

REALIZAREA BAZEI DE MODELE PENTRU PERFECȚIONAREA METODELOR DE PROGNOZA MACROECONOMICĂ

*Prof. univ. dr. Moisa Altar, Asist. univ. drd. Ionut Dumitru,
Asist. univ. drd. Ciprian Necula, Asist. univ. drd. Bogdan Moinescu,
Prep. univ. drd. Gabriel Bobeica, Prep. univ. Anca Sirbu,
Prep. univ. Nicoleta Ciurila*

Pentru fazei Realizarea bazei de modele pentru perfecționarea metodelor de prognoza macroeconomics au fost realizate următoarele obiective:

- fundamentarea corelațiilor macroeconomice ce caracterizează evoluția economiei românești prin identificarea cu ajutorul tehnicilor econometrice a vectorilor-forță care determină evoluția PIB-ului;
- elemente privind fundamentarea politicilor de creștere economică;
- structurarea și realizarea unei baze de modele pentru perfecționarea metodelor de prognoză macroeconomică.

A. Fundamentarea corelațiilor macroeconomice ce caracterizează evoluția economiei românești prin identificarea cu ajutorul tehnicilor econometrice a vectorilor – forța care determină evoluția PIB-ului

În cadrul studiului de față sunt analizați stabilizatorii fiscali automați în cadrul bugetului general consolidat al României – modificarea veniturilor și cheltuielilor bugetare consolidate datorate fluctuațiilor în activitatea economică cauzate de ciclul economic - și influența acestora asupra cererii agregate și în final efectul de netezire a ciclului economic (engl. smooth the business cycle).

În cadrul lucrării s-a considerat că veniturile bugetului consolidat (V) provin din contribuții la asigurările sociale (CAS), TVA (TVA), accize (ACCIZE), impozit pe venit (VEN) impozit pe profit (PROFIT) și alte venituri (ε):

$$V_t = CAS_t + TVA_t + ACCIZE_t + VEN_t + PROFIT_t + \varepsilon_t$$

Cheltuielile bugetare (Ch) sunt constituite din transferuri către populație (TRANS), achiziții de bunuri și servicii (ACH) și alte cheltuieli (φ):

$$Ch_t = TRANS_t + ACH_t + \varphi_t$$

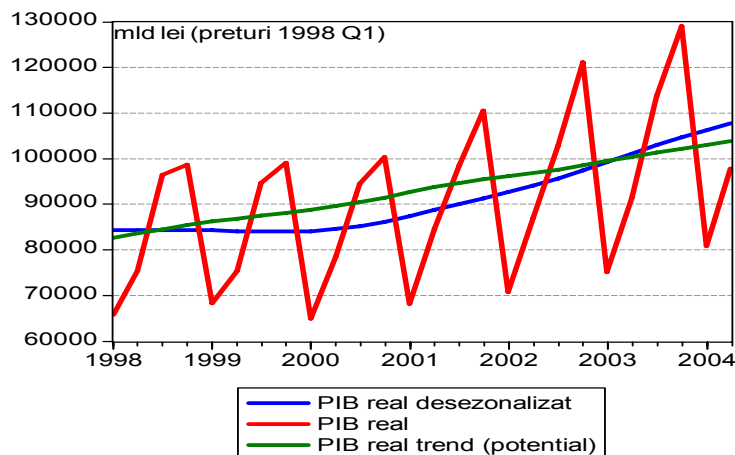
Veniturile și cheltuielile bugetare au o componentă structurală (V_t^S, Ch_t^S) și una ciclică (V_t^C, Ch_t^C).

Soldul bugetului de stat (DEF_t) reprezintă suma deficitului structural (DEF_t^S) și a celui ciclic (DEF_t^C):

$$DEF_t = DEF_t^S + DEF_t^C .$$
$$DEF_t^C = DEF_t^S \times \alpha_j^{PIB} \times gap_PIB_t$$
$$gap_PIB = \frac{PIB_t - PIB_{potential}}{PIB_{potential}}$$

În cadrul acestui studiu PIB-ul potențial a fost estimat utilizând o metodă bazată pe componente neobservabile univariată bazată pe filtre Kalman. Astfel, seria PIB real a fost descompusă într-o componentă de trend (T), o componentă ciclu (c), o componentă sezonieră (s) și un termen de eroare, componente ce nu sunt observabile.

