

BANCA  
NAȚIONALĂ  
A ROMÂNIEI

140

# Caiete de studii Nr. 52

---

Andrei Tănase ▪ Georgiana Pleșa

---

O evaluare a PIB potențial  
pentru România

CAIETE DE STUDII  
Nr. 52

Decembrie 2020

## **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)

# O evaluare a PIB potențial pentru România

**Andrei Tănase**

**Georgiana Pleșa**

---

Autorii mulțumesc colegilor din cadrul Direcției modelare și prognoze macroeconomice pentru observațiile transmise la o versiune intermediară a lucrării. Studiul are la bază codul dezvoltat de Máté Tóth și eforturile depuse în cursul ședinței pentru PIB potențial din cadrul Grupului de Lucru pentru Prognoze Macroeconomice, Banca Centrală Europeană. Opiniile prezentate în această lucrare nu implică sau angajează în vreun fel Banca Centrală Europeană.



# Cuprins

Rezumat	7
<hr/>	
1. Introducere	9
<hr/>	
2. Metodologia de estimare	10
<hr/>	
3. Aplicație empirică pentru România	15
<hr/>	
3.1. Setul de date și prelucrarea acestora	15
3.2. Rezultate	18
3.3. Măsuri de incertitudine	20
<hr/>	
4. Concluzii	22
<hr/>	
Bibliografie	24
<hr/>	
Anexa 1. Filtrul Kalman	26
Anexa 2. Algoritm <i>random walk</i> Metropolis Hasting	28
Anexa 3. Statistici ale distribuțiilor <i>a priori</i> și, respectiv, <i>a posteriori</i>	29
Anexa 4. Parametrii calibrați	30



## Rezumat

Această lucrare vizează estimarea dinamicii PIB potențial pentru România în perioada 2000-2019. Evaluarea acestui indicator neobservabil este o problemă complexă în orice economie, cu atât mai mult în economiile emergente, aflate într-un proces continuu de transformări structurale. Metodologia este constituită pe baza unui filtru multivariat, pornind de la funcția de producție, dar care ia în considerare și interacțiunile sugerate de teoria economică ale PIB cu variabile precum inflația sau rata șomajului. Ca orice estimare a PIB potențial, și aceasta este însoțită de un anumit grad de incertitudine, mai ridicat cu precădere în perioadele recente, pentru care rezultate precise pot fi obținute doar după stabilizarea datelor statistice publicate inițial și încorporarea noilor informații apărute în timp. Evaluările indică o redresare graduală a traiectoriei PIB potențial în perioada ulterioară desfășurării crizei financiare internaționale. Deși analiza nu include anul 2020, se poate spune că pe parcursul acestui an economia a suferit un șoc major (inclusiv din perspectiva escaladării incertitudinii), pe fondul pandemiei COVID-19, care a afectat marea majoritate a sectoarelor de activitate, cu implicații adverse și asupra potențialului productiv al economiei.

**Cuvinte-cheie:** PIB potențial, model multivariat cu componente neobservabile, estimare Bayesiană, filtru Kalman

**Coduri de clasificare JEL:** C11, C32, D24, E30





# 1. Introducere

Conceptul de PIB potențial reprezintă unul dintre elementele economice fundamentale întrucât evoluția sa este strâns legată de dezvoltarea sustenabilă a economiei<sup>1</sup>.

De asemenea, importanța acestui concept este subliniată în contextul asigurării unor politici fiscale și monetare stabile pe termen lung. Într-o analiză economică, dinamica PIB potențial furnizează informații cu privire la ciclurile economice, având implicații asupra evoluțiilor pe termen scurt și pe termen mediu ale prețurilor și ale remunerării salariaților. De asemenea, indicatorul este relevant pentru evaluarea atât a impactului unor reforme structurale asupra creșterii economice, cât și pentru estimarea ratei naturale a dobânzii<sup>2</sup>.

În cazul economiilor emergente, caracterizate de transformări structurale în numeroase domenii, depășirea nivelului potențial al producției este asociată în mod direct cu presiuni ascendente asupra costului factorilor de producție (muncă, capital), transpuse în inflație. Evoluția PIB potențial – reprezentată, în cadrul metodologiei funcției de producție<sup>3</sup>, de modificări în structura forței de muncă, a stocului de capital sau la nivel tehnologic (engl. *total factor productivity*, TFP) – prezintă o traiectorie mai „netedă” (engl. *smoother*) comparativ cu evoluția în timp a nivelului efectiv al producției. Deviația PIB de la nivelul potențial (engl. *output gap*) devine astfel un indicator relevant pentru aprecierea presiunilor inflaționiste (dezinflaționiste) din economie. În acest context, existența rigidităților reale și nominale este adesea considerată un factor declanșator al diferențelor dintre nivelul actual și potențial al produsului intern brut. Rigiditățile reale (costuri de ajustare în investiții sau preferințe pentru consum) și cele nominale (la nivelul prețurilor și salariilor) susțin ipoteza potrivit căreia este nevoie de o perioadă de timp pentru ca prețurile să încorporeze informațiile necesare și să se ajusteze în vederea închiderii *gap*-ului.

La nivelul băncilor centrale, cuantificarea indicatorului devine dificilă prin prisma caracteristicii de a nu fi o variabilă direct observabilă în economie. Prin urmare, rezultatele estimărilor și, respectiv, previziunile prezintă un grad de incertitudine accentuat de imposibilitatea verificării *expost* a datelor. Modelele construite descompun, în principal, seriile de date în două componente: trend și componenta ciclică (deviația de la trend), cea din urmă având o volatilitate mai ridicată. Incertitudinea rezultată în urma extragerii celor două componente prin tehnici Bayesiene și algoritmi de filtrare a datelor derivă atât din procesele stocastice specificate în parametrizarea modelului, cât și din setul de date observabile. Revizuirea periodică a datelor din Conturile Naționale, cu scopul de a obține rezultate mai precise, are un impact direct asupra estimărilor PIB potențial, în principal în cazul tehnicilor

<sup>1</sup> Pe termen lung, PIB potențial reflectă capacitatea productivă a economiei, în contextul utilizării normale a factorilor de producție muncă și capital și luând în considerare productivitatea totală a factorilor, precum și caracteristicile instituționale și structurale din economie. Pe termen mediu, PIB potențial este acel nivel la care stocul de capital și cantitatea de muncă angajată efectiv în producție nu generează presiuni asupra inflației. Studii care urmăresc estimarea PIB potențial la nivelul României sunt: Copaciu *et al.* (2007) sau Altâr *et al.* (2010).

<sup>2</sup> Definită drept rata dobânzii consistentă cu o deviație nulă a produsului intern brut de la nivelul său de echilibru (potențial), în lipsa presiunilor inflaționiste.

<sup>3</sup> O descriere detaliată privind metodologia funcției de producție este prezentată în lucrarea Comisiei Europene „The Production Function Methodology for Calculating Potential Growth Rates and Output Gaps”, *European Economy Economic Papers*, No. 535, 2014.

econometrice ce utilizează date previzionate, la nivelul cărora ajustările au valori semnificativ mai ridicate.

Printre particularitățile estimărilor PIB potențial se numără: (i) necesitatea de a fi „plauzibile”, în concordanță cu ciclul economic pentru a se putea evita transmiterea de semnale eronate; (ii) utilitatea deviației PIB în exercițiul de prognoză a inflației; (iii) simetria pe întregul ciclu economic, transpusă în măsura în care deviațiile pozitive, respectiv negative, sunt relativ echilibrate pe întreaga durată a ciclului economic și au efecte comparabile; (iv) capacitatea de a încorpora impactul reformelor structurale.

Principalul dezavantaj cu privire la abordările metodologice de estimare și previziune implementate de băncile centrale ale Sistemului European constă în capacitatea limitată de a asigura comparabilitatea între rezultate. Proiecțiile economice construite pe diferite modele, instrumente sau judecăți expert prezintă diferențe ce nu pot fi atribuite exclusiv particularităților economiilor naționale sau diferitelor aspecte tehnice privind modelarea setului de date. În acest context, a fost implementată metoda care stă la baza acestui studiu și care asociază un model multivariat cu componentele neobservabile, dezvoltat în cadrul Sistemului European al Băncilor Centrale, având ca element comun definitoriu metoda funcției de producție.

În continuare, Secțiunea 2 descrie modelul în spațiul stărilor (engl. *state-space model*) utilizat în această lucrare prin prezentarea principalelor ecuații: ecuații de măsură și de tranziție, legea lui Okun și curbe Phillips (inflație și salarii). Secțiunea 3 este dedicată unei aplicații empirice la nivelul României, în cadrul acesteia fiind interpretate rezultatele și prezentate măsuri de incertitudine aferente estimărilor obținute. Ultima parte sintetizează concluziile relevante pentru această analiză.

