei (pornind de la șomaj, PIB sau cost marginal real) și de includerea șocurilor de ofertă (prețuri ale materiilor prime sau de import). Specificația utilizată în această lucrare, cunoscută sub denumirea de model „triunghiular”, include, pe lângă deviația șomajului de la rata sa naturală (ca măsură a deficitului, respectiv a excedentului de cerere în economie), așteptări adaptive și șocuri de ofertă. Încorporarea explicit în model a acestora din urmă reprezintă un element-cheie în modelarea inflației din România, în condițiile în care traiectoria acesteia a fost profund marcată în ultimii ani de astfel de șocuri - creșteri (sau scăderi) ample ale cotațiilor

¹ În cadrul acestei lucrări, termenii „șomaj structural”, „rată naturală a șomajului” și „NAIRU” sunt utilizați ca sinonimi.

materiilor prime (agricole și țigăi), dar și măsuri fiscale (în speță modificări operate la nivelul taxelor indirecte).

Estimările noastre validează empiric existența unei relații inverse între *gap*-ul de șomaj și dinamica ratei anuale a inflației în România și, în plus, modelul utilizat reușește să surprindă evoluția inflației indiferent de indicele de preț ales (IPC, IAPC sau CORE2 ajustat). În privința ratei naturale a șomajului, estimările indică o creștere a acesteia începând cu anul 2011, tendință sugerată și de alți indicatori economici, precum șomajul pe termen lung sau curba Beveridge.

Analiza evoluțiilor pe piața muncii în perioada ulterioară declanșării crizei relevă faptul că restrângerea puternică a activității economice (scădere cumulată a PIB cu aproape 8 la sută în perioada 2009 – 2010) s-a reflectat inițial într-o creștere abruptă a șomajului pe termen scurt (cu durata de cel mult un an), cele mai afectate categorii fiind tinerii și persoanele cu un nivel scăzut de pregătire. Îngrijorător este faptul că o parte dintre cei rămași fără un loc de muncă și-au păstrat acest statut și după revenirea economiei la rate pozitive de creștere. Aceasta a antrenat o dublare a ponderii numărului șomerilor pe termen lung în totalul populației active în intervalul 2010 – 2014, sugerând astfel o majorare a șomajului structural. Fenomenul, denumit în literatura de specialitate „efect de histerezis”, este determinat de faptul că, pe măsură ce se extinde perioada în care o persoană se află în căutarea unui loc de muncă, probabilitatea ca aceasta să se reîncadreze în câmpul muncii scade, ca urmare atât a deteriorării în timp a abilităților și competențelor sale, cât și a modificării cerințelor companiilor privind pregătirea candidaților. Cel din urmă factor este cu atât mai relevant în contextul în care economia românească s-a reconfigurat după criză pe o structură mai competitivă, orientată spre ramuri cu o înzestrare tehnologică superioară.

Indicii similare asupra evoluției șomajului structural oferă curba Beveridge, care ilustrează relația dintre cererea de forță de muncă, aproximată prin rata locurilor de muncă vacante, și oferta disponibilă, reprezentată de rata șomajului. Astfel, schimbările de pantă către exterior ale curbei (majorare simultană a ratei locurilor de muncă vacante și a șomajului), care au avut loc începând cu anul 2011 în România, indică o ineficiență mai ridicată a procesului de identificare a candidatului, respectiv a locului de muncă potrivit și, prin urmare, o extindere a șomajului structural.

Creșterea șomajului structural, relevată atât de estimările econometrice, cât și de indicatori calitativi (șomajul pe termen lung, curba Beveridge), ar putea oferi o explicație pentru reducerea influenței deficitului de cerere asupra dinamicii prețurilor în perioada postcriză în România. Nu poate fi ignorată însă posibilitatea să fi avut loc și o slăbire a relației dintre inflație și șomaj în acest interval, caracterizat de condiții dificile de intrare pe piața muncii – o relație neliniară între inflație (salarială) și șomaj a fost postulată încă de la început de către Phillips (1958), care a observat că în perioadele cu șomaj scăzut, o reducere a acestuia determină o creștere mult mai amplă a salariilor comparativ cu perioadele cu șomaj ridicat. În plus, în literatura de specialitate sunt tot mai dese referirile la aplatizarea curbei Phillips ca rezultat al globalizării, care implică o creștere a influenței evoluțiilor externe în politica de preț a companiilor. În acest context, un simplu exercițiu empiric de relaxare a ipotezei de liniaritate în relația dintre șomaj și inflație în modelul utilizat de noi sugerează

conturarea unei tendințe de slăbire a legăturii începând cu anul 2007, în posibilă corelație cu momentul integrării României în UE. Totuși, trebuie avut în vedere că eșantionul disponibil de date este unul restrâns și, în plus, intervalul analizat include o perioadă de recesiune și de revenire timpurie a economiei, în care slăbirea relației este posibil să fi fost un fenomen temporar, determinat de manifestarea rigidității la scădere a salariului nominal (mai ridicată în România comparativ cu țările UE din regiune²). Prin urmare, o evaluare completă privind modificarea în timp a relației dintre inflație și șomaj ar trebui realizată pe parcursul mai multor cicluri economice (datele disponibile pentru România acoperă deocamdată un singur ciclu complet).

Lucrarea este structurată în opt secțiuni. Secțiunea 2 trece în revistă literatura de specialitate referitoare la influența activității economice asupra ratei inflației în contextul curbei Phillips, cu accent pe dezvoltarea conceptului de șomaj structural. Secțiunea 3 descrie specificația modelului „triunghiular” utilizat în estimare, precum și motivația privind alegerea unui astfel de model, iar secțiunea 4 prezintă rezultatele obținute și testează capacitatea acestora de a surprinde dinamica ratei anuale a inflației. Secțiunea 5 oferă o interpretare economică a rezultatelor din perspectiva determinantilor inflației în perioada postcriză. Secțiunea 6 analizează factorii care au favorizat creșterea șomajului structural în perioada postcriză, iar în secțiunea 7 este evaluată stabilitatea relației dintre inflație și șomaj în același interval. În secțiunea 8 sunt formulate principalele concluzii.

2. Literatura de specialitate

Relația dintre inflație și șomaj este cunoscută în literatura de specialitate sub denumirea de curbă Phillips, după numele celui care a observat în 1958 existența unei corelații negative între modificarea salariului nominal și rata șomajului în Marea Britanie. Astfel, în spiritul său keynesist, Phillips a oferit evidențe empirice conform cărora inflația salarială este determinată de excedentul sau deficitul de cerere pe piața muncii. În esență, acesta a observat că atunci când rata șomajului este redusă (există un excedent de cerere de forță de muncă), angajatorii sunt constrânși să acorde creșteri salariale ample, în timp ce la valori ridicate ale șomajului, salariile stagnează sau chiar cresc moderat, angajații manifestând rigiditate la scăderea acestora. Prin urmare, Phillips a remarcat nu doar o relație inversă între inflație și șomaj, ci și manifestarea unor neliniarități la nivelul acesteia, în funcție de poziția ciclică a economiei.

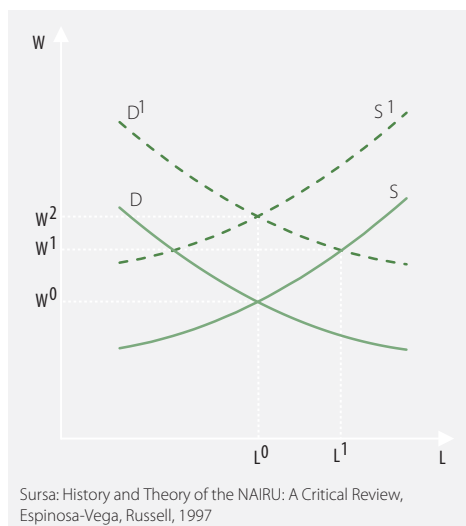
Ulterior, interesul economiștilor pentru studierea curbei Phillips a crescut odată cu formularea de către Samuelson și Solow (1960) a implicațiilor existenței acestei relații din perspectiva politicilor economice. Aceștia au găsit în curba Phillips un instrument util pentru a formaliza cele două teorii existente la vremea respectivă cu privire la cauzele inflației, respectiv inflația prin cerere și cea prin costuri. Astfel, inflația prin cerere era asociată mișcărilor de-a lungul curbei Phillips, în timp ce inflația prin costuri era văzută a genera o modificare a formei acesteia. Prin urmare, este indusă pentru prima

² Bulgaria, Ungaria, Polonia, Slovenia.

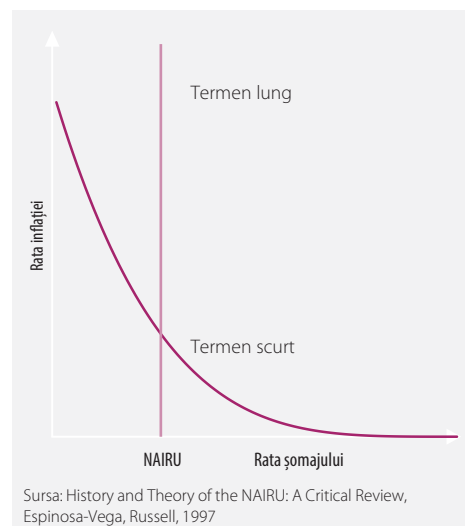
dată ideea unui *trade-off* între inflație și șomaj, ceea ce implică faptul că decidenții de politică monetară pot reduce inflația cu costul unui șomaj mai mare și invers.

Friedman (1968) și Phelps (1967) au adus critici la adresa acestei teorii, argumentând că pe termen lung banii sunt neutri, iar rata șomajului tinde către o rată naturală, determinată de factori fundamentali. În argumentația lor, cei doi economiști pornesc de la teoria standard potrivit căreia decizia de a crea un loc de muncă este influențată de salariul real. Mai mult, aceștia susțin că majorarea prețurilor se transferă asupra șomajului și nu invers, așa cum arătase empiric Phillips. Astfel, presupunând că economia se află la echilibru (W^0 , L^0), o politică monetară expansionistă va impulsiona într-o primă instanță creșterea cererii agregate și ulterior a prețurilor, ceea ce va conduce mai departe la o majorare a cererii de forță de muncă (în Graficul 1, curba D se deplasează spre dreapta), stimulând astfel crearea de locuri de muncă (L^1). Însă, la un moment dat, angajații percep că majorarea prețurilor le erodează puterea de cumpărare și vor solicita creșteri salariale, determinând astfel o scădere a ofertei de forță de muncă (curba S se deplasează spre stânga). În aceste condiții, economia se re poziționează la un nou echilibru ce corespunde unui salariu nominal mai mare (W^2), dar unor niveluri neschimbate ale producției, numărului locurilor de muncă, precum și ale salariului real. Prin urmare, deși pe termen scurt există posibilitatea ca politica monetară să stimuleze activitatea economică, pe termen lung economia tinde spre echilibru, șomajul revenind la rata sa naturală.

Grafic 1. Efectele politicii monetare pe piața muncii în viziunea lui Friedman și Phelps



Grafic 2. Trade-off-ul dintre inflație și șomaj



În urma acestor critici, teoria privind relația dintre inflație și șomaj a fost regândită, ajungându-se la un consens în literatura de specialitate cu privire la existența unui nivel al șomajului corespunzător conceptului de stabilitate a prețurilor – NAIRU (Grafic 2). Pe termen scurt, rata șomajului poate coborî sub NAIRU, generând astfel presiuni inflaționiste, sau poate crește peste acest nivel, determinând o reducere a inflației. Însă, pe termen lung, șomajul va tinde către NAIRU, fiind astfel consistent cu ideea de rată naturală a șomajului.