Figura 2 - Evoluția PIB real, PIB potențial și PIB desezonalizat



Trendul PIB (PIB-ul potențial), PIB-ul real desezonalizat și PIB-ul real sunt prezentate în figura 2. După cum se observă, trendul PIB este unul crescător în perioada analizată. De asemenea, cea mai mare parte a intervalului de timp considerat este caracterizat prin output-gap negativ (PIB potențial mai mare decât PIB desezonalizat). Se observă la începutul și sfârșitul intervalului că output-gapul este pozitiv, adică PIB-ul este peste cel potențial, situație în care se creează presiuni inflaționiste.

Soldul bugetar structural (soldul bugetar ajustat ciclic CAB) se poate scrie ca:

$$DEF_t^S = CAB_t = DEF_t - DEF_t^C = DEF_t - \sum_j DEF_t^C_j, \text{ unde } DEF_t^C_j \text{ reprezintă partea ciclică a}$$

componentei j a bugetului care depinde de output-gap (gap_PIB) și de elasticitatea componentei j a bugetului:

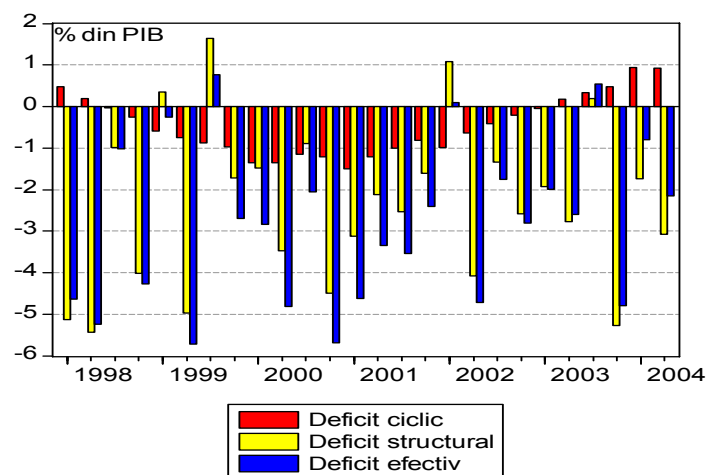
$$DEF_t^C_j = DEF_{tj} \times \alpha_j^{PIB} \times gap_PIB_t$$

$$gap_PIB = \frac{PIB_t - PIB_{potential}}{PIB_{potential}}$$

Componenta ciclică a activității economice determină un deficit bugetar ciclic – mărimea stabilizatorilor automați - cuprins între -1.49% (2001 trimestrul I) și 0.94% din PIB (excedent ciclic al bugetului consolidat, 2004 trimestrul II).

Deficitul structural, calculat ca diferența între deficitul efectiv și deficitul ciclic (figura 3) înregistrează valori cuprinse între -5.43% (anul 1998, trimestrul II) din PIB și 1.64% din PIB (anul 1999 trimestrul III).

Figura 3 – Deficitul structural, deficitul ciclic și deficitul efectiv



La nivel anual cumulat, deficitul efectiv, structural si ciclic a înregistrat următoarele valori:

Anul	Soldul bugetului consolidat (mld lei)	PIB Nominal (mld lei)	Deficit efectiv % din PIB	Deficit ciclic (-deficit, +excedent) % din PIB	Deficit structural % din PIB
1998	-13,292.9	373798.2	-3.56%	0.04%	-3.60%
1999	-10536.2	545730.2	-1.93%	-0.84%	-1.09%
2000	-32045	803773.1	-3.99%	-1.24%	-2.74%
2001	-38575.6	1167687.025	-3.30%	-1.07%	-2.23%
2002	-36918.8	1512616.827	-2.44%	-0.50%	-1.94%
2003	-44301.5	1890778.168	-2.34%	0.28%	-2.63%
2004*	-13997.0	907871.1	-1.54%	0.93%	-2.48%
2004**	-13997.0	2254600	-0.62%	0.38%	-1.00%

* Luând în calcul deficitul și PIB-ul pe primele 6 luni.