## 2. Metodologia de estimare

Modelul semistruktural utilizat în acest studiu urmărește îndeaproape versiunea dezvoltată în cadrul Sistemului European al Băncilor Centrale – SEBC (format din Banca Centrală Europeană și băncile centrale naționale) pentru estimarea PIB potențial, denumit generic Modelul cu Componente Neobservabile (engl. *Unobserved Components Model* – UCM). Studii (dezvoltate în cadrul instituțional) care au la bază UCM sunt: Anderton *et al.* (2014), Andersson *et al.* (2018), Sariola (2019), Radovan (2020) și Tóth (2020). Abordarea presupune specificarea PIB potențial prin intermediul funcției de producție, iar estimările rezultate încorporează aspecte relevante cu privire la componenta de trend, respectiv cea ciclică, ale activității economice și măsuri ale incertitudinii ce însoțesc valorile estimate.

Variabilele observabile (nivelul real al produsului intern brut, rata de participare a forței de muncă, numărul orelor lucrate per capita, o măsură a inflației de bază și respectiv, salarii) sunt descompuse în componenta de trend și componenta ciclică prin reprezentarea în spațiul stărilor, realizată retrospectiv (engl. *backward-looking*) prin

intermediul filtrului Kalman. Alte trei variabile adiționale sunt determinate exogen: stocul de capital (calculat din ecuația de acumulare aplicată seriei extinse a formării brute de capital fix), populația în vârstă de muncă și rata șomajului pe termen lung. Acestea sunt introduse în model ca variabile observabile (valorile seriilor nu suferă modificări în urma aplicării filtrului Kalman).

Forma generală a modelelor în spațiul stărilor poate fi redată cu ajutorul următorului set de ecuații de măsură (ecuația (1)) și, respectiv, de tranziție (ecuația (2)):

$$x_t = Z_t \alpha_t + \eta_t \quad (1)$$

$$\alpha_t = T_t \alpha_{t-1} + \epsilon_t \quad (2)$$

$$E(\eta_t) = 0, \text{Var}(\eta_t) = H$$

$$E(\epsilon_t) = 0, \text{Var}(\epsilon_t) = Q$$

Variabilele de măsură sau observabile ( $x_t$ ), aferente sistemului de ecuații, sunt legate de componentele neobservabile ( $\alpha_t$ ) prin relații liniare la nivelul cărora reprezentarea  $\widehat{\alpha}_t$  descrie componenta ciclică,  $\overline{\alpha}_t$  este aferentă componentei de trend, în vreme ce  $\widetilde{\alpha}_t$  denotă rata de creștere (sau variația) a trendului. Toate acestea sunt incluse în model în logaritmi sau diferență de logaritmi (în special variabilele nominale), cu excepția ratei șomajului exprimate în procente din forța de muncă.

În cazul UCM, reprezentarea ecuațiilor de măsură este următoarea:

$$\text{PIB} \quad y_t = \bar{y}_t + \hat{y}_t \quad (3)$$

$$\text{Rata șomajului} \quad u_t = \bar{u}_t + \hat{u}_t \quad (4)$$

$$\text{Inflația prețurilor} \quad \pi_t = \bar{\pi}_t + \hat{\pi}_t \quad (5)$$

$$\text{Inflația salariilor} \quad w_t = \bar{w}_t + \hat{w}_t \quad (6)$$

$$\text{Rata de participare} \quad lfpr_t = \overline{lfpr}_t + \widehat{lfpr}_t \quad (7)$$

$$\text{Numărul mediu de ore lucrate} \quad ahw_t = \overline{ahw}_t + \widehat{ahw}_t \quad (8)$$

$$\text{Populația în vârstă de muncă} \quad wap_t = \overline{wap}_t \quad (9)$$

$$\text{Stocul de capital} \quad k_t = \bar{k}_t \quad (10)$$

Evoluția variabilelor neobservabile este specificată cu ajutorul legilor de mișcare descrise în blocul ecuațiilor de tranziție (stare). Descompunerea nivelului PIB real în contribuția componentelor ciclice și trend implică ipoteza unui proces autoregresiv de ordin 2 – AR (2) – pentru deviația PIB de la nivelul său potențial, în vreme ce trendul PIB este construit conform specificației Cobb-Douglas a funcției de producție cu parametri

constanți în timp. Trendul populației în vârstă de muncă și stocul de capital (presupus a nu avea componentă ciclică) sunt incluse ca variabile observabile în funcția de producție, întrucât acestea sunt indicatori cu evoluții lente (engl. *slow-moving*), fiind dificilă interpretarea existenței unei componente ciclice.

Trendul ratei șomajului<sup>4</sup> (engl. *non-accelerating inflation rate of unemployment*, NAIRU), trendul numărului de ore lucrate și, respectiv, al creșterii productivității totale a factorilor (TFP) sunt determinate endogen. Trendul ratei de participare și trendul numărului mediu de ore lucrate sunt construite printr-un procedeu denumit „netezire” (engl. *smoothing*, asemănător reprezentării în spațiul stărilor a filtrului univariat Hodrick-Prescott) prin care componentele ciclice sunt aflate în legătură cu deviațiile ratei șomajului și, respectiv, a PIB. Rata de creștere a trendului TFP este reprezentată printr-o serie „unit root” I (1) – integrată de ordin 1.

$$\text{Deviația PIB} \quad \hat{y}_t = \alpha_1 \hat{y}_{t-1} - \alpha_2 \hat{y}_{t-2} + \varepsilon_t^{\hat{y}} \quad (11)$$

$$\text{Trendul PIB, unde} \quad \bar{y}_t = \bar{y}_{t-1} + \Delta \bar{t} \bar{f} \bar{p}_t + \iota \Delta \bar{l}_t + (1 - \iota) \Delta \bar{k}_t \quad (12)$$

$$\bar{l}_t = \overline{w\bar{a}p}_t + \overline{l\bar{f}p\bar{r}}_t + \overline{a\bar{h}w}_t - \bar{u}_t$$

$$\text{Rata de creștere a trendului TFP} \quad \Delta \bar{t} \bar{f} \bar{p}_t = \Delta \bar{t} \bar{f} \bar{p}_{t-1} + \varepsilon_t^{\Delta \bar{t} \bar{f} \bar{p}} \quad (13)$$

$$\text{Stocul de capital} \quad \bar{k}_t = \bar{k}_{t-1} + \tilde{k}_t \quad (14)$$

$$\tilde{k}_t = \tilde{k}_{t-1} + \varepsilon_t^{\tilde{k}} \quad (15)$$

$$\text{Trendul populației în vârstă de muncă} \quad \overline{w\bar{a}p}_t = \overline{w\bar{a}p}_{t-1} + \overline{w\bar{a}p}_t \quad (16)$$

$$\overline{w\bar{a}p}_t = \overline{w\bar{a}p}_{t-1} + \varepsilon_t^{\overline{w\bar{a}p}} \quad (17)$$

$$\text{Deviația ratei de participare} \quad \overline{l\bar{f}p\bar{r}}_t = \varepsilon_t^{\overline{l\bar{f}p\bar{r}}} \quad (18)$$

$$\text{Trendul ratei de participare} \quad \overline{l\bar{f}p\bar{r}}_t = \overline{l\bar{f}p\bar{r}}_{t-1} + \overline{l\bar{f}p\bar{r}}_t \quad (19)$$

$$\overline{l\bar{f}p\bar{r}}_t = \overline{l\bar{f}p\bar{r}}_{t-1} + \varepsilon_t^{\overline{l\bar{f}p\bar{r}}} \quad (20)$$

$$\text{Deviația numărului mediu de ore lucrate} \quad \overline{a\bar{h}w}_t = \varepsilon_t^{\overline{a\bar{h}w}} \quad (21)$$

$$\text{Trendul orelor lucrate} \quad \overline{a\bar{h}w}_t = \overline{a\bar{h}w}_{t-1} + \overline{a\bar{h}w}_t \quad (22)$$

$$\overline{a\bar{h}w}_t = \overline{a\bar{h}w}_{t-1} + \varepsilon_t^{\overline{a\bar{h}w}} \quad (23)$$

Componenta ciclică aferentă ratei șomajului este de asemenea conectată la deviația PIB de la nivelul său potențial, având reprezentarea descrisă prin intermediul unei curbe Okun. Trendul ratei șomajului (NAIRU) urmează un proces nestaționar I (1), iar trendul neobservabil al ratei șomajului pe termen lung converge la un nivel de echilibru  $ltu_0$ ,

<sup>4</sup> Nivelul ratei șomajului care nu generează presiuni inflaționiste, folosită drept *proxy* pentru șomajul structural.