Puțin mai târziu, Lucas (1972, 1973) dezvoltă modelul propus de Friedman și Phelps, încorporând și ipoteza de așteptări raționale, conform căreia agenții economici învață din experiențele anterioare și anticipează evoluțiile viitoare, evitând astfel repetarea greșelilor din trecut. În acest cadru, Lucas sugerează o eficiență redusă a unei politici monetare predictibile, inclusiv pe termen scurt, ipoteză ce a fost însă ulterior infirmată de Gordon (1982) și Mishkin (1982) care au demonstrat că modificări anticipate ale conduitei politicii monetare pot avea efecte asupra activității economice pe termen scurt, uneori chiar semnificative. Începând cu anii '70, apariția unei corelații pozitive între inflație și șomaj în SUA, care părea să indice că *trade-off*-ul pe termen scurt dintre cei doi indicatori nu mai există, ca urmare a manifestării unor ample șocuri de ofertă, resimțite puternic atât la nivelul inflației, cât și al șomajului, a făcut ca teoria curbei Phillips să fie pusă din nou sub semnul întrebării.

Din acest punct al istoriei, în literatura de specialitate încep să se dezvolte două curente de gândire referitoare la natura relației dintre inflație și șomaj. Pe de o parte, Gordon (1975) propune modelul triunghiular, descris în ecuația (1), pe baza căruia inflația (π_t) depinde de valorile sale trecute, de factori de natura cererii (d_t) și ai ofertei (z_t). Introducerea unor valori anterioare ale ratei inflației reflectă ipoteza unor așteptări adaptive ale agenților economici, dar și a inerției prețurilor în general, datorate existenței unor contracte implicite și explicite între agenți, precum și transmisiei cu un decalaj a șocurilor de-a lungul lanțului de producție.

$$\pi_t = \alpha(L)\pi_{t-1} + \beta d_t + \gamma(L)z_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Pe de altă parte, curba Phillips neokeynesistă (NKPC), ilustrată în ecuația (2), are la bază concepte dezvoltate de Kydland și Prescott (1977) și Sargent (1982) și presupune că inflația este determinată de factori de natura cererii și de așteptări anticipative, ce răspund automat la modificări actuale și viitoare în conduita politicii monetare și fiscale. Astfel, pentru neokeynesiști credibilitatea decidenților de politici este foarte importantă, deoarece influențează *trade-off*-ul dintre inflație și șomaj prin ancorarea anticipațiilor inflaționiste. Întrucât modelele de tip NKPC nu reușeau să replice inerția inflației observată adesea în practică, Gali și Gertler (1999) au propus o versiune hibridă a curbei Phillips care ia în considerare faptul că așteptările agenților nu sunt pur anticipative, ele incluzând și o componentă adaptivă.

$$\pi_t = \alpha E_t \pi_{t+1} + \beta d_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

În ultimii ani, în literatura de specialitate au fost dezvoltate multiple versiuni ale curbei Phillips, care diferă între ele prin măsura aleasă pentru a cuantifica influența activității economice asupra prețurilor, forma așteptărilor agenților economici, precum și prin selectarea indicatorilor relevanți din perspectiva evaluării impactului șocurilor de ofertă. Astfel, Gordon (2013) propune utilizarea unei specificații a modelului triunghiular cu așteptări adaptive, *gap*-ul șomajului pe termen scurt (*proxy* pentru deficitul de cerere din economie) și o serie de variabile precum prețurile de import, dinamica trendului productivității și variația prețurilor produselor alimentare și energetice, pentru a încorpora șocurile de ofertă. Halka și Kotlowski (2013) estimează câte o curbă Phillips pentru prețurile fiecărei componente a coșului de consum, tot în baza unui model cu așteptări

adaptive, dar care include deviația PIB față de potențial ca factor pentru a ilustra influența cererii, respectiv cursul nominal efectiv de schimb, inflația externă și prețul mărfurilor alimentare și al petrolului pentru cea a ofertei. Mai mult, Baxa, Plasil și Vasicek (2013) și recent BCE (2014, 2015) estimează diverse forme ale curbei Phillips, testând o multitudine de indicatori relevanți pentru evaluarea influenței cererii asupra inflației, printre care deviația PIB, *gap*-ul de șomaj (inclusiv cel pe termen scurt), costul real cu forța de muncă și date de sondaj cu privire la gradul de utilizare a capacităților de producție și la factorii care limitează producția din perspectiva deficitului de forță de muncă. Toate aceste studii relevă însă faptul că rezultatele estimării curbei Phillips sunt senzitive la specificația modelului, astfel că dimensiunea impactului activității economice asupra inflației diferă în funcție de măsura folosită pentru cuantificarea deficitului de cerere. Mai mult, niciuna dintre măsuri nu reușește să surprindă sistematic mai bine evoluția prețurilor în economie. În aceste condiții, se pare că, în prezent, nu mai există un singur concept de curbă Phillips, astfel că, pentru fundamentarea deciziilor de politică monetară, utilizarea unei singure specificații se dovedește a fi insuficientă, fiind necesară o analiză mai cuprinzătoare, BCE (2014, 2015).

De asemenea, dezbateră privind existența unor neliniarități la nivelul curbei Phillips a fost readusă recent în prim-plan. Relativa stabilitate a prețurilor ce a caracterizat majoritatea economiilor după declanșarea crizei financiare internaționale, într-o perioadă marcată de o contracție severă a activității economice, i-a determinat pe mulți economiști să postuleze o slăbire a relației negative dintre inflație și șomaj. În acest sens, evidențe empirice recente (a căror prezentare detaliată este realizată în cadrul secțiunii 7) indică faptul că relația dintre cei doi indicatori economici pare a fi, într-adevăr, una neliniară, panta curbei Phillips modificându-se în funcție de caracteristicile economiei, sub influența rigidităților salariale, a conduitei politicii monetare sau chiar a fenomenului globalizării.

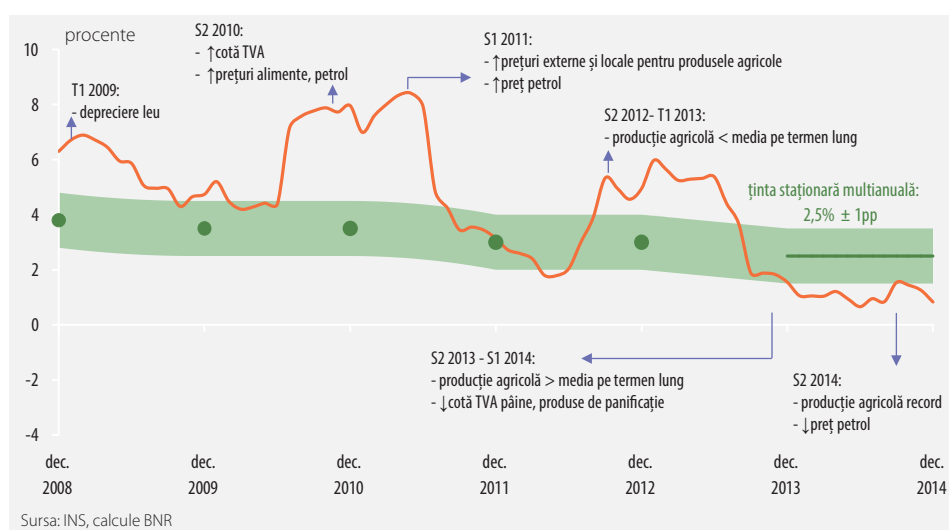
3. Modelul „triunghiular”

Întrucât unul dintre obiectivele acestei lucrări este acela de a obține o evaluare cu privire la nivelul și evoluția șomajului structural în perioada ulterioară declanșării crizei economice, demersul nostru empiric pornește de la estimarea unei curbe Phillips în formă redusă, utilizând modelul triunghiular dezvoltat de Gordon (1997). Modelul este unul de referință la nivel internațional pentru estimarea șomajului structural, fiind utilizat în acest sens de instituții precum OCDE, FMI și Comisia Europeană. În plus, particularitățile acestui model, respectiv ipoteza anticipațiilor adaptive și încorporarea în mod explicit a unor șocuri de ofertă, sunt potrivite pentru a descrie traiectoria prețurilor în România.

Astfel, cu toate că în ultima perioadă pare să se contureze o schimbare în modalitatea de formare a așteptărilor agenților economici în sensul includerii unei componente anticipative, în România așteptările agenților economici rămân deocamdată mai degrabă adaptive, Bojeșteanu, Manu și Stanca (2011), Iordache și Pandioniu (2014).

De asemenea, după cum arată Graficul 3, traiectoria inflației din ultimii ani a fost marcată de multiple și ample șocuri de ofertă: (i) modificări operate la nivelul cotei TVA (anii 2010 și 2013); (ii) rezultatele producției agricole (sub media pe termen lung în anii 2010, 2012 și de excepție în anii 2013, 2014) care au antrenat modificări ample ale prețurilor (mai ales în cazul șocului advers), în condițiile în care mărfurile alimentare reprezintă aproximativ o treime din coșul de consum al populației; (iii) fluctuațiile cotațiilor internaționale ale petrolului.

Grafic 3. Evoluția ratei anuale a inflației



În acest context, modelul estimat în lucrarea de față cuantifică impactul a trei tipuri de factori asupra dinamicii ratei anuale a inflației în România, respectiv șomajul ciclic (*proxy* pentru deficitul/excesul de cerere din economie, definit ca diferență între rata șomajului și NAIRU), prețul unor materii prime (agricole și petrol) și al bunurilor de import (pentru a ilustra influența ofertei) și inerția inflației, ce derivă din ipotezele privind existența unor anticipații adaptive ale agenților economici și a unei rigidități a prețurilor în general. Modelul include, de asemenea, variabile de tip *dummy*, pentru a izola impactul modificărilor operate la nivelul cotei TVA în anii 2010 și 2013.

În acest cadru, șomajul structural sau NAIRU este acea rată a șomajului care asigură un nivel stabil al inflației și reprezintă o măsură neobservabilă care se poate modifica în timp. Astfel, scăderea șomajului sub această rată semnalează apariția unui excedent de cerere care generează presiuni inflaționiste, în timp ce majorarea șomajului peste NAIRU reflectă existența unui deficit de cerere care acționează în sens dezinflaționist. Evoluția în timp a NAIRU este presupusă a fi una lină, ipoteză susținută la nivel teoretic de caracterul fundamental al factorilor care pot influența NAIRU, asociați neconcordanței dintre cererea și oferta de forță de muncă, generate de modificări structurale ale economiei (de ordin demografic sau tehnologic, de exemplu). În acest sens, includerea explicită a șocurilor de ofertă joacă un rol esențial, în condițiile în care, datorită încorporării acestora, modelul surprinde mai bine dinamica prețurilor în economie și, în același timp, asigură o traiectorie mai puțin volatilă a NAIRU, ce corespunde astfel conceptului de rată naturală a șomajului.

Estimarea modelului a fost realizată cu ajutorul filtrului Kalman, considerat estimator optim pentru acest caz în literatura de specialitate. Tehnica econometrică presupune existența a două ecuații: cea a observațiilor, respectiv ecuația (3) care ilustrează dinamica inflației în funcție de factorii prezentați anterior, și cea de tranziție, ecuația (4), care descrie evoluția NAIRU (numit și variabilă de stare) pe baza unui proces de tip *random walk*, a cărui volatilitate a fost impusă *a priori* a fi mai scăzută comparativ cu cea a inflației, prin introducerea unei restricții de tip *signal-to-noise ratio* ($\sigma_v^2/\sigma_\varepsilon^2$), Gordon (1997), OCDE, CE³.

$$\Delta\pi_t = \alpha(L)\Delta\pi_{t-1} + \beta(u_t - u_t^*) + \gamma(L)\Delta z_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$u_t^* = u_{t-1}^* + v_t \quad (4)$$

$\Delta\pi_t$ – modificarea ratei anuale a inflației (CORE2 ajustat, IPC, IAPC);

$(u_t - u_t^*)$ – șomajul ciclic (*gap*-ul de șomaj);

u_t^* – rata naturală a șomajului (NAIRU sau șomajul structural);

Δz_t – șocuri explicite de ofertă;

$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$, $v_t \sim N(0, \sigma_v^2)$, iar $cov(\varepsilon_t, v_t) = 0$.