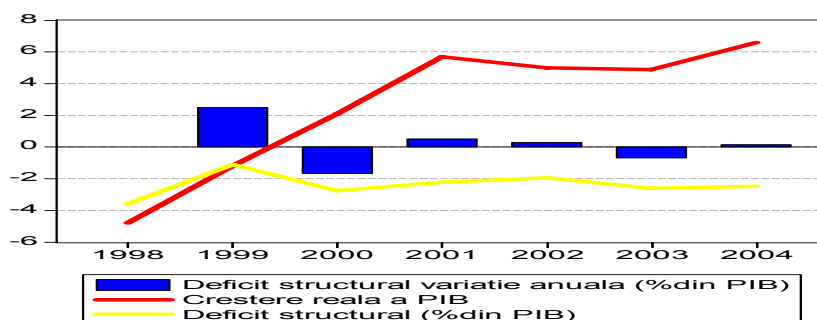
** Luând în calcul deficitul cumulat pe primele 6 luni și PIB-ul anual prognozat pe 2004.

De remarcat că pe ultimii 2 ani – anul 2003 și pe 6 luni din 2004, deficitul ciclic este excedent bugetar, iar deficitul structural este mai mare decât cel efectiv.

Astfel, când output-gap-ul este pozitiv, funcționarea stabilizatorilor automați îmbunătățește soldul bugetar efectiv comparativ cu cel structural (1998, 2003 și 2004). În România, începând cu anul 2000 când procesul creșterii economice s-a reluat, funcționarea stabilizatorilor automați au îmbunătățit soldul bugetar, în 2003 și 2004 soldul bugetar ciclic fiind chiar pozitiv. Când output-gap-ul este negativ, funcționarea stabilizatorilor automați înrăutățește soldul bugetar efectiv comparativ cu cel structural (1999, 2000, 2001 și 2002).

Pentru o analiză a caracterului politicii fiscal-bugetare trebuie comparate deciziile din perioada curentă față de cele din perioada anterioară, calculând diferența dintre deficitul structural de la an la an (figura 4).

Figura 4 – Variația anuală a deficitului structural și rata de creștere a PIB real



După cum se observa din figura 4, în anul 2000 variația deficitului structural față de anul 1999 a fost negativă, ceea ce arată faptul că politica fiscal-bugetară a fost expansionistă (de stimulare a cererii agregate) în anul 2000, anul 2000 fiind și anul în care creșterea economică s-a reluat. În 1998, 2001 și 2002 politica

fiscal-bugetara a fost restrictiva, pentru a deveni din nou expansionista in 2003 si jumătatea anului 2004. In 2003 si 2004 cheltuielile bugetare au crescut mai mult decât veniturile bugetare accentuând astfel deficitul bugetar. Comparând caracterul politicii fiscal-bugetare cu evoluția creșterii economice in România se poate concluziona ca pe perioada analizata (1998-2004), politica fiscal-bugetara a fost in ansamblu una contraciclica directionata pentru a netezii fluctuațiile ciclice in economie.

B. Elemente privind fundamentarea politicilor de creștere economică

În această secțiune a lucrării vom prezenta o serie de modele de creștere economică considerate a fi adecvate pentru elaborarea unor prognoze ale procesului de creștere economică în România. Pentru început au fost analizate structura, proprietățile și modul de utilizare a modelelor de creștere exogenă de tip Ramsey-Cass-Koopmans, după care s-a trecut la analiza unor modele de creștere economică endogenă de tip Uzawa-Lucas. În vederea realizării de scenarii privind creșterea economică în România, a fost necesară estimarea stocului de capital fizic și a funcției de producție macroeconomică pentru economia românească.