calculat ca medie istorică a datelor. Cel din urmă indicator estimat este definit printr-un proces autoregresiv AR (1) ce evidențiază un grad de persistență și totodată creșterea șomajului pe termen lung (engl. *hysteresis effect*), prin sistarea căutării unui loc de muncă sau creșterea rigidității pieței muncii. Specificația conferă o flexibilitate mai ridicată (față de modelul dezvoltat în cadrul SEBC) pentru modelarea NAIRU în condițiile poziționării, în România, la valori substanțial superioare ale șomajului pe termen scurt (variabila efectiv modelată, aflată în legătură cu deviația PIB) față de cel pe termen foarte lung.

$$\text{Legea lui Okun} \quad \hat{u}_t = \gamma_1 \hat{u}_{t-1} - \gamma_2 \hat{y}_{t-1} + \varepsilon_t^{\hat{u}} \quad (24)$$

$$\text{Rata șomajului structural (NAIRU)} \quad \bar{u}_t = \bar{u}_{t-1} + \tilde{u}_t \quad (25)$$

$$\text{Variația NAIRU} \quad \tilde{u}_t = \kappa \Delta ltu_t + \varepsilon_t^{\tilde{u}} \quad (26)$$

$$\begin{aligned} \text{Șomajul pe termen lung} \\ \text{(proces neobservabil)} \end{aligned} \quad ltu_t = (1 - \lambda)ltu_0 + \lambda ltu_{t-1} + \varepsilon_t^{\overline{ltu}} \quad (27)$$

Legătura dintre deviația inflației prețurilor de la trendul său și, respectiv, *output gap* este stabilită prin intermediul unei curbe Phillips. Trendul inflației prețurilor este construit sub ipoteza unui proces autoregresiv:

$$\text{Curba Phillips – prețuri} \quad \hat{\pi}_t = \beta_1 \hat{\pi}_{t-1} + \beta_2 \hat{y}_{t-1} + \varepsilon_t^{\hat{\pi}} \quad (28)$$

$$\text{Trendul inflației – prețuri} \quad \bar{\pi}_t = (1 - \varphi)\pi^* + \varphi \bar{\pi}_{t-1} + \varepsilon_t^{\bar{\pi}} \quad (29)$$

Sub același aspect, o nouă curbă Phillips surprinde legătura dintre componenta ciclică a inflației din salarii și deviația șomajului de la nivelul potențial. Componenta de trend a inflației din salarii este constituită prin însumarea trendului inflației cu cel al creșterii productivității factorului muncă (diferența dintre creșterea trendului PIB și modificarea trendului factorului de producție muncă) cu scopul de a surprinde legătura pe termen lung dintre aceste variabile. Prin urmare, conexiunile dintre salarii și șomaj și, respectiv, inflație și creștere economică introduse în model controlează componentele ciclice, neobservabile ale factorilor de producție (Sariola, 2019).

$$\text{Curba Phillips – salarii} \quad \hat{w}_t = \beta_3 \hat{w}_{t-1} - \beta_4 \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t^{\hat{w}} \quad (30)$$

$$\begin{aligned} \text{Trendul inflației –} \\ \text{salarii} \end{aligned} \quad \bar{w}_t = \bar{\pi}_t + 4 * \{ \Delta \bar{y}_t - [ \Delta \overline{warp}_t + \Delta \overline{lfp}_t + \Delta \ln(1 - \bar{u}_t) ] \} + \varepsilon_t^{\bar{w}} \quad (31)$$

Suplimentar, modelul include legătura dintre componenta ciclică a productivității totale a factorilor ( $\widehat{tfp}_t$ ) și gradul de utilizare a capacităților de producție din economie (ecuația (33)). Introducerea în model a indicatorilor privind utilizarea resurselor (i.e. gradul de utilizare a capacităților de producție<sup>5</sup> sau șomajul pe termen lung) are rol de îmbunătățire a preciziei estimărilor în timp real pentru *output gap* și, respectiv, pentru NAIRU (Sariola, 2019).

<sup>5</sup> A se consulta Planas *et al.* (2010) pentru detalii privind specificarea legăturii dintre gradul de utilizare a capacităților de producție și, respectiv, productivitatea totală a factorilor.

Deviația TFP de la nivelul său potențial este definită drept diferența dintre componenta ciclică a PIB și componenta ciclică a factorului forța de muncă, ajustată cu un parametru  $\iota$  (ponderea factorului forța de muncă):

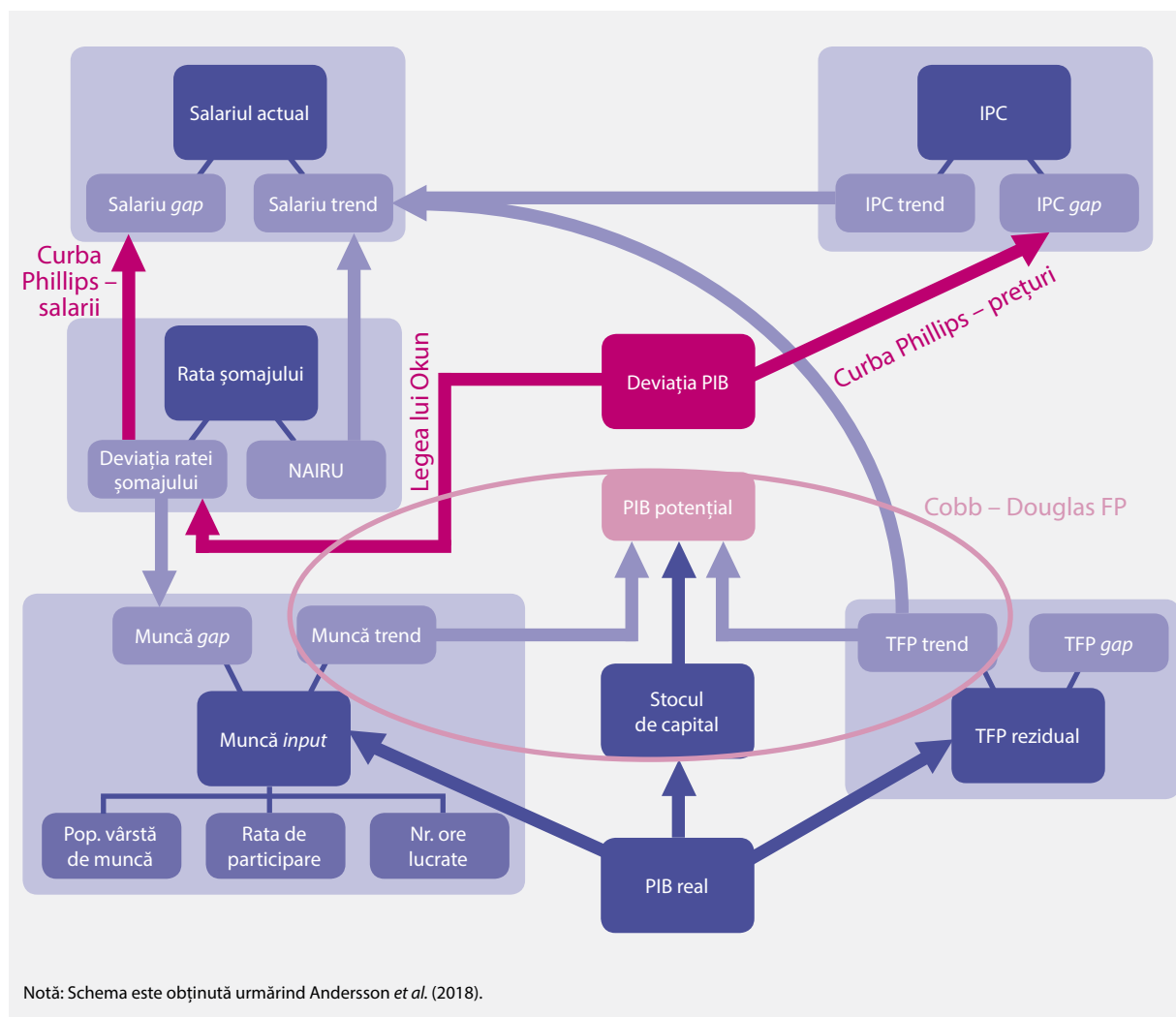
$$\widehat{tfp}_t = \hat{y}_t - \hat{l}_t \quad (32)$$

Gradul de utilizare  
a capacităților de producție

$$cu_t = \omega \widehat{tfp}_t + \varepsilon_t^{cu} \quad (33)$$

Figura 1 prezintă structura modelului și principalele relații dintre variabilele de interes. Astfel, se observă descompunerea PIB potențial în componentele sale fundamentale: trendul forței de muncă, trendul TFP și cel al stocului de capital, legătura dintre deviația PIB, curba Phillips și legea lui Okun și, respectiv, variabilele observabile introduse în model.