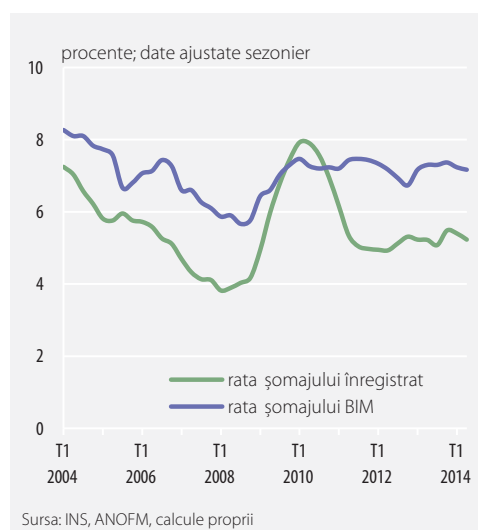
Descrierea datelor

Rata șomajului (u_t). În România, pentru măsurarea șomajului sunt disponibili doi indicatori: rata șomajului calculată conform metodologiei Biroului Internațional al Muncii (BIM) și rata șomajului înregistrat, determinată de Agenția Națională de

Ocupare a Forței de Muncă (ANOFM).

Diferența esențială dintre cele două rate este dată de faptul că prima măsură include în categoria șomerilor persoanele care au căutat în mod activ un loc de muncă în ultimele patru săptămâni, în timp ce rata șomajului înregistrat ia în calcul doar acele persoane care figurează ca șomeri în evidențele ANOFM.

Grafic 4. Rata șomajului în România



Analiza în timp a evoluției celor două măsuri sugerează însă tendințe ușor diferite. Astfel, după cum se poate observa în Graficul 4, în perioada 2010 – 2011, deși rata șomajului BIM s-a menținut relativ stabilă, cea

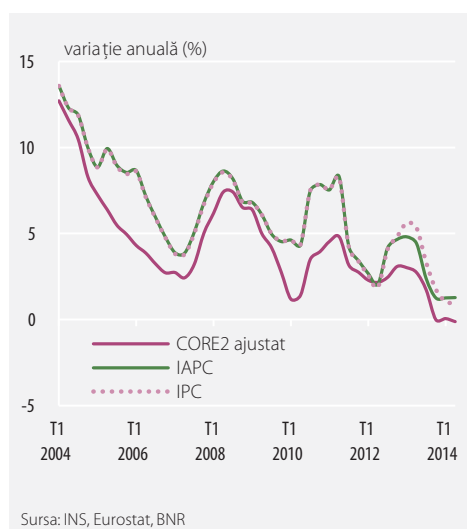
³ Detalii privind tehnica de estimare sunt prezentate în Anexa 1.

aferentă șomajului înregistrat s-a redus semnificativ, cu aproape 3 puncte procentuale. Evoluția se datorează unei modificări legislative pe piața muncii, intrate în vigoare în anul 2011, care prevedea pierderea indemnizației de șomaj în cazul persoanelor care au refuzat un loc de muncă oferit, compatibil cu nivelul pregătirii.

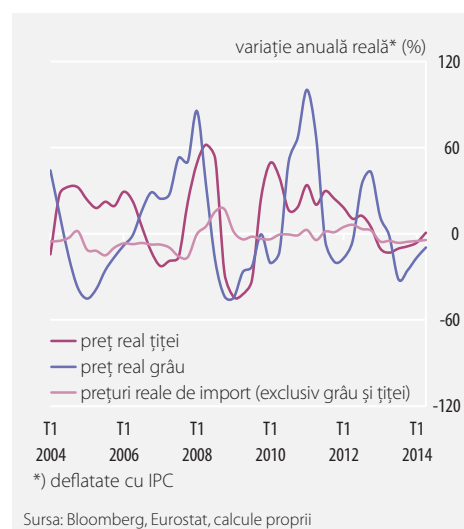
Prin urmare, aceste persoane au fost eliminate din evidențele ANOFM, pe măsură ce nu și-au exprimat interesul de a fi înregistrate drept șomeri neindemnizați, determinând astfel o scădere a ratei șomajului, fără a avea legătură însă cu o îmbunătățire a situației acestor persoane. În condițiile în care traiectoria ratei șomajului BIM pare a surprinde mai bine evoluțiile reale pe piața muncii, în estimări am folosit această măsură pentru determinarea șomajului structural, fiind asigurată astfel și comparabilitatea rezultatelor obținute cu estimările aferente altor state.

Rata inflației ($\Delta\pi_t$). În această lucrare, am utilizat pentru rata inflației trei măsuri diferite, în funcție de indicele de preț ales (Grafic 5). Prima dintre acestea, dinamica anuală a CORE2 ajustat, are avantajul că exclude componentele exogene (prețuri volatile, administrate, dar și cele puternic influențate de politica accizelor), reflectând astfel mai bine influența factorilor de natura cererii. De asemenea, am inclus în analiză și rata anuală a inflației IPC, aceasta fiind indicatorul de referință în formularea obiectivului de politică monetară. Cea de-a treia măsură se referă la variația anuală a indicelui armonizat al prețurilor de consum (IAPC), relevantă din perspectiva evaluării convergenței economiei românești, care asigură în plus și comparabilitatea estimărilor noastre cu rezultatele obținute de diferite instituții internaționale.

Grafic 5. Măsuri ale inflației



Grafic 6. Prețurile materiilor prime și ale bunurilor de import



Șocurile de ofertă (Δz_t). Ca factori explicativi reprezentativi pentru evoluția inflației au fost utilizate dinamica anuală reală a cotației țigăiului și a grâului (*proxy* pentru prețurile materiilor prime energetice, respectiv agricole) exprimate în lei, precum și cea aferentă prețurilor de import, exclusiv cele două componente menționate anterior (Grafic 6).

Estimările au fost realizate pe baza unor date cu frecvență trimestrială, aferente perioadei T1 2004 – T2 2014.

4. Rezultatele obținute

Indiferent de măsura utilizată pentru a descrie evoluția prețurilor de consum (IPC, IAPC sau CORE2 ajustat), rezultatele noastre validează empiric existența unei relații inverse între *gap*-ul de șomaj și dinamica ratei anuale a inflației în România (Tabel 1). Valoarea negativă estimată pentru coeficientul deviației șomajului de la rata sa naturală este semnificativă din punct de vedere statistic și se situează la circa -0,7.

| Tabel 1. Coeficienții estimați ai modelului | | | | |
|--|--|--------------------|----------|-----------|
| Variabila dependentă | | KF (CORE2 ajustat) | KF (IPC) | KF (IAPC) |
| | | $\Delta\pi_t$ | | |
| $\Delta\pi_{t-i}$ | Δ Rata inflației _{t-1} | -0,26* | | |
| | Δ Rata inflației _{t-4} | | -0,39*** | -0,37*** |
| $u_t - u_t^*$ | Deviație șomaj | -0,75*** | -0,7*** | -0,66*** |
| | Δ Preț grâu _t | 0,02*** | 0,01* | 0,01* |
| Δz_t | Δ Preț petrol _t | | 0,01** | 0,01** |
| | Δ Preț petrol _{t-2} | 0,01** | | |
| | Δ Preț importuri _t | | -0,04** | |
| | Δ Preț importuri _{t-2} | | 0,06*** | 0,06** |
| | <i>dummy</i> T3 2010 | 1,66* | 3,14* | 3,13 |
| | <i>dummy</i> T3 2011 | -1,16** | -2,43* | -2,51 |
| | <i>dummy</i> T4 2013 | -1,27* | | |
| <i>signal-to-noise ratio</i> | 0,16 | 0,16 | 0,16 | |
| perioada estimării | T1 2004 – T2 2014 | | | |
| <i>Log Likelihood</i> | -26,10 | -43,08 | -53,36 | |
| Notă: *, ** și *** coeficientul este semnificativ statistic pentru un nivel de încredere de 90%, 95%, 99%. | | | | |
| Sursa: estimări proprii | | | | |

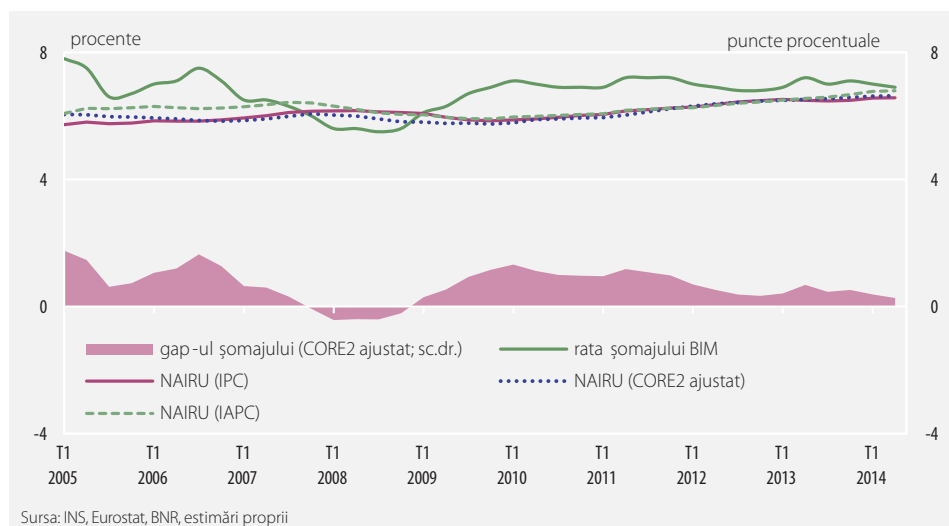
Modelul relevă, de asemenea, un impact relativ pronunțat al factorilor de natura ofertei asupra variației ratei anuale a inflației IPC, o majorare cu 10 la sută a prețului materiilor prime agricole sau al țigeteiului determinând, *caeteris paribus*, o creștere a acesteia cu aproximativ 0,1-0,2 puncte procentuale în primul trimestru de la manifestarea șocului. Transmisia este mai lentă în cazul celorlalte prețuri de import.

4.1. NAIRU VARIABIL ÎN TIMP

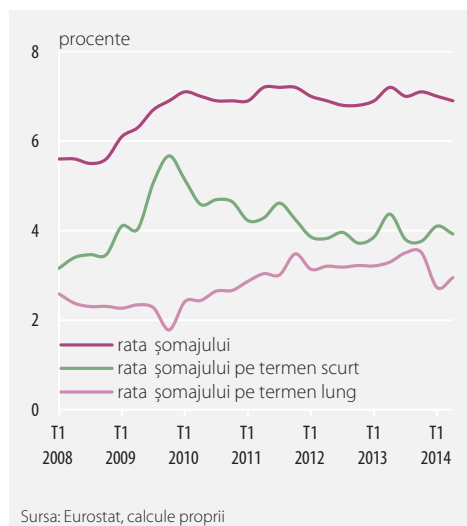
Estimările privind evoluția șomajului structural, obținute pe baza celor trei modele, indică valori apropiate și traiectorii similare ale NAIRU, fapt care reflectă și robustețea rezultatelor (Grafic 7). De altfel, aceasta este confirmată și de modificarea nematerială a coeficienților obținuți, odată cu schimbarea specificației (Tabel 1).

Analiza evoluției în timp a ratei naturale a șomajului relevă plasarea acesteia în intervalul 2005-2010 în jurul valorii de 6,0 la sută⁴. Ulterior însă, aceasta s-a înscris pe o traiectorie ascendentă, urcând până la circa 6,5 la sută în T2 2014. În aceste condiții, deficitul de cerere care a caracterizat economia românească în perioada ulterioară declanșării crizei, reflectat de creșterea ratei șomajului peste NAIRU, a susținut reducerea inflației, dar în vizibilă atenuare spre finele perioadei.