**Figura 1.** Structura modelului UCM pentru România



Specificațiile descrise anterior sunt estimate în spațiul stărilor, prin intermediul tehnicilor Bayesiene, reprezentative pentru o economie mică și deschisă – România, utilizând un set de date trimestriale (detalii privind datele sunt prezentate în secțiunea următoare). Algoritmii de optimizare pentru filtrul Kalman (implicațiile tehnice se regăsesc în Anexa 1) înglobează informațiile din seriile de date observabile cu distribuțiile *a priori* ale parametrilor, menționate în Anexa 3.

Aceste informații *a priori* au în vedere următoarele ipoteze: (i) componentele ciclice sunt caracterizate de procese staționare și persistente; (ii) relațiile economice (curbele Phillips, legea lui Okun) introduse în model sunt justificabile setului de date utilizat; (iii) variațiile la nivelul variabilelor observabile provin în special din fluctuațiile componentelor ciclice, ceea ce demonstrează în același timp gradul mai ridicat de volatilitate a celor din urmă comparativ cu componentele de trend, construite prin procedee de „netezire”.

Distribuțiile *a posteriori* sunt simulate cu algoritmul *random walk* Metropolis Hasting (descrierea algoritmului în Anexa 2). Valorile *a posteriori* sunt raportate în Anexa 3, iar cele calibrate în Anexa 4.

Din punct de vedere tehnic, modelul descris a fost implementat cu ajutorul *soft-ului* MATLAB, fiind posibilă astfel introducerea unor erori de măsură, prin care unele variabile neobservabile devin „observabile” în anumite perioade (predominant la începutul intervalului de analiză) prin utilizarea Toolbox-ului IRIS<sup>6</sup>, ce facilitează o serie de analize conexe și judecăți expert. Specificațiile modelului au scopul de a evidenția caracteristici specifice economiei naționale.

## 3. Aplicație empirică pentru România

### 3.1. SETUL DE DATE ȘI PRELUCRAREA ACESTORA

În această secțiune este descrisă aplicația empirică de estimare, prin intermediul unui model multivariat, a dinamicii anuale a PIB potențial specificată prin funcția de producție, utilizând metodologia descrisă în secțiunea anterioară. Setul de date aplicate în estimarea modelului UCM acoperă intervalul T1 2000 – T4 2019. Asupra seriilor sunt efectuate transformările prezentate în Tabel 1, iar sursele utilizate pentru prelevarea datelor sunt: Institutul Național de Statistică (INS), Eurostat și, respectiv, AMECO. Pentru aproximarea unei măsuri a inflației a fost introdus indicele armonizat al prețurilor de consum, exclusiv componentele volatile: energia și alimentele, serie ajustată sezonier și agregată la frecvență trimestrială, în concordanță cu modelul dezvoltat în cadrul SEBC.

<sup>6</sup> Benes, J., Johnston, M. K. și Plotnikov, S., IRIS Toolbox Release 20151016 (Macroeconomic modeling toolbox), software disponibil la <http://www.iris-toolbox.com>



**Tabel 1.** Setul de date și sursele corespunzătoare

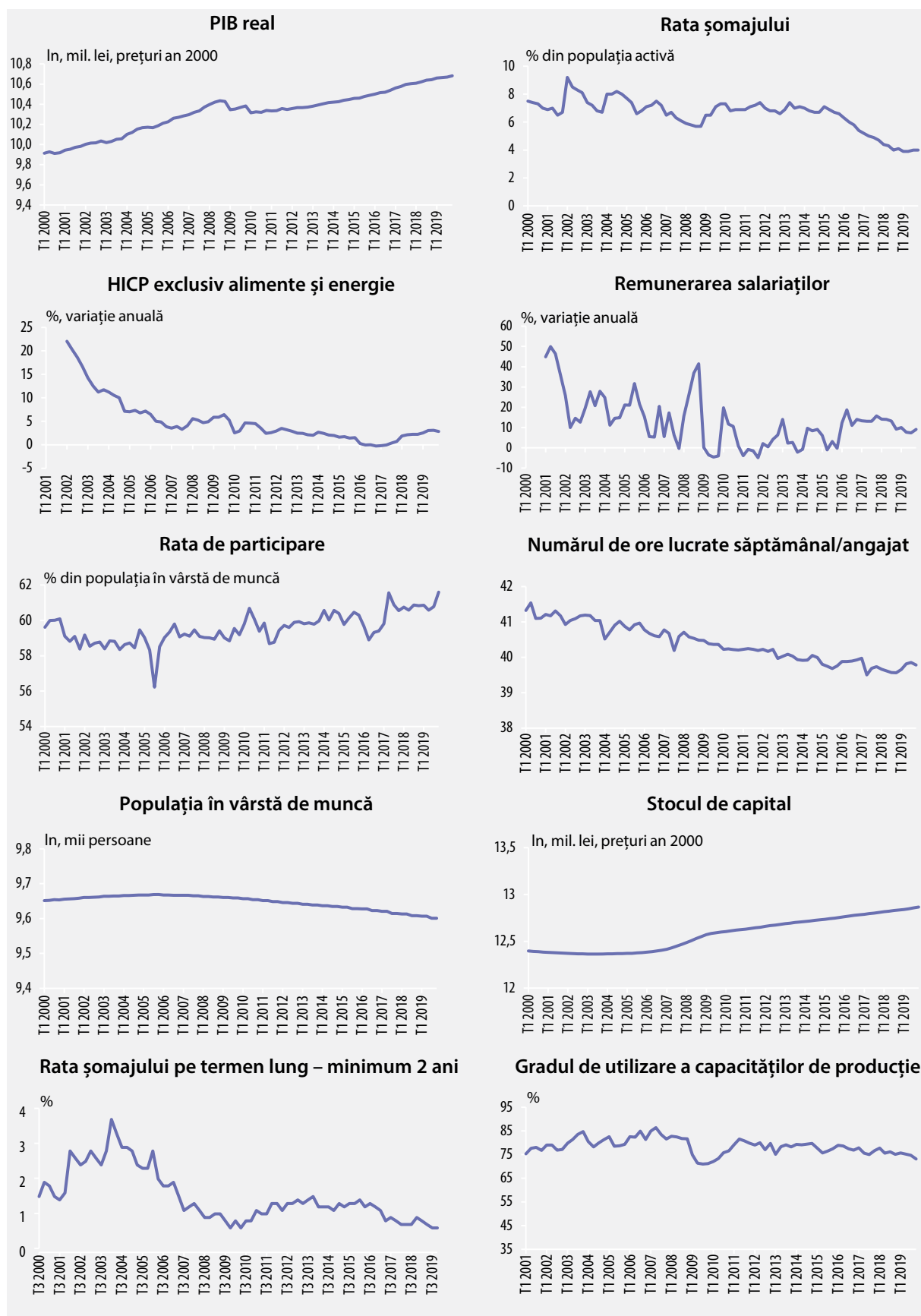
Variabila	Definiția	Sursa
$y_t$	PIB real trimestrial	INS
$u_t$	Rata șomajului (frecvență trimestrială) în procente din populația activă	Eurostat
$\pi_t$	IAPC excluzând alimentele și energia, agregată la frecvență trimestrială, ajustată sezonier, rata de creștere q-o-q anualizată	Eurostat
$w_t$	Remunerarea salariaților per număr de ore lucrate, serie ajustată sezonier, rata de creștere q-o-q anualizată	Eurostat
$lfpr_t$	Rata de participare a forței de muncă egală cu populația activă (15-74 ani) raportată la populația totală în vârstă de muncă	Eurostat și AMECO
$ahw_t$	Numărul total de ore lucrate de salariați raportat la numărul de salariați	Eurostat
$wap_t$	Populația în vârstă de muncă (15-74 ani), interpolată la frecvență trimestrială	AMECO
$k_t$	Stocul net de capital, interpolat la frecvență trimestrială	AMECO
$ltu_t$	Numărul de șomeri (pe o perioadă mai mare de 2 ani) raportat la populația activă	Eurostat
$cu_t$	Gradul de utilizare a capacităților de producție în industrie	Eurostat

Evoluția trimestrială a PIB real a prezentat un trend ascendent începând cu T1 2000, vizibil mai accentuat în perioada preliminară crizei și marcat de o decelerare la jumătatea anului 2008. Doi ani mai târziu, evoluția indicatorului își inversează trendul, prezentând un ritm de creștere mai redus comparativ cu prima etapă, prin care este subliniat impactul persistent al recesiunii. Rata de creștere anualizată a indicelui armonizat al prețurilor de consum (excluzând alimentele și energia) s-a redus puternic, în principal în partea de început a perioadei studiate.

Rata șomajului s-a diminuat treptat, aproape la jumătate (de la 8 la sută la 4,1 la sută) de la începutul intervalului analizat până la finalul acestuia (T4 2019), cu predilecție în perioada postcriză ca urmare a reformelor structurale coroborate cu politicile fiscale, implementate cu scopul de a ameliora dezechilibrele de pe piața muncii. Printre aceste dezechilibre se numără diminuarea substanțială a numărului persoanelor în vârstă de muncă, gradul ridicat de tensionare a pieței muncii sau rata ridicată de inactivitate pe segmentul de vârstă: 55-64 de ani. În același sens, numărul persoanelor aflate în incapacitatea găsirii unui loc de muncă pe o perioadă mai lungă de doi ani s-a diminuat considerabil începând cu T3 2005. Rata de participare din populația în vârstă de muncă s-a menținut la un nivel aproximativ constant, în vreme ce numărul orelor lucrate săptămânal a scăzut cu aproximativ două ore per angajat. Pentru anul 2020, evoluțiile de pe piața muncii sunt așteptate a fi influențate nefavorabil de șocul major asociat pandemiei COVID-19.

Evoluția stocului de capital, reprezentat prin suma acumulărilor de capital, este mai netedă, confirmând ipoteza potrivit căreia stocul de capital nu are componentă ciclică. Creșterea semnificativă a investițiilor în perioada de dinaintea izbucnirii crizei financiare internaționale se reflectă în dinamica favorabilă a indicatorului, mai ales în intervalul T4 2006 – T3 2008. Impactul crizei financiare s-a reflectat printr-o scădere, iar procesul de recuperare în termeni de dinamică a stocului de capital subliniază o evoluție mai temperată pe fondul unor investiții moderate.

Figura 2. Evoluția variabilelor utilizate în estimarea modelului UCM

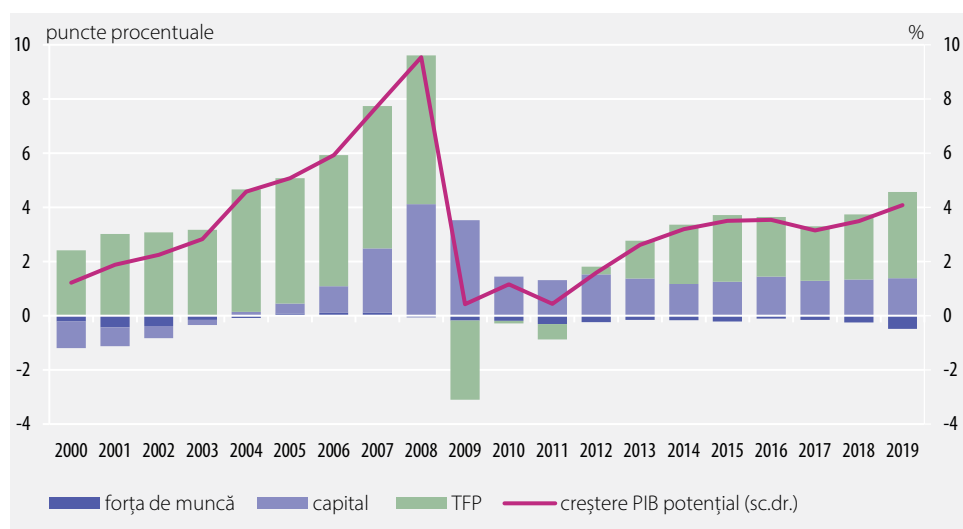


## 3.2. REZULTATE

Conform rezultatelor modelului UCM, în perioada anterioară desfășurării crizei financiare, creșterea PIB potențial este evaluată la valori semnificative, pe seama contribuțiilor stocului de capital și a productivității totale a factorilor ce au reflectat șocuri tehnologice permanente produse de modificările majore din economie observate în paralel cu reformele privind piața bunurilor (privatizarea), condițiile stimulative de creditare și procesul de aderare la Uniunea Europeană.

Criza financiară internațională a ocazionat efecte adverse semnificative asupra dinamicii factorilor de producție<sup>7</sup>. De regulă, crizele economice acționează asupra nivelului PIB potențial prin diverse canale: (i) diminuarea masivă a investițiilor pe fondul declinului creditării (engl. *credit crunch* – a se vedea Melolinna și Tóth (2016) sau Estevão și Severo (2010) pentru impactul variabilelor financiare asupra estimărilor componentelor neobservabile ale PIB), al creșterii aversiunii la risc și al reducerii drastice a fluxurilor de capital (engl. *sudden stop*), precum și degradarea accelerată a stocului de capital cauzată de reducerea cheltuielilor de re tehnologizare; (ii) creșterea șomajului pe termen lung (engl. *hysteresis effects*), prin sistarea căutării unui loc de muncă sau creșterea rigidității pieței muncii; (iii) diminuarea productivității totale a factorilor, pe fondul reducerii cheltuielilor de cercetare-dezvoltare și al alocării ineficiente a resurselor. Astfel, TFP este evaluat ca manifestând creșteri anuale ușor negative în perioada 2009-2011 în paralel cu deteriorarea gradului de încredere în economie și implicit a anvergurii proiectelor de re tehnologizare.

**Figura 3.** Evoluția PIB potențial și contribuțiile factorilor de producție

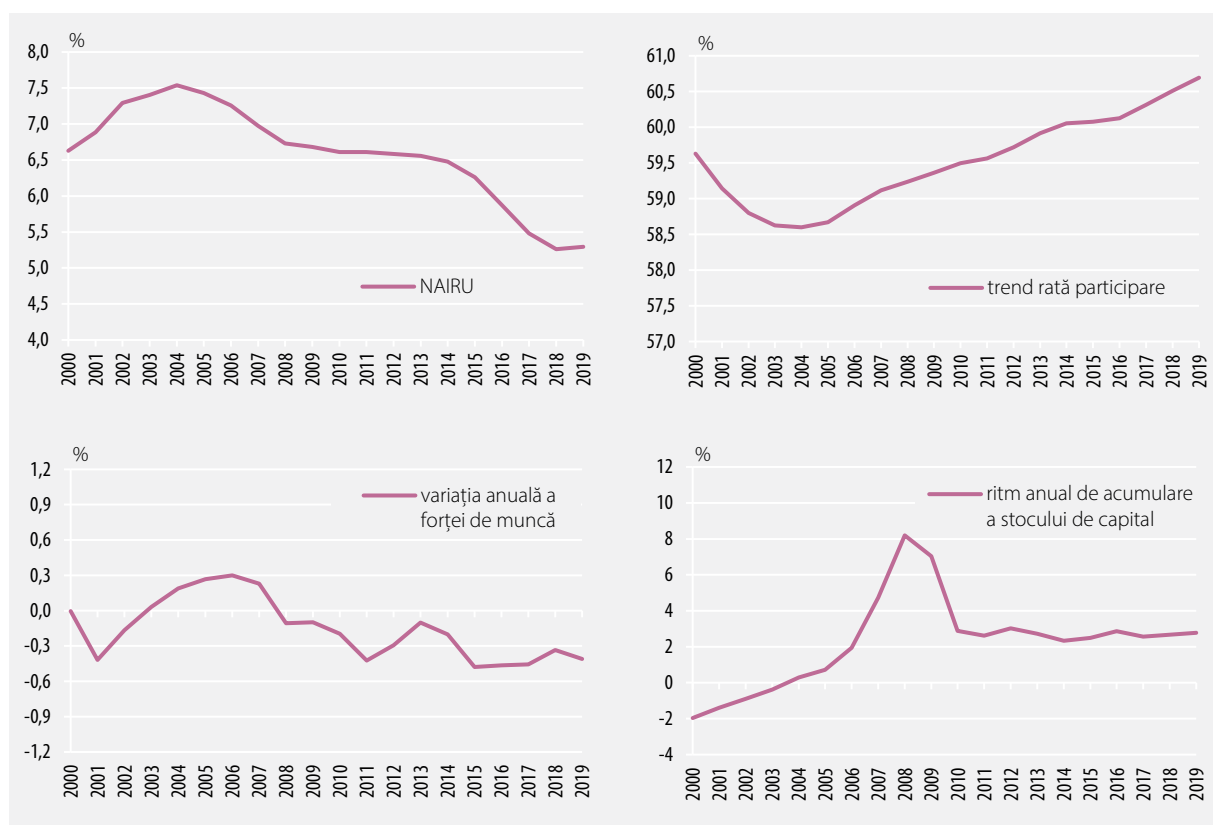


<sup>7</sup> Alături de evaluările BNR, o serie de studii ale unor instituții internaționale precum Comisia Europeană sau FMI subliniază impactul advers semnificativ al crizei economice globale asupra evoluției factorilor de producție și/sau formulează politici de redresare a evoluției acestora în anii următori. Între acestea, indicăm „Impact of the Current Economic and Financial Crisis on Potential Output”, *Occasional Papers* No. 49/2009 – Comisia Europeană, „Potential Output from a Euro Area Perspective”, *Occasional Papers* No 156/2014 – Banca Centrală Europeană, *Country Report (Romania)*, No. 10/227, 2010 – FMI sau capitolul „Where Are We Headed? Perspectives on Potential Output” din *World Economic Outlook 2015* – FMI.