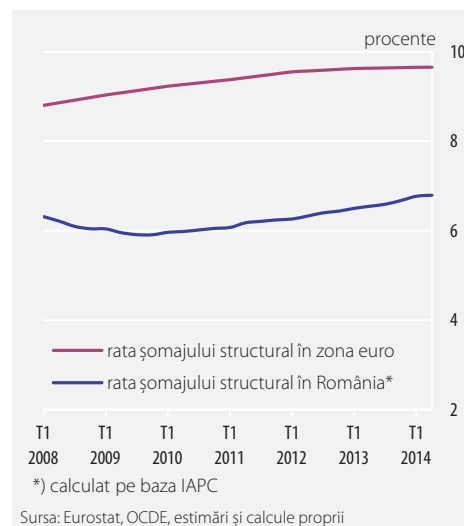
Grafic 7. Estimarea NAIRU și a *gap*-ului de șomaj



Grafic 8. Efectul de histerezis



Grafic 9. Șomajul structural



Tendința de extindere a șomajului structural este similară celei a șomajului pe termen lung (Grafic 8), sugerând astfel manifestarea unui „efect de histerezis”. Acesta poate avea la bază o depreciere treptată a capitalului uman în situația în care o persoană se află în căutarea unui loc de muncă pe o perioadă mai îndelungată, șansele acesteia

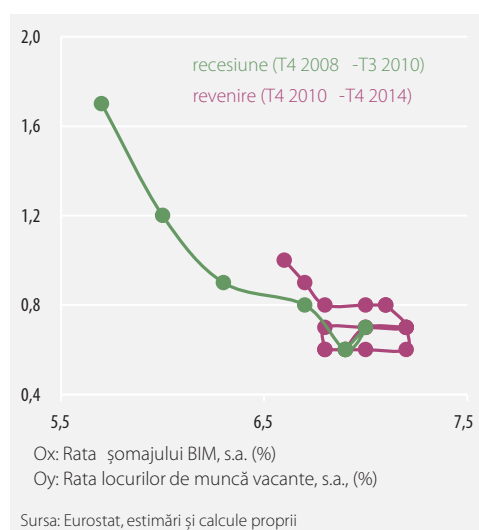
⁴ În Graficul 7 sunt ilustrate valorile *smoothed* pentru NAIRU, întrucât aceste estimări încorporează tot setul de informații disponibile (detalii în Anexa 1).

de a se reintegra pe piața muncii scăzând odată cu trecerea timpului (Ball, 2009). Mai mult, există evidențe empirice care indică faptul că acest „efect de histerizis” s-a manifestat inclusiv la nivel european, fiind amplificat de restrângerea puternică a activității economice în sectorul construcțiilor, în condițiile în care cunoștințele angajaților din această ramură nu sunt ușor transferabile către alte domenii (Grafic 9). În acest sens, estimările realizate de instituții precum OCDE, FMI și CE arată o majorare a șomajului structural în medie cu 1 punct procentual în zona euro în perioada 2008 – 2013, în principal ca urmare a creșterii neconcordanței dintre cererea și oferta de forță de muncă din perspectiva nivelului de pregătire.

Curba Beveridge – o abordare complementară asupra șomajului structural

O metodă alternativă pentru evaluarea șomajului structural este oferită de curba Beveridge, care arată relația dintre cererea de forță de muncă, aproximată prin rata locurilor de muncă vacante și oferta disponibilă, ilustrată de rata șomajului. Mișcările de-a lungul curbei reflectă, în general, influențele ciclului economic, atunci când rata șomajului și cea a locurilor de muncă vacante evoluează în sens contrar, în timp ce

Grafic 10. Curba Beveridge



schimbările de pantă pot fi generate de factori structurali. Astfel, o eficiență sporită în procesul de identificare a candidatului, respectiv a locului de muncă potrivit (*search&matching*), determină o modificare a pantei curbei Beveridge spre interior, în timp ce creșterea simultană a celor doi indicatori arată că procesul devine mai ineficient, iar curba își modifică panta spre exterior.

Traectoria curbei Beveridge în România (Grafic 10) reflectă recesiunea din perioada 2009 - 2010, interval în care rata șomajului a crescut, concomitent cu reducerea ratei locurilor de muncă vacante.

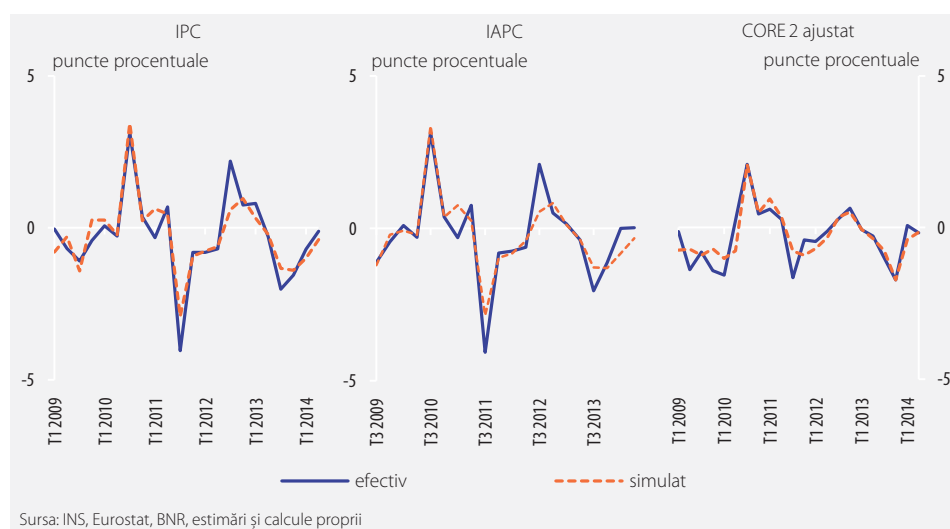
Începând cu anul 2011 însă, schimbările de pantă spre exterior indică o ineficiență mai ridicată a procesului de *search&matching* și, prin urmare, o creștere a șomajului structural. În aceste condiții, la aceeași rată a locurilor de muncă vacante, rata șomajului este în medie cu 0,3 puncte procentuale mai mare în anul 2014 comparativ cu 2009.

Estimarea nivelului de echilibru al șomajului folosind curba Beveridge rămâne însă, deocamdată, o temă viitoare de cercetare, dat fiind eșantionul redus de date privind rata locurilor de muncă vacante (disponibil începând cu anul 2008).

4.2. PERFORMANȚA MODELULUI ÎN A SURPRINDE DINAMICA INFLAȚIEI

Pentru evaluarea rezultatelor obținute, Gordon (1997, 2013) compară evoluția efectivă a prețurilor în economie și cea simulată pe baza modelului estimat. Un astfel de exercițiu a fost realizat și în lucrarea de față, Graficul 11 ilustrând variația efectivă a ratei anuale a inflației, determinate pe baza celor trei indici de preț, precum și pe cea generată prin intermediul tehnicii simulării dinamice pornind de la modelul triunghiular⁵. După cum se poate observa, diferențele dintre cele două dinamici ale inflației efective și estimate pentru IPC, IAPC și CORE2 ajustat nu sunt semnificative.

Grafic 11. Simularea dinamicii ratei anuale a inflației



În plus, pe lângă analiza vizuală care confirmă capacitatea modelelor de a surprinde evoluția inflației, nivelul rădăcinii erorii pătratice medii pe eșantion indică o performanță relativ ridicată a celor trei modele (circa 0,5 puncte) și se apropie de rezultatele obținute în studii similare (Gordon, 2013).

Tabel 2. Rădăcina pătratică a erorii medii pe eșantion

| IPC | IAPC | CORE2 ajustat |
|------|------|---------------|
| 0,56 | 0,58 | 0,44 |

Sursa: estimări proprii

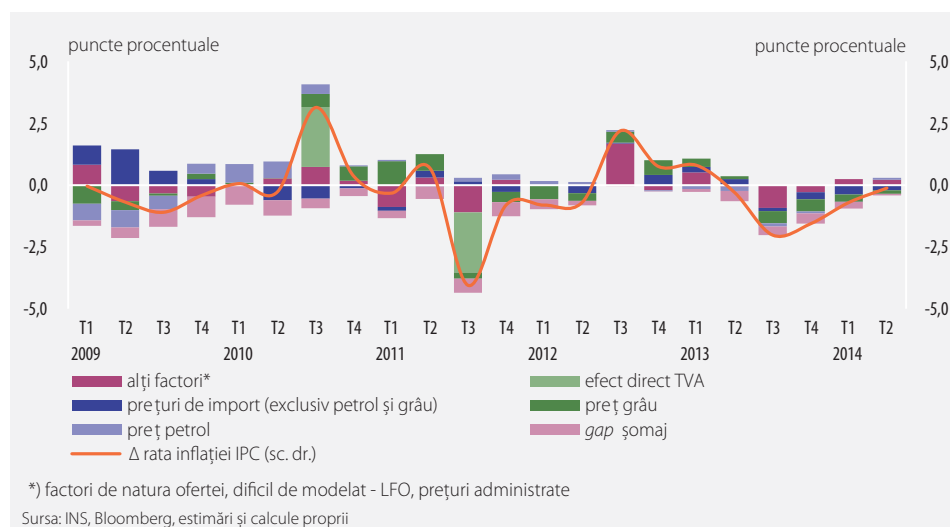
⁵ Metoda este prezentată în Anexa 3.

5. Determinanții inflației

În pofida volatilității induse de manifestarea unor șocuri de ofertă la nivelul prețurilor materiilor prime (agricole și țigeti), alături de cele aferente măsurilor fiscale (în principal modificări operate la nivelul cotei TVA, precum creșterea generalizată a cotei standard în luna iulie 2010 de la 19 la sută la 24 la sută, urmată de o diminuare a acesteia la 9 la sută pentru pâine și unele produse de franzelărie în septembrie 2013), rata inflației a scăzut gradual în intervalul T1 2009 – T2 2014.

Graficul 12 ilustrează contribuțiile factorilor de influență la modificarea ratei anuale a inflației IPC, determinate pe baza tehnicii simulării dinamice. Astfel, se observă că deficitul de cerere care a caracterizat economia românească ulterior declanșării crizei financiare internaționale, ilustrat de *gap*-ul pozitiv al șomajului (creșterea ratei șomajului peste nivelul NAIRU), a susținut scăderea inflației, deși în ultima parte a perioadei analizate contribuția acestuia a fost mai redusă, atât ca urmare a îmbunătățirii poziției ciclice a economiei, cât și a majorării șomajului structural.

Grafic 12. Contribuții la dinamica ratei anuale a inflației IPC



Procesul dezinflaționist a fost întrerupt temporar în perioadele S2 2010 – S1 2011, respectiv S2 2012 – S1 2013. Dincolo de efectul direct al majorării cotei TVA (contribuție de aproximativ 2,4 puncte procentuale la variația ratei anuale în T3 2010, care s-a disipat ulterior), aceste episoade se datorează și unor contracții semnificative ale producției agricole (inclusiv la nivel mondial), care au determinat creșteri importante ale prețurilor de consum, în condițiile în care mărfurile alimentare reprezintă aproximativ o treime din coșul de consum al populației. Șocurile de acest tip au fost resimțite imediat și puternic la nivelul prețurilor volatile (legume, fructe), în timp ce în cazul prețurilor alimentelor procesate transmisia s-a realizat treptat. De asemenea, creșterea prețului petrolului pe piețele internaționale în a doua jumătate a anului 2010, pe fondul expansiunii cererii globale, în special din partea economiilor emergente, s-a transmis direct, rapid și puternic în inflația din România prin intermediul prețurilor carburanților, dar și indirect, însă mai lent și cu un impact mai redus, prin intermediul costurilor de producție, inclusiv al

celor de transport ale agenților economici. În ambele cazuri însă, transmisia unei creșteri a prețului materiei prime de-a lungul lanțului de producție se realizează mai rapid și mai amplu în cazul șocului advers, Militaru (2014), Raportul asupra inflației (februarie 2015).

În plus, un aport important la dinamica prețurilor de consum a revenit în perioada analizată și evoluției prețurilor de import (exclusiv materii prime agricole și țigăi) – dacă la debutul crizei deprecierea monedei naționale a pus presiune asupra creșterii prețurilor interne, ulterior, deficitul de cerere al economiei europene, amplificat de izbucnirea crizei datoriilor suverane, s-a transmis într-o inflație mai redusă la nivelul zonei euro, resimțită parțial și în România pe canalul prețurilor de import.