În perioada postcriză, PIB potențial are o dinamică în redresare graduală și, respectiv, consolidare a acesteia în apropierea valorii de 3 la sută, cu o tendință de ușoară accelerare în ultimii doi ani ai intervalului analizat (2018-2019). Dinamizarea de pe parcursul anului 2019 poate fi asociată cu avansul considerabil al investițiilor. În pofda diminuării NAIRU (ce reflectă o serie de măsuri de flexibilizare a pieței muncii) și a trendului ascendent al ratei de participare (în paralel cu dinamizarea activității economice), forța de muncă are o contribuție ușor negativă în perioada postcriză, pe seama declinului multianual manifestat atât de către numărul de ore lucrate, cât și populația în vârstă de muncă.

Analiza pe grupe de vârstă evidențiază decalajele existente față de Europa, cel mai amplu fiind pe segmentul de vârstă: 55-64 de ani (o treime din totalul persoanelor inactive), cu diferențe semnificative față de 2005 (a se consulta Caseta „Este populația inactivă o soluție pentru detensionarea pieței muncii?” din *Raportul asupra inflației*, ediția din noiembrie 2017).

**Figura 4.** Evoluția unor trenduri relevante aferente factorilor de producție



Stocul de capital, după o încetinire temporară pe seama contracției formării brute de capital fix din perioada Marii Recesiuni, reflectă redresarea graduală a investițiilor. În paralel, proiectele agenților economici de extindere a ariei geografice de activitate (de exemplu, a marilor operatori comerciali, cu efecte pozitive multiple de antrenare a factorilor de producție) și de re tehnologizare a capacităților existente reprezintă surse ale avansului productivității în majoritatea sectoarelor, preponderent în „Agricultură”

(a se vedea Caseta „Dinamica postcriză a productivității totale a factorilor (TFP): analiză sectorială” din *Raportul Anual 2017* al BNR), cu o magnitudine însă inferioară celei anterioare crizei financiare internaționale. Finanțarea proiectelor a beneficiat cu precădere de termenii favorabili de creditare, precum și de îmbunătățirea procesului de absorbție a fondurilor structurale și de coeziune (facilitată de suprapunerea a două cadre financiare multianuale, dar și de eficientizarea unor proceduri administrative). Progresul relativ modest al TFP poate fi asociat cu o serie de variabile observabile precum: cheltuieli în activitatea de cercetare-dezvoltare (R&D), a căror pondere în PIB a manifestat o tendință descrescătoare spre deosebire de dinamica de la nivelul UE, accesul la tehnologiile informațiilor și comunicații sau statistici ale inovației. Cele din urmă cumulează elemente reprezentative pentru R&D, de exemplu European Innovation Scoreboard, la nivelul căruia performanța indicelui de inovație pentru România (relativ la Uniunea Europeană) s-a diminuat de la 44,8 la sută (în 2011) la 34,4 la sută (în 2019), fiind considerată un inovator modest, conform *Raportului European Innovation Scoreboard 2020*.

Anul 2020 nu este inclus în analiză întrucât estimările aferente ar putea fi obținute doar după stabilizarea datelor statistice publicate și încorporarea de noi informații privind evoluția economiei în contextul crizei pandemice<sup>8</sup>. Cu toate că contracția economică este evaluată a se reflecta cu precădere la nivelul componentei ciclice, efecte notabile se pot prefigura și asupra PIB potențial (a se vedea, *Raportul asupra inflației*, ediția din noiembrie 2020). Acestea, cel mai probabil, ar putea fi asociate afectării contribuțiilor din partea determinantilor analitici (forța de muncă, capital și productivitate). Acumularea de capital ar putea însă beneficia de persistența sa ridicată și de efectele fluxurilor de investiții din prima parte a anului 2020. Aportul trendului forței de muncă este totuși posibil a fi afectat de tendința nefavorabilă de reducere a numărului de ore lucrate, la care s-ar putea adăuga o anumită majorare a ratei șomajului. Contribuția TFP ar fi prefigurată a reflecta deteriorarea bruscă a activității economice, în condițiile restricțiilor impuse pentru limitarea și prevenirea infectărilor cu noul virus SARS-CoV-2<sup>9</sup>.

### 3.3. MĂSURI DE INCERTITUDINE

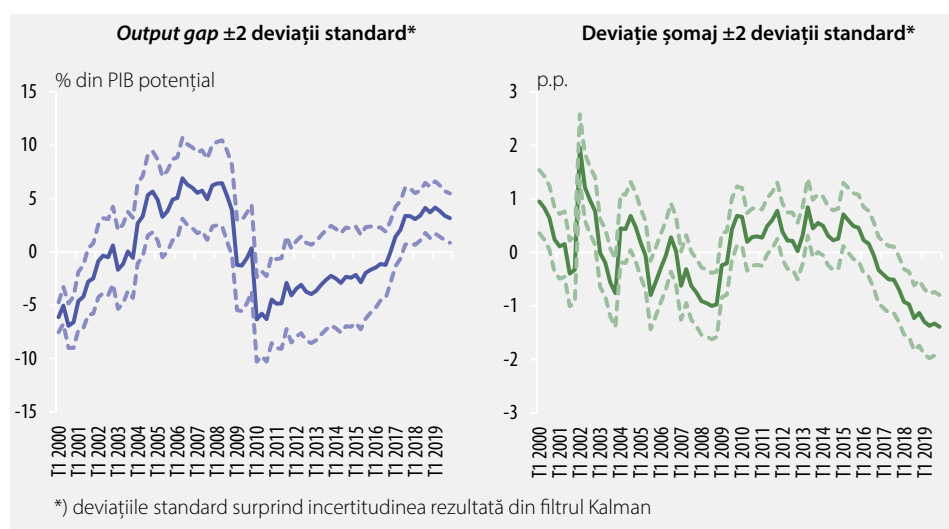
Estimările empirice pentru PIB potențial și *output gap* prezintă în mod inerent, prin specificație, un grad ridicat de incertitudine ce provine din surse diferite, dar nu disjuncte. Printre acestea se numără alegerea modelului, algoritmul de filtrare utilizat, proprietățile proceselor stocastice ce descriu legile de mișcare pentru variabilele neobservabile sau parametrizarea modelului sub ipoteza unor coeficienți estimați, sensitivi la perioada de referință utilizată pentru estimare (engl. *parameter uncertainty*). Prin urmare, acestea se transpun în revizuirile proiecțiilor la extinderea setului de date cu noi informații.

<sup>8</sup> De subliniat este afectarea calității datelor statistice de dificultățile create de criza pandemică și de instituirea stării de urgență și a celei de alertă. A se vedea „Nota metodologică a INS referitoare la Orientări privind estimarea conturilor naționale trimestriale (inclusiv estimări „semnal”) în contextul crizei COVID-19”, aprilie 2020.

<sup>9</sup> O evaluare recentă la nivelul zonei euro este dată de Bodnár *et al.* (2020).

Incertitudinea poate fi raportată din variabilele observabile (engl. *data uncertainty*) din care sunt extrase componenta de trend și cea ciclică, în special în cazul estimării nivelului potențial al producției cu date previzionate. Acestea din urmă sunt introduse cu scopul de a diminua problemele de tipul *end-point* (estimările pentru ultima perioadă din setul de date se modifică semnificativ la adăugarea unui număr redus de observații). Pentru economiile în curs de dezvoltare, în procesul de estimare pe termen lung a nivelului potențial incertitudinea este accentuată de complicațiile ce derivă din disponibilitatea redusă a datelor primare. Astfel, seriile de timp de dimensiune redusă și caracterizate de rupturi structurale pot distorsiona estimările nivelului potențial. Revizuirile periodice pentru datele previzionate sunt de cele mai multe ori semnificative comparativ cu revizuirile conturilor naționale, iar proiecțiile principalilor indicatori economici devin incerte.

**Figura 5.** Output gap și deviația șomajului ( $\pm 2$  abateri standard)



Cuantificarea în termeni absoluți a incertitudinii asociate modelului devine dificilă cu atât mai mult cu cât în urma filtrelor aplicate pentru extragerea componentelor neobservabile nu rezultă o estimare punctuală, ci o întregă distribuție de valori. Estimările prin intermediul tehnicilor Bayesiene pot asigura comparabilitatea între diverse specificații ale modelului, aplicate pe același set de date, prin densitatea de probabilitate marginală (verosimilitatea marginală) definită drept probabilitatea datelor condiționată de specificațiile modelului. Într-o reprezentare liniară în spațiul stărilor cu o distribuție normală *a priori*, rezultatul în urma aplicării filtrului Kalman este de asemenea o distribuție de probabilitate normală. Gradul de incertitudine rezultat astfel este independent de cel al parametrilor, inclusiv în condițiile în care parametrii modelului (sistemul sub formă matriceală a reprezentării în spațiul stărilor aferente modelului de bază) sunt cunoscuți.