6. Creșterea șomajului structural

Extinderea șomajului structural în România începând cu anul 2011, sugerată și de creșterea șomajului pe termen lung, reflectă probabil „efectul de histerezis”, însă mecanismul exact prin care acesta se manifestă în economie nu este pe deplin clarificat în literatura de specialitate. Cea mai frecventă explicație rezidă în deprecierea capitalului uman ce apare atunci când șomerii își caută un loc de muncă pe o perioadă îndelungată, făcându-i astfel mai puțin atractivi din perspectiva angajatorilor (Ball, 2009).

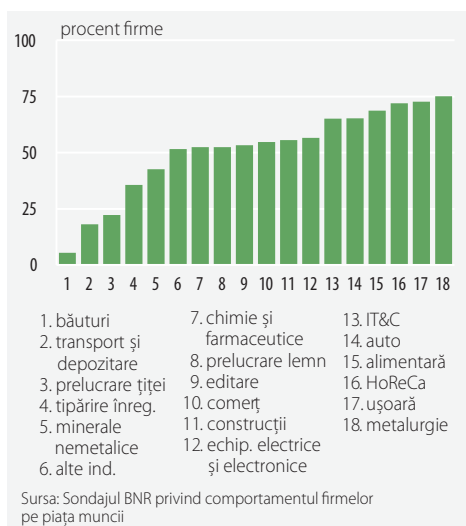
De asemenea, majorarea șomajului structural este indicată și de schimbările de pantă ale curbei Beveridge, care reflectă o corelație redusă între cererea și oferta de forță de muncă (*skill mismatch*). În același timp, capacitatea economiei de a crea locuri de muncă a fost mai redusă în perioada ulterioară crizei, sub impactul restrictiv al caracteristicilor instituționale ale pieței muncii, precum politica salariului minim sau gradul de acoperire cu contracte colective, dar și al reorientării activității economice către ramuri cu o înzestrare tehnologică superioară. În plus, un rol important îl au și factorii demografici, migrația sau îmbătrânirea populației, de exemplu, diminuând șansele de a găsi candidați potriviți.

Skill mismatch

Pierderea unui număr important de slujbe în perioada 2009-2011, circa 700 de mii, a fost localizată în sectoare care dețin ponderi ridicate ale muncitorilor necalificați, respectiv în industrie (jumătate) și construcții. Ulterior, redresarea situației locurilor de muncă s-a realizat lent, numai jumătate din pierdere fiind recuperată până la finele anului 2014, procesul fiind îngreunat de neconcordanța ridicată între competențele solicitate de companii și cele oferite de candidații potențiali. Aceasta a fost determinată, pe de o parte, de nivelul redus de transferabilitate către alte domenii a cunoștințelor angajaților din construcții, sector a cărui activitate s-a contractat după declanșarea crizei, iar pe de altă parte, de dezvoltarea industriei auto și a serviciilor IT&C, ramuri mai competitive în care sunt solicitate abilități specifice. Prin urmare, cererea pentru specialiști în aceste

două sectoare a crescut (programatori, ingineri), angajatorii declarând însă că se confruntă cu dificultăți în găsirea de personal calificat (Grafic 13)⁶.

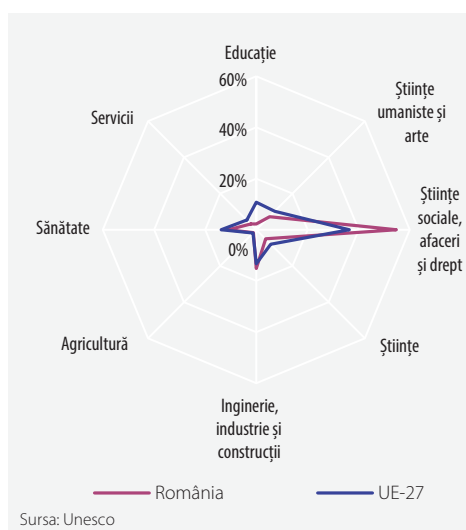
Grafic 13. Obstacole în calea creării de locuri de muncă – insuficient personal calificat



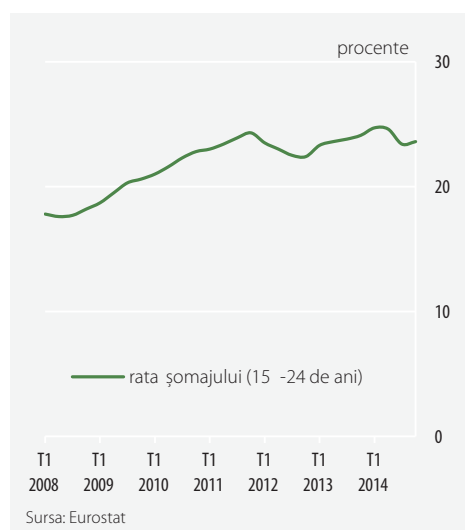
De asemenea, această problemă este vizibilă și în cazul persoanelor cu un nivel mediu de pregătire. Astfel, firmele din industria alimentară și ușoară (care dețin cumulativ aproximativ un sfert din producția industriei prelucrătoare), dar și cele care prestează servicii în domeniul hotelurilor și al restaurantelor au indicat dificultăți mai accentuate în găsirea de personal cu o pregătire adecvată.

Pe ansamblu, peste jumătate dintre companiile care activează în mediul privat românesc consideră că unul dintre cele mai importante obstacole în angajare este reprezentat de insuficiența personalului calificat.

Grafic 14. Absolvenți de studii superioare



Grafic 15. Rata șomajului în rândul tinerilor



Totodată, deficiențe majore sunt identificate și din perspectiva capacității sistemului educațional de a genera personal cu o pregătire corespunzătoare. Pe de o parte, testele internaționale plasează nivelul general de cunoștințe al elevilor români semnificativ sub media OCDE, rezultatul datorându-se unei rate ridicate a abandonului școlar și preferinței foarte scăzute a absolvenților de a urma o carieră în învățământ⁷ care, mai departe, conduce la acumularea unui deficit de personal

⁶ Datele referitoare la comportamentul agenților economici pe piața muncii au la bază un sondaj realizat de BNR în anul 2014, ale cărui rezultate au fost prezentate cu ocazia desfășurării celei de-a VIII-a ediții a Colocviilor de Politică Monetară, în lucrarea "Tendințe comportamentale pe piața muncii – o perspectivă microeconomică", Iordache, Militaru, Pandioniu (2015).

⁷ Numai 2 la sută dintre absolvenți se orientează către o carieră în învățământ, comparativ cu 10 la sută în cadrul UE.

didactic în mediile dezavantajate socio-economic. Pe de altă parte, preferința studenților români pentru științele sociale (mai mult de jumătate, cu 18 puncte procentuale peste media UE-27), în detrimentul celor exacte, și reducerea excesivă a învățământului profesional fac necesare politici active de orientare a tinerilor spre domenii care prezintă interes pentru economie (Grafic 14). Prin urmare, dificultatea tinerilor de a se angaja se reflectă în rata foarte ridicată a șomajului în cazul acestei grupe de vârstă, indiferent de nivelul de pregătire (Grafic 15).

Caracteristicile instituționale ale pieței muncii

Un rol în inhibarea creării de locuri de muncă a revenit și unor factori instituționali, precum impozitarea muncii, politica salariului minim sau existența contractelor colective de muncă. Astfel, potrivit sondajului pe piața muncii realizat de BNR în anul 2014, pentru 75 la sută dintre firmele care activează în mediul privat impozitarea ridicată a muncii constituie cea mai importantă barieră pentru realizarea de noi angajări. Mai mult, acestea sunt limitate și de impactul creșterii accelerate a salariului minim brut pe economie din ultimii doi ani, în contextul în care câștigurile de productivitate din ultimii ani au fost inferioare celor aferente salariilor (BNR, Raportul asupra inflației, mai 2015). Presiuni asupra recrutărilor exercită și prezența unei rigidități reale a salariilor relativ ridicate (circa 32 la sută dintre companii au declarat că au indexat salariile cu inflația în perioada 2010-2013), în contextul utilizării pe scară largă a contractelor colective de muncă – în România, aproximativ 60 la sută dintre companiile private aplică un astfel de contract, reprezentând, de altfel, principala cauză a rigidității reale a salariilor, Lordache, Militaru și Pandioniu (2015).

Factori demografici

Suplimentar factorilor calitativi ai ofertei de forță de muncă detaliați mai sus, nivelul de necorelare dintre cerințele solicitate de angajatori și abilitățile potențialilor angajați este și rezultatul unor modificări demografice. În acest sens, o contribuție negativă a revenit îmbătrânirii populației, ponderea persoanelor cu vârsta sub 40 de ani în totalul populației continuând să se reducă în ultimii ani (de la mai mult de jumătate înainte de anul 2008 la circa 45 la sută în 2014), concomitent cu o scădere a natalității.

7. Stabilitatea relației dintre inflație și șomaj

Încă de la observarea existenței unei corelații negative între inflație și șomaj de către Phillips, studiile empirice au arătat că relația dintre cei doi indicatori este una neliniară, intensitatea acesteia variind sub influența schimbărilor din mediul economic. Această caracteristică a curbei Phillips a fost readusă în atenția economiștilor ulterior declanșării crizei, în contextul în care economiile au consemnat pierderi însemnate în

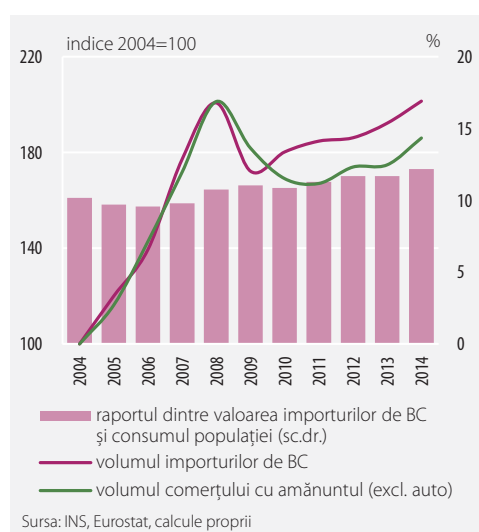
termeni de locuri de muncă, însoțite de persistența unor rate pozitive ale inflației. Pe de o parte, ipoteza unei reduceri a *trade-off*-ului dintre inflație și șomaj este susținută de faptul că, odată cu intensificarea fenomenului globalizării, politica de preț a companiilor depinde într-o măsură mai mare de factorii externi. Pe de altă parte însă, această slăbire este posibil să fie doar un fenomen temporar, caracteristic perioadelor cu rate ridicate ale șomajului, sub impactul manifestării rigidităților salariale.

În condițiile unei rigidități salariale relativ ridicate observate în România, este posibil ca o aplatizare temporară a curbei Phillips să fi caracterizat și economia autohtonă în perioada postcriză, marcată de condiții dificile pe piața muncii. De asemenea, nu putem ignora efectele creșterii expunerii agenților economici la evoluțiile externe, odată cu integrarea în UE și în contextul globalizării, care au potențialul de a fi generat modificări de natură structurală la nivelul relației.

Cum se reflectă globalizarea în dinamica prețurilor interne?

Influența globalizării asupra pantei curbei Phillips a fost ilustrată încă din anul 2006 de FMI într-un studiu prin care se demonstrează empiric că prețurile interne încep să reacționeze mai mult la fluctuațiile externe, în condițiile în care creșterea gradului de deschidere a economiei amplifică impactul prețurilor de import. Rezultate similare obțin și Benigno și Faia (2010), aceștia arătând că majorarea ponderii bunurilor importate în coșul de consum generează automat o creștere a magnitudinii transmisiei modificărilor cursului de schimb în prețurile interne. Dincolo de influența prețurilor de import, pentru economiile dezvoltate (inclusiv zona euro), Borio și Filardo (2007) ilustrează că simpla introducere a unui *proxy* pentru deficitul de cerere la nivel mondial în estimarea curbei Phillips îmbunătățește considerabil capacitatea acesteia de a descrie evoluția inflației.