Sub ipoteza unui sistem linear în spațiul stărilor, incertitudinea poate fi ilustrată prin intervalul de încredere construit prin deviația de la media estimărilor obținute prin procedeul de „netezire”, unde abaterea standard, la fiecare moment de timp, corespunde rădăcinii pătrate a elementelor de pe diagonala matricelor de covarianță.

Evoluția *output gap* din ultimii ani este apropiată de cea a deviației PIB estimată în cadrul modelului de analiză și prognoză pe termen mediu al BNR sau de alte proiecții alternative (e.g. Comisia Europeană). Perioada de dinaintea izbucnirii crizei financiare globale este marcată de o evoluție favorabilă a cererii și un grad ridicat de supraîncălzire a economiei față de nivelul său potențial. Acest aspect poate fi corelat cu observarea unei creșteri economice, simultan cu formarea de dezechilibre macroeconomice (creșteri salariale peste productivitate, deficit de forță de muncă fiscalizată, creditarea internă ridicată, eficiența scăzută a cheltuielilor publice etc.). Excesul de cerere agregată existent la momentul declanșării crizei globale a determinat apariția presiunilor inflaționiste, iar în perioada imediat următoare, contextul economic global a favorizat intrarea deviației PIB în teritoriul negativ într-un interval de timp scurt. Procesul de revenire spre nivelul de echilibru a fost gradual și îndelungat, iar deviația PIB a reintrat în teritoriul pozitiv la începutul anului 2017.

Repercusiunile s-au reflectat asupra deviației șomajului de la NAIRU, care a prezentat o evoluție ascendentă extinsă pe termen lung, confirmând ipoteza potrivit căreia în cazul unei recesiuni prelungite se poate observa efectul de sistare a eforturilor șomerilor în identificarea posturilor vacante. Pe fondul măsurilor fiscale, adoptate începând cu 2016 și care au vizat stimularea ofertei și cererii de muncă și inserția tinerilor, respectiv a șomerilor pe termen lung pe piața muncii (printre care: modificări legislative sau majorarea cuantumului subvențiilor acordate angajatorilor sau prime ce încurajează mobilitatea lucrătorilor), *gap*-ul șomajului a prezentat o decelerare semnificativă mai cu seamă în ultimul an, depășind cu 1 punct procentual nivelul potențial.

Metodele Bayesiene subliniază incertitudinea parametrilor prin generarea distribuțiilor aferente în spațiul stărilor. Limitele, superioară, respectiv inferioară, ale intervalelor de variație asociate mediane posterioră (calculate cu o deviație de 2 abateri standard), sunt vizibil depărtate de punctul central, pe seama volatilității ridicate – în principal a *output gap* – preponderentă în perioada postcriză.

## 4. Concluzii

În această lucrare este evaluat PIB potențial pentru România cu ajutorul unui model dezvoltat în cadrul SEBC. Abordarea s-a bazat pe specificarea PIB potențial prin intermediul funcției de producție și a unui model cu componente neobservabile, iar estimările rezultate au încorporat aspectele relevante cu privire la componenta de trend și, respectiv, cea ciclică, ale activității economice și măsuri ale incertitudinii aferente valorilor estimate.

Conform estimărilor, criza financiară a avut efecte adverse semnificative asupra dinamicii tuturor factorilor de producție. În perioada postcriză, PIB potențial are o dinamică în redresare graduală și consolidare în apropierea valorii de 3 la sută, mai redusă comparativ cu perioada anterioară declanșării crizei financiare internaționale.

Eforturile de recuperare a decalajelor au favorizat anumite câștiguri de productivitate, prin re tehnologizarea capacităților de producție, subliniind astfel necesitatea intensificării procesului de implementare a reformelor structurale, inclusiv prin îmbunătățirea atragerii de fonduri europene pentru investiții. Deși analiza nu include anul 2020, se poate spune că pe parcursul acestui an economia a suferit un șoc major (inclusiv din perspectiva escaladării incertitudinii), cu implicații adverse și asupra potențialului productiv al economiei.



## Bibliografie

- Altăr, M.  
Bobeică, G.  
Necula, C.
- „Estimating Potential GDP for the Romanian Economy. An Eclectic Approach”, *Romanian Journal of Economic Forecasting*, 3, 2010
- Anderton, R.  
Aranki, T.  
Dieppe, A.  
Elding, C.  
Haroutunian, S.  
Jacquionot, P.  
Jarvis, V.  
Labhard, V.  
Rusinova, D.  
Szörfi, B.
- „Potential Output from an Euro Area Perspective”, *ECB Occasional Paper Series*, No. 156, 2014
- Andersson, M.  
Szörfi, B.  
Tóth, M.  
Zorell, N.
- „Potential Output in the Post-Crisis Period”, *ECB Economic Bulletin* No. 7, 2018
- Banca Națională a României
- Raport Anual*, 2017
- Raportul asupra inflației*, noiembrie 2017
- Raportul asupra inflației*, noiembrie 2020
- Bodnár, K.  
Le Roux, J.  
Lopez-Garcia, P.  
Szörfi, B.
- „The Impact of COVID-19 on Potential Output in the Euro Area”, *ECB Economic Bulletin*, No. 7, 2020
- Comisia Europeană
- European Innovation Scoreboard*, 2020
- „Impact of the Current Economic and Financial Crisis on Potential Output”, *Occasional Papers*, No. 49, 2009
- Copaciu, C.  
Galățescu, A.  
Rădulescu, B.
- „Estimarea PIB potențial pentru România”, *Caiete de studii* Nr. 20, Banca Națională a României, 2007
- Estevão, M.  
Severo, T.
- „Financial Shocks and TFP Growth”, *IMF Working Paper* WP/10/23, 2010
- Fondul Monetar Internațional
- Country Report (Romania)*, No. 10/227, 2010
- World Economic Output*, 2015
- Hamilton, J.
- Time Series Analysis*, Princeton University Press, 1994, pp. 372-407
- Hasting, W. K.
- „Monte Carlo Sampling Methods using Markov Chains and their Applications”, *Biometrika*, Vol. 57, No. 1, 1970, pp. 97-109

Havik, K. Mc Morrow, K. Orlandi, F. Planas, C. Raciborski, R. Roger, W. Rössi, A. Thum-Thysen, A. Vandermeulen, V.	„The Production Function Methodology for Calculating Potential Growth Rates and Output Gaps”, <i>European Economy Economic Papers</i> , No. 535, 2014
Institutul Național de Statistică	Nota metodologică: Orientări privind estimarea conturilor naționale trimestriale (inclusiv estimări „semnal”) în contextul crizei COVID-19, aprilie 2020
Melolinna, M. Tóth, M.	„Output Gaps, Inflation and Financial Cycles in the United Kingdom”, Bank of England, <i>Staff Working Paper</i> , No. 585, 2016
Planas, C. Röger, W. Rossi, A.	„Does Capacity Utilization Help Estimating the TFP Cycle?”, <i>European Economy Economic Papers</i> , No. 410, 2010
Radovan, J.	„Estimating Potential Output and the Output Gap in Slovenia Using an Unobserved Components Model”, Bank of Slovenia, <i>Working Papers</i> , No. 1, 2020
Sariola, M.	“An Unobserved Components Model for Finland – Estimates of Potential Output and NAWRU”, Bank of Finland, <i>Economics Review</i> , No. 2, 2019
Tóth, M.	“A Multivariate Unobserved Components Model to Estimate Potential Output in the Euro Area – A Production Function Based Approach”, manuscript, 2020

# Anexa 1

## Filtrul Kalman

Algoritmul de funcționare a filtrului Kalman este utilizat pentru estimarea în spațiul stărilor a unui sistem dinamic linear (Hamilton, 1994). Seriile de date observabile reunite în vectorul  $x_t$ , (unde  $t = 1, 2, \dots, T$ ) pot fi modelate conform ecuațiilor de măsură din reprezentarea (A1.1):

$$x_t = Z_t \alpha_t + \eta_t \quad (\text{A1.1})$$

$$\alpha_t = T_t \alpha_{t-1} + \epsilon_t \quad (\text{A1.2})$$

$$E(\eta_t) = 0, \text{Var}(\eta_t) = H \quad (\text{A1.3})$$

$$E(\epsilon_t) = 0, \text{Var}(\epsilon_t) = Q \quad (\text{A1.4})$$

unde  $Z_t$  este matricea de legătură dintre vectorul de măsură  $x_t$  (variabilele observabile) și vectorul de stare  $\alpha_t$  (variabile neobservabile), iar eroarea de măsură (elementele vectorului  $\eta_t$ ) este asociată unui proces de tip „zgomot alb” (engl. *white noise*) cu medie nulă și varianță finită, reprezentată de matricea de varianță-covarianță  $H$ . Legile de mișcare ale variabilelor neobservabile sunt definite de ecuațiile de tranziție (A1.2). La nivelul acestora  $T_t$  este matricea de tranziție a procesului din starea  $t-1$  în starea  $t$ , presupusă a fi staționară în timp, iar  $\epsilon_t$  este un proces *white noise* cu matricea de varianță-covarianță  $Q$ , finită.