Grafic 16. Importurile de bunuri de consum (BC) și cererea internă



Deși gradul de deschidere a economiei românești rămâne inferior mediei UE, în ultimii ani s-a remarcat o accentuare a schimburilor comerciale internaționale, astfel încât în anul 2014 deschiderea economiei se situa cu 10 la sută peste nivelul atins în anul 2007, ajungând la circa 82 la sută. În același timp, se remarcă o tendință de creștere a importanței bunurilor importate în consumul final, relevată și de dinamica mult mai alertă a importurilor de bunuri de consum, comparativ cu evoluția comerțului interior (Grafic 16).

Importanța influențelor externe în stabilirea prețurilor interne în România este susținută empiric de studii și analize

recente care pun în evidență transmisia integrală și rapidă a cotațiilor internaționale ale unor materii prime importante (agricole, țigăi) în cele interne (Militaru, 2014);

BNR - Raportul asupra inflației, februarie 2015), costul cu materia primă fiind cel mai important factor identificat de companii în decizia de modificare a prețurilor, lordache și Pandioniu (2014). Dacă în cazul țiteiului o explicație rezidă în statutul României de importator net de petrol brut, în cazul materiilor prime agricole, unde România este exportator net, prețul final este impus de *trader*-ii internaționali de cereale unui număr ridicat de fermieri. Acest ultim element este cu atât mai relevant în contextul în care mărfurile alimentare reprezintă circa jumătate din coșul de consum, iar transmisia modificării costurilor cu materia primă agricolă în prețul alimentelor procesate se realizează neliniar, mai rapid și mai amplu în cazul șocurilor adverse, Militaru (2014).

Ideea unei expunerii diferite a bunurilor la tendințele externe a fost studiată de Chmielewski și Kot (2006), care au arătat printr-un simplu exercițiu empiric pentru economia poloneză că, dacă într-o primă instanță relația dintre inflația de bază și măsura lor pentru deficitul de cerere agregată pare a fi ne semnificativă statistic, excluderea din coșul de consum a unor bunuri tranzacționabile, puternic corelate cu prețurile externe, conduce la o întărire semnificativă a acesteia. Ulterior, Halka și Kotlowski (2013) dezvoltă această idee și identifică o serie de produse incluse în coșul de consum care reacționează mai degrabă la evoluțiile externe decât la condițiile economice interne. Printre acestea se numără mărfuri alimentare, precum laptele și produsele lactate și uleiurile vegetale afectate de Politica Agricolă Comună și o serie de bunuri durabile (electrocasnice și autovehicule) și semi-durabile (îmbrăcăminte, încălțăminte și cărți, printre altele).

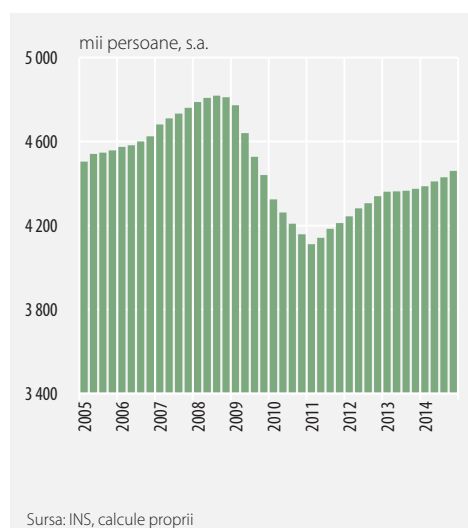
Un alt canal de transmisie a efectelor globalizării se referă la impactul creșterii concurenței asupra modificării structurii economiei. În acest sens, un studiu realizat recent de Guilloux-Nefussi (2015) arată că, în contextul globalizării, concurența mai puternică pe piața internă favorizează o concentrare a distribuției firmelor în jurul celor mai mari și mai productive, care au însă tendința de a fi mai rigide în modificarea prețurilor, transferând cu un decalaj și chiar într-o proporție mai mică majorări ale costului marginal în prețul final, pentru a-și apăra cota de piață. În cazul României, cvasitotalitatea firmelor resimt o concurență puternică, iar firmele mari sunt într-adevăr pronunțat mai rigide în decizia de modificare a prețurilor, lordache, Pandioniu (2014). Totuși, izolarea influențelor externe în acest proces rămâne o temă deschisă de cercetare.

Rolul rigidităților salariilor

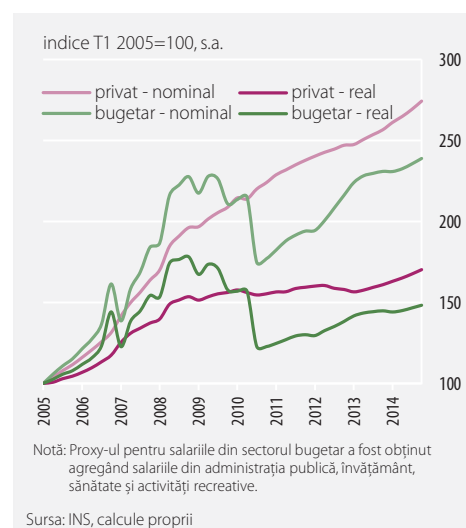
Un alt factor important care poate determina o modificare a pantei curbei Phillips este legat de rigiditățile salariale. Astfel, așa cum arătase și Phillips (1958), dacă salariile nominale sunt rigide la scădere, relația dintre inflație și șomaj devine neliniară – prețurile cresc încet și moderat în perioadele cu deficit de cerere, dar se majorează rapid și amplu în perioadele caracterizate de un excedent. În acest sens, Meier (2010) și Yellen (2012) afirmă că slăbirea relației dintre inflație și șomaj de la debutul crizei poate avea la bază presiuni venite din partea rigidității la scădere a salariului nominal, care au împiedicat reducerea costurilor unitare reale cu forța de muncă într-un mediu economic caracterizat de o inflație redusă și au crescut semnificativ probabilitatea ajustării pieței muncii prin restrângerea schemei de personal.

În România, efectivul salariaților a scăzut cu peste 10 la sută în perioada ulterioară declanșării crizei, timp în care câștigul salarial mediu brut pe economie, atât nominal, cât și real, s-a menținut pe un trend ascendent – cu excepția unei reduceri a salariilor în sectorul bugetar cu 25 la sută în anul 2010, ca urmare a implementării unor serii de măsuri fiscale necesare în vederea restabilirii echilibrului bugetului de stat (Graficele 17 și 18).

Grafic 17. Efectivul salariaților în economie



Grafic 18. Câștigul salarial mediu brut pe economie



Dincolo de manifestarea unor efecte de compoziție la nivelul salariului mediu, în condițiile în care disponibilizările în perioada crizei au fost concentrate în sectoare economice cu o pondere mai mare a angajaților cu un nivel redus de pregătire și deci cu salarii mai mici, o analiză recentă fundamentată din punct de vedere microeconomic relevă faptul că rigiditatea la scădere a salariului nominal a jucat un rol important în explicarea evoluțiilor pe piața muncii, lordache, Militaru și Pandioniu (2015). Conform studiului menționat, rolul rigidității este cu atât mai important, cu cât în intervalul 2010 – 2013, 18 la sută dintre companii au înghețat salariile de bază (*proxy* pentru rigiditatea la scădere a salariului nominal), ceea ce a condus la o creștere a probabilității firmei de a reduce numărul de angajați prin concedieri individuale și/sau colective.

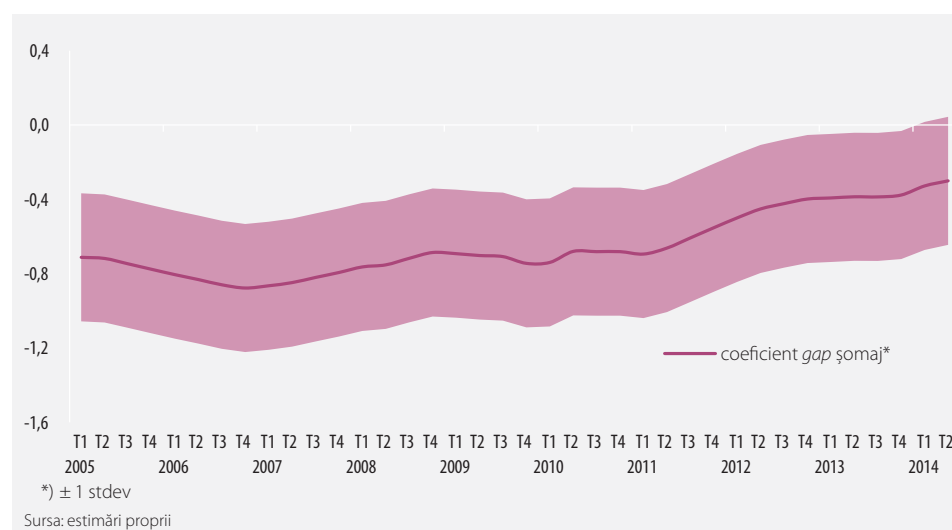
Exercițiu empiric

După cum am putut observa în secțiunea (5), contribuția deficitului de cerere la evoluția inflației în România s-a diminuat în ultima perioadă, nu doar datorită scăderii ratei șomajului, ci și creșterii șomajului structural. Cu toate că extinderea acestuia din urmă este relevantă atât de estimările econometrice, cât și de alți indicatori (șomajul pe termen lung, curba Beveridge), nu putem ignora faptul că este posibil să fi avut loc și o slăbire a relației dintre inflație și șomaj, odată cu creșterea importanței influențelor externe în politica de preț a companiilor, dar și pe fondul manifestării unei rigidități relativ ridicate a salariilor în perioada postcriză.

În acest context, ne-am propus să realizăm un simplu exercițiu empiric care să ne permită să evaluăm dacă în perioada analizată există indicii privind o modificare a pantei curbei Phillips. În acest scop, am încorporat explicit în modelul nostru o formă de variabilitate în timp a coeficienților, pornind de la asumptia că aceștia, similar NAIRU, urmează un proces aleator de tip *random walk*. Având în vedere că introducerea coeficienților variabili generează neliniarități la nivelul curbei Phillips, pentru estimarea modelului am utilizat de această dată o versiune extinsă a filtrului Kalman⁸, similar abordării utilizate într-un studiu recent al FMI, Matheson și Stavrev (2013). Precizăm însă că acesta este un demers preliminar, studiarea modificării în timp a relației necesitănd o dimensiune mai ridicată a eșantionului de date, care deocamdată acoperă un singur ciclu economic.

Graficul 19 ilustrează evoluția coeficientului *gap*-ului de șomaj în perioada 2005 T1–2014 T2 determinată cu ajutorul acestui model neliniar și arată că intensitatea legăturii dintre inflație și șomajul ciclic se modifică în timp. Estimările noastre indică faptul că începând cu anul 2007 apar primele semne privind o posibilă reducere a pantei curbei Phillips, iar ulterior anului 2010 tendința devine mai pronunțată.

Grafic 19. Panta curbei Phillips – CORE2 ajustat



Totuși, rămâne dificil de evaluat în ce măsură slăbirea relației dintre inflație și șomaj în perioada postcriză este rezultatul unor factori structurali cu o acțiune persistentă, precum globalizarea, sau al unor factori tranzitorii, de tipul rigidității salariilor care acționează în perioadele de recesiune și de revenire timpurie a economiei sau al conduitei politicii monetare, ale cărei efecte sunt condiționate de ancorarea fermă a anticipațiilor inflaționiste. În acest sens, așa cum observa și Stevens (2013), există posibilitatea ca această aplatizare a curbei Phillips să fie una temporară sau chiar să depindă într-o bună măsură de însăși credibilitatea băncii centrale de a-și atinge obiectivul de stabilitate a prețurilor.

⁸ Detalii în Anexa 2.

De asemenea, nu poate fi ignorat faptul că, în literatura de specialitate, estimările privind intensitatea acestei relații sunt sensibile atât la măsura aleasă pentru cuantificarea deficitului de cerere din economie, cât și la tehnica de estimare utilizată. Baxa, Plasil și Vasicek (2013) și BCE (2014, 2015) ilustrează existența în prezent a mai multor forme ale curbei Phillips. Fiecare dintre acestea reușește să explice într-o anumită măsură dinamica prețurilor în economie, însă niciuna nu are performanțe mai bune în mod sistematic. Astfel, aceștia recomandă o analiză mai cuprinzătoare în vederea fundamentării deciziilor de politică monetară, utilizarea unei singure specificații dovedindu-se insuficientă.

8. Concluzii

Criza economică și financiară a condus la o pierdere însemnată pe piața muncii din România (renunțarea la circa 700 de mii de angajați), interval în care inflația s-a menținut relativ ridicată. Ulterior, cu toate că economia a revenit la rate pozitive de creștere, recuperarea locurilor de muncă pierdute a fost lentă (doar jumătate până la finele anului 2014, comparativ cu recuperarea integrală în termeni de PIB), sugerând o posibilă extindere a șomajului structural. În contextul intensificării dezbaterii la nivel european și chiar global privind slăbirea influenței *gap*-ului de șomaj asupra dinamicii prețurilor ulterior crizei, cu referire directă la creșterea șomajului structural, ne-am propus în această lucrare nu doar să testăm validitatea și intensitatea relației dintre inflație și șomaj pentru cazul României, ci și să obținem o estimare a șomajului structural. Prin urmare, am optat pentru o formă redusă a curbei Phillips, estimată pe baza modelului propus de Gordon, un model de referință în estimarea șomajului structural, fiind utilizat de instituții internaționale precum OCDE, FMI sau CE. Specificația s-a dovedit potrivită pentru a surprinde dinamica inflației în România, întrucât include, pe lângă deviația șomajului de la rata sa naturală (ca măsură a poziției ciclice a economiei), așteptări adaptive ale agenților economici și șocuri explicite de ofertă. În estimare au fost utilizate trei măsuri ale inflației (IPC, IAPC, CORE2 ajustat), iar modelul a reușit să surprindă destul de precis evoluția prețurilor de consum în România.

Rezultatele noastre validează empiric relația dintre inflație și șomaj, coeficientul *gap*-ului de șomaj situându-se în jurul valorii de -0,7. Referitor la rata naturală a șomajului, estimările noastre indică o relativă stabilitate a acesteia în perioada precriză (în jurul a 6,0 la sută), urmată de o creștere în faza de revenire timpurie a ciclului economic, până la 6,5 la sută în anul 2014. Trajectoriile estimate pentru rata șomajului structural sunt apropiate, indiferent de indicele de preț ales. Cu toate că, în general, estimarea unor variabile neobservabile este supusă unui anumit grad de incertitudine, o tendință similară a șomajului structural este relevată și de majorarea șomajului pe termen lung, precum și de creșterea ineficienței în procesul de identificare a candidatului, respectiv a locului de muncă potrivit, reflectată de evoluția curbei Beveridge. Astfel, manifestarea unui „efect de histeresis” ulterior declanșării crizei, care a constat într-o depreciere a capitalului uman odată cu prelungirea perioadei în care persoanele afectate și-au păstrat statutul de șomeri, a făcut ca

aceștia să devină mai puțin atractivi pentru angajatori. În plus, redresarea economiei românești s-a realizat pe o structură mai competitivă și, prin urmare, companiile au devenit mai exigente în privința aptitudinilor candidaților. Din acest punct de vedere, au apărut neconcordanțe mai accentuate între cererea și oferta de forță de muncă în industria auto și în IT, unde circa 70 la sută dintre firme remarcă dificultatea de a găsi personal calificat corespunzător (potrivit unui sondaj pe piața muncii realizat de BNR în anul 2014), în condițiile în care oferta disponibilă nu corespunde cerințelor. Mai mult, această necorelare este amplificată de incapacitatea sistemului de educație de a genera personal cu o calificare adecvată necesităților economiei, reflectată într-o rată ridicată a șomajului în rândul tinerilor. De asemenea, dezvoltarea ramurilor cu o înzestrare tehnologică superioară, alături de acțiunea inhibitoare a unor factori instituționali, precum majorarea accelerată a salariului minim brut pe economie în ultimii doi ani, impozitarea ridicată a muncii și/sau existența contractelor colective (prin canalul rigidității reale a salariilor negociate), au condus la diminuarea capacității economiei de a crea locuri de muncă.

Creșterea șomajului structural poate reprezenta un element important în evaluarea poziției ciclice a economiei (relevant în procesul de elaborare a politicii monetare), în contextul în care persoanele rămase în căutarea unui loc de muncă, dar care nu au abilitățile căutate de companii, nu concurează de fapt pentru locurile de muncă existente. Prin urmare, aceste persoane nu pot influența procesul de stabilire a salariilor și, prin urmare, nici pe cel de stabilire a prețurilor.

O extindere a șomajului structural de la debutul crizei a fost observată inclusiv la nivel european, ceea ce atrage atenția asupra necesității implementării unor reforme structurale corective, reziliența economiilor europene la șocuri fiind un element fundamental în funcționarea zonei euro sau în perspectiva aderării la aceasta. În cazul României, posibile direcții de acțiune în vederea eficientizării procesului de *search&matching* vizează măsuri de reformare a sistemului de educație, politici active pe piața muncii, respectiv dezvoltarea unor programe de reîncadrare sau reorientare profesională corelate cu necesitățile economiei, precum și îmbunătățirea infrastructurii de transport, pentru a facilita accesul angajatorilor la posibii candidați.

Din perspectiva evoluției inflației, rata anuală de creștere a prețurilor de consum s-a menținut pe o traiectorie descendentă, cu excepția unor episoade temporare de creștere asociate șocurilor de ofertă. Procesul dezinflaționist a fost susținut în perioada de recesiune și revenire timpurie a economiei de majorarea și menținerea ulterioară a șomajului peste nivelul structural, influența *gap*-ului de șomaj diminuându-se însă în ultimii ani, inclusiv ca urmare a creșterii șomajului structural. Totuși, nu putem ignora faptul că este posibil să fi avut loc și o slăbire a relației dintre inflație și șomaj într-o perioadă caracterizată de condiții dificile pe piața muncii, neliniaritatea legăturii în funcție de poziția ciclică a economiei fiind observată empiric încă din anul 1958 de către Phillips. În plus, există unele evidențe empirice care sugerează o aplatizare a curbei Phillips, ca efect al globalizării. Prin urmare, pentru a testa această ipoteză am realizat un exercițiu empiric, încorporând în modelul utilizat de noi o formă de variabilitate în timp a coeficienților, cu precizarea că este vorba despre un demers preliminar, dat fiind eșantionul redus de date care acoperă doar un ciclu economic. Rezultatele oferă unele indicii privind diminuarea *trade-off*-ului pe termen scurt între inflație și șomaj în România, începând cu anul 2007, posibil în corelație cu

integrarea în Uniunea Europeană. Totuși, o evaluare completă a acestui fenomen ar trebui realizată pe parcursul mai multor cicluri economice. În acest sens, este dificilă separarea acțiunii persistente a unui factor structural precum globalizarea, care a determinat un răspuns mai pronunțat al prețurilor interne la evoluțiile internaționale, de efectele politicii monetare, condiționate de ancorarea anticipațiilor inflaționiste, sau de influența temporară a rigidităților la scădere a salariilor nominale. Acestea din urmă au reprezentat de altfel o barieră în calea reducerii costurilor unitare cu forța de muncă, amplificând ajustarea pieței muncii prin restrângerea schemei de personal.

Bibliografie

- Ball, L. M.,
Mankiw, G. N. *The NAIRU in Theory and Practice*, Journal of Economic Perspectives, 16 (4), pp. 115–136, 2002
- Ball, L. M. *Hysteresis in Unemployment: Old and New Evidence*, NBER Working Paper No. 14818, martie, 2009
- Banca Centrală Europeană *Euro Area Labour Markets and the Crisis, Structural Issues Report*, octombrie 2012
- Buletin lunar*, iulie, 2014
- Comparisons and Contrasts of the Impact of the Crisis on Euro Area Labour Markets*, ECB Occasional Paper Series No. 159, februarie, 2015
- Understanding Inflation Dynamics and Monetary Policy*, discurs susținut de Vitor Constancio cu ocazia simpozionului Jackson Hole Economic Policy, Federal Reserve Bank of Kansas City, august, 2015
- Banca Națională a României *Raport asupra inflației*, februarie, 2015
- Raport asupra inflației*, mai, 2015
- Baxa, J.,
Plasil, M.,
Vasicek, B. *Inflation and the Steeplechase Between Economic Activity Variables*, Czech National Bank Working Paper Series 15, decembrie, 2013
- Benigno, P.,
Faia, E. *Globalisation, Pass-through and Inflation Dynamic*, NBER Working Paper No. 15842, martie, 2010
- Bojeșteanu, E.,
Manu, A. S.,
Stanca R. *Așteptările inflaționiste ale consumatorilor: anticipative sau adaptive?*, ediția a IV-a a Colocviilor de politică monetară a BNR, iunie, 2011
- Borio, C.,
Filardo, A. *Globalisation and Inflation: New Cross-country Evidence on the Global Determinants of Domestic Inflation*, BIS Working Papers No. 227, mai, 2007
- Chmielewski, T.,
Kot, A. *Impact of Globalisation? Changes in the MTM in Poland*, MPRA Paper 8386, septembrie, 2006
- Diamond, P. *Wage Determination and Efficiency in Search Equilibrium*, Review of Economic Studies, 49 (2), pp. 217-227, aprilie 1982
- Cyclical Unemployment, Structural Unemployment*, NBER Working Paper No. 18761, februarie 2013
- Espinosa-Vega, M.A.,
Russell, S. *History and Theory of the NAIRU: A Critical Review*, Economic Review, 82 (2), iunie, 1997
- Fabiani, S.,
Mestre, R. *A System Approach for Measuring the Euro Area NAIRU*, ECB Working Paper No. 65, mai, 2001
- Fondul Monetar Internațional *World Economic Outlook*, aprilie, 2006
- World Economic Outlook*, aprilie, 2013

- Friedman, M. *The Role of Monetary Policy*, The American Economic Review, 58 (1), martie, 1968
- Gali, J.,
Gertler, M. *Inflation dynamics: A structural econometric analysis*, Journal of Monetary Economics 44 (2), pp. 195-222, octombrie, 1999
- Gordon, R. J. *Alternative Responses of Policy to External Supply Shocks*, Brookings Papers on Economic Activity, No.1, pp. 183-206, 1975
- Price Inertia and Policy Ineffectiveness in the United States, 1890 -1980*, Journal of Political Economy 90 (6), pp. 1087-1117, decembrie, 1982
- The Time-Varying NAIRU and its Implications for Economic Policy*, The Journal of Economic Perspectives, 11 (1), pp. 11-32, 1997
- The History of the Phillips Curve: Consensus and Bifurcation*, Economica, 78 (309), pp. 10-50, ianuarie, 2011
- The Phillips Curve is Alive and Well: Inflation and the NAIRU During the Slow Recovery*, NBER Working Paper No. 19390, august, 2013
- Greenslade, J. V.,
Pierce, R. G.,
Saleheen, J. *A Kalman Filter Approach to Estimating the UK NAIRU*, Bank of England Working Paper No. 179, 2003
- Guichard, S.,
Rusticelli, E. *Assessing the Impact of Financial Crisis on Structural Unemployment in OECD Countries*, OECD Economics Department, Working Papers, No. 767, octombrie, 2010
- Reassessing the NAIURUs after the Crisis*, OECD Economics Department, Working Papers, No. 918, decembrie, 2011
- Guillox-Nefussi, S. *Globalization, Market Structure and the Flattening of the Phillips Curve*, Banque de France Document de Travail No. 539, martie, 2015
- Halka, A.,
Kotlovski, J. *Does Domestic Output Gap Matter for Inflation in a Small Open Economy?*, National Bank of Poland Working Paper No. 152, 2013
- lordache, Ș. C.,
Pandioniu, L. M. *Sondajul privind mecanismul de formare și modificare a prețurilor în România*, Banca Națională a României, Caiete de Studii nr. 36, noiembrie, 2014
- lordache, Ș. C.,
Militaru, M.,
Pandioniu, L. M. *Tendințe comportamentale pe piața muncii – o perspectivă microeconomică*, ediția a VIII-a a Colocviilor de Politică Monetară a BNR, mai, 2015
- Kydland, F. E.,
Prescott E. C. *Rules Rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans*, Journal of Political Economy 85 (3), pp. 473-492, iunie, 1977
- Lucas, R. E. *Expectations and the Neutrality of Money*, Journal of Economic Theory, 4 (2), pp. 103-124, aprilie, 1972
- Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs*, American Economic Review 63 (3), pp. 326-334, iunie, 1973
- Mathensen, T.,
Stavrev, E. *The Great Recession and the Inflation Puzzle*, IMF Working Paper No. 124, mai, 2013
- Meier, A. *Still Minding the Gap—Inflation Dynamics during Episodes of Persistent Large Output Gaps*, IMF Working Paper No. 189, august, 2010