Filtrarea propriu-zisă implică un proces recursiv în două etape descrise mai jos (efectuarea unei predicții și actualizarea acesteia, ecuațiile A1.5 – A1.10) pornind de la două valori inițiale alese arbitrar ( $\alpha_{0|0}$  și  $P_{0|0}$ ) ale variabilei de stare  $\alpha_{t|t}$  și a varianței aferente  $P_{t|t}$ .

### I. Efectuarea predicției

$$\alpha_{t|t-1} = T_t \alpha_{t-1|t-1} \quad (\text{A1.5})$$

$$P_{t|t-1} = Z_t P_{t-1|t-1} Z_t' + Q \quad (\text{A1.6})$$

### II. Actualizarea predicției

$$\mu_{t|t-1} = x_t - Z_t \alpha_{t|t-1} \quad (\text{A1.7})$$

$$f_{t|t-1} = Z_t P_{t|t-1} Z_t' + H \quad (\text{A1.8})$$

$$\alpha_{t|t} = \alpha_{t|t-1} + K_t \mu_{t|t-1} \quad (\text{A1.9})$$

$$P_{t|t} = P_{t|t-1} - K_t Z_t P_{t|t-1} \quad (\text{A1.10})$$

unde  $K_t = P_{t|t-1} Z_t^T f_{t|t-1}^{-1}$  este cunoscut drept Kalman *gain*, ce minimizează *a posteriori* eroarea reziduală. În prima etapă sunt efectuate predicțiile pentru variabilele neobservabile  $\alpha_{t|t-1}$  la momentul  $t$  condiționate de toate informațiile disponibile la momentul  $t-1$  și varianța aferentă  $P_{t|t-1}$ . În etapa următoare, estimările ( $\alpha_{t|t-1}$ ) sunt actualizate pe baza diferenței ( $\mu_{t|t-1}$ ) dintre valorile observate (efectiv realizate) și cele prognozate la pasul anterior, ponderată cu câștigul „Kalman”. Fiind un algoritm recursiv, nu necesită informații adiționale, luând în considerare doar valoarea prezentă cunoscută și cea calculată la pasul precedent. Îmbunătățirea estimărilor se realizează luând în considerare întreg eșantionul de observații disponibile  $x_{t|T}$ , cu ajutorul procedurii denumit „netezire” (engl. *smoothing*). Acesta implică parcurgerea etapelor filtrului Kalman în ordine cronologică inversă ( $t = T, T-1, \dots, 1$ ) pornind de la ultima valoare  $x_{T|T}$  estimată la momentul  $T$  și ajustând valorile filtrate cu setul complet de informații disponibile. Rezultatele obținute astfel sunt caracterizate de un grad mai ridicat de robustețe.

## Anexa 2

### Algoritm *random walk* Metropolis Hasting

Algoritmul Metropolis Hasting (1970) este un simulator Markov Chain Monte Carlo (MCMC) pentru aproximarea unei distribuții *a posteriori*, de regulă multidimensională pentru care parametrii acesteia sunt necunoscuți, iar extragerea directă a semnalelor devine dificilă. Acest model particularizat *random walk* implică simularea unor puncte caracterizate de un proces de tip „mers la întâmplare” (ecuația A2.1).

Metodologia de estimare implică alegerea într-o primă etapă a unei valori „candidat”  $\theta^*$ , care poate fi definită de o funcție  $f$  reprezentată de distribuție simetrică, cunoscută,  $\theta^* \sim q(\theta^{(s-1)})$ , astfel:

$$\theta^* = \theta^{(s-1)} + z ; z \sim N(0, \Sigma) \quad (\text{A2.1})$$

unde  $\theta^{(s-1)}$  reprezintă valoarea estimată la simularea  $s$  pentru  $\theta$ . Probabilitatea de acceptare depinde de variabila candidat  $\theta^*$  și de valoarea simulată anterior  $\theta^{(s-1)}$ , fiind definită:

$$\alpha(\theta^{(s-1)}, \theta^*) = \min \left[ 1, \frac{P(\theta = \theta^* | Y)}{P(\theta = \theta^{(s-1)} | Y)} \right] \quad (\text{A2.2})$$

unde  $Y$  este setul de informații. Pentru fiecare simulare  $s$ , se alege  $\theta^{(s)} = \theta^*$  cu probabilitatea  $\alpha > u$ , unde  $u$  este o variabilă aleatoare generată din distribuția normală standard. În caz contrar, pentru  $\alpha < u$  se respinge  $\theta^*$  și  $\theta^{(s)} = \theta^{(s-1)}$ . Tot procesul este reluat astfel iterativ pentru un număr suficient de ridicat de simulări.

## Anexa 3

### Statistici ale distribuțiilor *a priori* și, respectiv, *a posteriori*

Parametrul	Tip Prior	Medie Prior	Deviație Standard Prior	Mediană Posterior	Interval de încredere (probabilitate de 60%)	
$\alpha_1$	beta	1,5	0,5	1,2184	1,1251	1,331
$\alpha_2$	beta	0,6	0,3	0,2882	0,2049	0,3964
$l$	beta	0,5	0,05	0,4978	0,4553	0,5395
$\gamma_1$	beta	0,1	0,05	0,1219	0,0765	0,1808
$\gamma_2$	gamma	0,5	0,3	0,0757	0,0461	0,1148
$\kappa$	beta	0,1	0,03	0,1017	0,0775	0,1301
$\varepsilon_t^{\hat{y}}$	inv. gamma	1	inf	0,0281	0,026	0,0304
$\varepsilon_t^{\Delta \hat{t} \hat{p}}$	inv. gamma	0,02	inf	0,0036	0,0027	0,0048
$\varepsilon_t^{\hat{u}}$	inv. gamma	1	inf	0,0147	0,0134	0,0161
$\varepsilon_t^{\hat{u}}$	inv. gamma	0,01	inf	0,0026	0,002	0,0033
$\varepsilon_t^{\hat{f} \hat{p} r}$	inv. gamma	1	inf	0,0176	0,0162	0,0191
$\varepsilon_t^{\hat{f} \hat{p} r}$	inv. gamma	0,01	inf	0,0012	0,0009	0,0015
$\varepsilon_t^{\hat{a} \hat{h} w}$	inv. gamma	1	inf	0,0149	0,0137	0,0163
$\varepsilon_t^{\hat{a} \hat{h} w}$	inv. gamma	0,01	inf	0,0011	0,0009	0,0014
$\lambda$	beta	0,5	0,25	0,7977	0,6979	0,8814
$\beta_1$	beta	0,5	0,25	0,502	0,3369	0,6685
$\beta_2$	gamma	0,5	0,3	0,1142	0,0653	0,1801
$\varphi$	beta	0,9	0,05	0,9818	0,9727	0,9885
$\varepsilon_t^{\hat{\pi}}$	inv. gamma	1	inf	0,0302	0,0276	0,0331
$\varepsilon_t^{\hat{\pi}}$	inv. gamma	0,01	inf	0,014	0,0118	0,0165
$\beta_3$	beta	0,5	0,25	0,0993	0,048	0,1687
$\beta_4$	gamma	0,5	0,3	0,4269	0,2395	0,6842
$\varepsilon_t^{\hat{w}}$	inv. gamma	1	inf	0,2117	0,1977	0,2271
$\varepsilon_t^{\hat{w}}$	inv. gamma	0,01	inf	0,0056	0,0032	0,0105
$\omega$	normal	0,15	0,05	0,2048	0,1579	0,248
$\varepsilon_t^{cu}$	inv. gamma	1	inf	0,0435	0,0395	0,0479

# Anexa 4

## Parametrii calibrați

Parametrul	Valoare	Notă
$\pi^*$	0,025	Ținta de inflație (2,5%)
$ltu_0$	0,015	Media istorică a șomajului pe termen foarte lung (minimum 2 ani, 1,5%)
$\sigma_{\varepsilon_t^{\overline{w\bar{a}p}}}$	0,01	Abaterea standard aferentă șocului din ecuația ratei de creștere a populației în vârstă de muncă
$\sigma_{\varepsilon_t^{\bar{k}}}$	0,01	Abaterea standard aferentă șocului din ecuația ratei de creștere a capitalului
$\sigma_{\varepsilon_t^{cu}}$	1	Abaterea standard aferentă șocului ecuației capacității de utilizare