- Militaru, M. *Transmission of Agricultural Commodity Prices into Romanian Food Prices*, 2nd Workshop on Empirical Methods in Macroeconomic Policy Analysis, EMMPA, 2014
- Mishkin, F. S. *Does Anticipated Monetary Policy Matter? An Econometric Investigation*, Journal of Political Economy 90 (1), pp. 22-51, februarie, 1982
- Mortensen, D. T. *The Matching Process as a Noncooperative Bargaining Game*, The Economics of Information and Uncertainty, NBER, pp. 253-258, 1982
- Phelps, E. S. *Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment over Time*, *Economica* 34 (135), pp. 254-281, august, 1967
- Money-wage Dynamics and Labor-market Equilibrium*, Journal of Political Economy, 76 (4), part II, pp. 678-711, iulie/august, 1968
- Phillips, W. A. *The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957*, *Economica* 25 (100), pp. 283-299, noiembrie, 1958
- Pissarides, C. A. *Short-Run Equilibrium Dynamics of Unemployment, Vacancies, and Real Wages*, *American Economic Review*, 75(4), pp. 676-690, septembrie, 1985
- Equilibrium Unemployment Theory*, 2nd ed., The MIT Press, martie, 2000
- Samuelson, P., Solow, R. *Analytical Aspects of Anti-Inflation Policy*, *American Economic Review*, 50 (2), pp. 177-194, mai, 1960
- Sargent, T. J. *The Ends of Four Big Inflations*, *Inflation: Causes and Effects*, University of Chicago Press, pp. 41-98, 1982
- Stevens, A. *What Inflation Developments Reveal about the Phillips Curve: Implications for Monetary Policy*, *National Bank of Belgium Economic Review*, decembrie, 2013
- Yellen, J. *Perspectives on Monetary Policy*, discurs susținut la Boston Economic Club Dinner, Federal Reserve Bank of Boston, iunie, 2012

Anexa 1

Algoritmul filtrului Kalman

Demersul empiric din această lucrare pornește de la estimarea unui model de tip *state-space*, care constă într-un sistem cu două ecuații: o ecuație a observațiilor și una de tranziție. Ecuația observațiilor ilustrează legătura dintre variația ratei anuale a inflației (IPC, IAPC și CORE2 ajustat) și determinanții acesteia, precum inerția, *gap*-ul de șomaj (diferența dintre rata șomajului și NAIRU sau variabila neobservabilă) și șocurile de ofertă:

$$\Delta\pi_t = \alpha(L)\Delta\pi_{t-1} + \beta(u_t - u_t^*) + \gamma(L)\Delta z_t + \varepsilon_t$$

$$\text{sau la modul general } y_t = x_t \theta_t + \varepsilon_t. \quad (1)$$

Ecuația de tranziție descrie procesul stohastic de tip *random walk* urmat de variabila neobservabilă, NAIRU în cazul nostru, numită și variabilă de stare:

$$\theta_t = \theta_{t-1} + v_t \quad (2)$$

$$\text{cu } \varepsilon_t \sim N(0, R), v_t \sim N(0, Q), \text{ cov}(\varepsilon_t, v_t) = 0.$$

De asemenea, urmând recomandările formulate în literatura de specialitate (Gordon, OCDE și CE printre alții) în model a fost impusă o restricție *signal-to-noise ratio* ($\sigma_v^2 / \sigma_\varepsilon^2$), care ia în considerare faptul că volatilitatea NAIRU este mai scăzută comparativ cu cea a inflației, valoarea folosită pentru *signal-to-noise ratio* fiind de 0,16.

Întrucât filtrul Kalman presupune parcurgerea recursivă a două etape de la t_0 la T , respectiv etapa de predicție și cea de actualizare, într-o primă instanță a fost necesară formularea unor ipoteze cu privire la valorile de pornire ale NAIRU și ale varianței erorii de predicție a acestuia P_0 , ale coeficienților modelului și ale matricelor de varianță – covarianță a ε_t și v_t , respectiv R și Q . Acestea au fost obținute estimând ecuația observațiilor cu metoda celor mai mici pătrate, folosind întregul eșantion disponibil de date (2004 – 2014) și un trend *Hodrick-Prescott* al ratei șomajului, ca *proxy* pentru NAIRU.

Ulterior au fost parcurși în mod recursiv următorii pași:

1. Etapa de predicție

Presupunând că ne aflăm la momentul $t - 1$, în prima etapă se realizează o prognoză la t pentru NAIRU pe baza informațiilor disponibile până la momentul $t - 1$:

$$\theta_{t/t-1} = \theta_{t-1/t-1}, \quad (3)$$

iar proiecția covarianței erorii de predicție a acesteia este:

$$P_{t/t-1} = P_{t-1/t-1} + Q. \quad (4)$$

2. Etapa de actualizare

În etapa următoare, pe măsură ce devin disponibile informațiile la t , prognoza realizată anterior se actualizează. Inițial se determină eroarea de predicție a variației ratei anuale a inflației:

$$\eta_{t/t-1} = y_t - x_t \theta_{t/t-1}, \quad (5)$$

apoi se obține câștigul Kalman, minimizând media pătratelor erorilor *a posteriori* a NAIRU:

$$K_t = P_{t/t-1} x_t^T (x_t P_{t/t-1} x_t^T + R)^{-1}. \quad (6)$$

Actualizarea valorii pentru NAIRU presupune ajustarea prognozei inițiale și a covarianței erorii de predicție cu acest câștig Kalman:

$$\theta_{t/t} = \theta_{t/t-1} + K_t \eta_{t/t-1} \quad (7)$$

$$P_{t/t} = P_{t/t-1} - K_t (x_t P_{t/t-1} x_t^T + R) K_t^T. \quad (8)$$

Kalman *smoothing*

Ulterior, estimatorii obținuți în urma aplicării recursive a filtrului sunt neteziți de la T la t_0 folosind Kalman *smoothing*:

$$\theta_t^S = \theta_{t/t} + P_{t/t} F^T P_{t+1/t}^{-1} (\theta_{t+1}^S - F \theta_{t/t} - \mu) \quad (9)$$

$$P_t^S = P_{t/t} + P_{t/t} F^T P_{t+1/t}^{-1} (P_{t+1}^S - P_{t+1/t}) P_{t+1/t}^{-1T} F P_{t/t}. \quad (10)$$

Anexa 2

Filtrul Kalman extins

Încorporarea în model a unor coeficienți variabili în timp implică apariția unor neliniarități la nivelul curbei Phillips și sporește numărul variabilelor de stare.

Ecuția observațiilor devine

$$y_t = h(\theta_t) + \varepsilon_t \text{ cu } h \text{ o funcție neliniară ce are derivata } \nabla h, \quad (1)$$

iar cea de tranziție este

$$\theta_t = f(\theta_{t-1}) + v_t \text{ cu derivata } \nabla f \quad (2)$$

și descrie acum atât dinamica NAIRU, cât și a coeficienților modelului.

În acest caz, inițializarea filtrului Kalman a fost realizată cu valorile pentru NAIRU și coeficienți obținute pe baza modelului liniar descris anterior, respectiv cu matricele de varianță - covarianță rezultate în urma estimării ecuației observațiilor cu metoda neliniară a celor mai mici pătrate (*non-linear least squares*) într-un cadru de tip *rolling window* (fereastră mobilă de lungime constantă), utilizând un eșantion restrâns pentru perioada T1 2004 – T4 2009.

Mai departe se urmăresc aceleași etape descrise în Anexa 1, cu precizarea că de această dată intervin doi pași intermediari aferenți liniarizării modelului cu aproximarea de ordin I.

1. Etapa de predicție

$$\text{Pas 1 intermediar: } f(\theta_{t-1}) \approx f(\theta_{t-1/t-1}) + \nabla f(\theta_{t-1} - \theta_{t-1/t-1}) \quad (3)$$

$$\theta_{t/t-1} = f(\theta_{t-1/t-1}) \quad (4)$$

$$P_{t/t-1} = \nabla f P_{t-1/t-1} \nabla f^T + Q. \quad (5)$$

2. Etapa de actualizare

$$\text{Pas 2 intermediar: } h(\theta_t) \approx h(\theta_{t/t-1}) + \nabla h(\theta_t - \theta_{t/t-1}) \quad (6)$$

$$K_t = P_{t/t-1} \nabla h^T (\nabla h P_{t/t-1} \nabla h^T + R)^{-1} \quad (7)$$

$$\theta_{t/t} = \theta_{t/t-1} + K_t (y_t - h(\theta_{t/t-1})) \quad (8)$$

$$P_{t/t} = P_{t/t-1} - K_t (\nabla h P_{t/t-1} \nabla h^T + R) K_t^T. \quad (9)$$

Kalman smoothing

$$\theta_t^S = \theta_{t/t} + A_t (\theta_{t+1}^S - f(\theta_{t/t})) \quad (10)$$

$$P_t^S = P_{t/t} + A_t (P_{t+1}^S - B_{t+1}) A_t^T \quad (11)$$

$$A_t = P_{t/t} \nabla f B_{t+1}^{-1} \quad (12)$$

$$B_{t+1} = \nabla f P_{t/t} \nabla f^T + Q. \quad (13)$$

Anexa 3

Principiul contribuțiilor în dinamică

Contribuțiile în dinamică sunt specifice modelelor cu inerție deoarece iau în considerare structura modelului și întârzierile (*lag*-urile) cu care factorii explicativi influențează variabila dependentă.

Fie Y_t o variabilă endogenă, $X_{i,t}$ variabile explicative și ε_t eroarea de estimare. Atunci un model cu inerție care descrie influența lui $X_{i,t}$ asupra Y_t poate fi scris astfel:

$$\Delta \log(Y_t) = c_0 + \sum_{j=1}^p c_j \Delta \log(Y_{t-j}) + \sum_{i=1}^n \sum_{j=0}^p b_{i,j} \Delta \log(X_{i,t-j}) + \varepsilon_t. \quad (1)$$

Dinamica acestuia poate fi reprezentată cu ajutorul unor polinoame de *lag* L :

$$A(L) \log(Y_t) = c_0 + \sum_{i=1}^n B_i(L) \log(X_{i,t}) + \varepsilon_t, \quad (2)$$

unde $A(L) = 1 - L - \sum_{j=1}^p c_j (1-L)L^j$ și $B_i(L) = \sum_{j=0}^p b_{i,j} (1-L)L^j$.

Inversând polinomul $A(L)$ se obțin contribuțiile în dinamică ale fiecărui factor explicativ:

$$\log(Y_t) = \frac{c_0}{A(L)} + \sum_{i=1}^n \frac{B_i(L)}{A(L)} \log(X_{i,t}) + \frac{\varepsilon_t}{A(L)} \quad (3)$$

$$\Delta \log(Y_t) = \sum_{i=1}^n \frac{B_i(L)}{A(L)} \Delta \log(X_{i,t}) + \frac{\Delta \varepsilon_t}{A(L)}. \quad (4)$$