Calculul stocului de capital și estimarea funcției de producție macroeconomică pentru România

Pentru cazul României, pentru a evita turbulențele primilor ani de tranziție vom utiliza estimarea stocului inițial de capital din anul 1992. Urmând metoda aplicată de FMI (2003) în *Raportul de țară pentru România*, vom presupune că raportul dintre stocul de capital și PIB în anul 1992 a fost de 1,3. Propunem utilizarea următoarei formule pentru calculul stocului de capital, formulă care diferă de cea utilizată în Raportul FMI:

$$K_t = K_0 (1 - \delta_K)^t + \sum_{j=1}^t I_{j+1} \left[\frac{1 - (1 - \delta_I)^{t-j+1}}{\delta_I} \right], \quad (\text{B.III.1})$$

Cu K_0 s-a notat stocul inițial de capital, cu δ_K rata deprecierii stocului inițial de capital, cu I_t s-a notat formarea brută de capital fix și cu δ_I , rata deprecierii acumulărilor de capital realizate după anul 1992.

Pentru estimarea efectivă a stocului de capital în România a fost considerată o rată de depreciere a noilor investiții de $\delta_I = 5\%$. În ceea ce privește deprecierea stocului inițial de capital, au fost considerate 3 variante distincte, și anume: varianta 1: $\delta_K = 15\%$; varianta 2: $\delta_K = 20\%$; varianta 3: $\delta_K = 25\%$.

Tabelul B.III.1 Estimările privind stocul de capital în România

Ani	Stocul de capital (mld. lei preturi 1998)		
	Varianta 1	Varianta 2	Varianta 3
1992	462956.88	462956.88	462956.88
1993	458215.15	435067.30	411919.46
1994	472190.94	433997.00	398117.84
1995	501221.09	453941.61	412217.63
1996	543878.78	491839.54	448694.85
1997	575736.83	522022.12	480182.24
1998	594439.62	541197.03	502232.04
1999	612611.94	561287.67	525995.86
2000	638368.63	589888.54	558565.23
2001	676318.98	631227.34	603851.29
2002	720877.73	679442.99	655804.10
2003	774416.47	736711.46	716496.81

Indicele capitalului (K/Y) obținut pe baza estimării stocului de capital fizic în 2003 se situează între 1,633 și 1,765, valori comparabile cu cele ale celorlalte economii în tranziție.

În ceea ce privește funcția de producție macroeconomică, se va considera că aceasta este de tip Cobb-Douglas:

$$Y = F(K, L) = AK^\alpha L^{1-\alpha}. \quad (\text{B.III.3})$$

Cu Y s-a notat mărimea PIB-ului, cu K stocul de capital, iar cu L mărimea forței de muncă. În formula (B.III.3), α reprezintă elasticitatea PIB-ului în raport cu capitalul fizic, iar A reprezintă factorul total de productivitate.

Parametrii A și α vor fi estimați prin aplicarea tehnicilor econometrice de tip OLS. Prin liniarizare, ecuația (B.III.3) devine:

$$\ln y = \ln A + \alpha \ln k, \text{ (B.III.4)}$$

unde $y = Y/L$ este PIB per-capita și $k = K/L$ înzestrarea cu capital a muncii.

Tabelul B.III.2. Specificațiile funcției de producție

	Varianta 1		Varianta 2		Varianta 3	
	lnA	α	lnA	α	lnA	α
Valoare	1.8107	0.4688	1.8763	0.4610	2.0539	0.4237
Std. error	0.2421	0.0582	0.2807	0.0687	0.3107	0.0772
t-statistic	7.4800	8.0516	6.6850	6.7099	6.6104	5.4900
p-value	0.0000	0.0000	0.0001	0.0001	0.0001	0.0003

Pe baza seriilor estimate privind capitalul fizic și prezentate în Tabelul B.III.1, precum și pe baza datelor privind mărimea PIB-ului real calculat în prețuri 1998, precum și pe baza datelor privind populația ocupată, au fost estimate trei funcții de producție macroeconomică. Rezultatele obținute sunt prezentate în Tabelul B.III.2.

Previzionarea PIB pe baza modelelor de creștere economică

În această secțiune am implementat patru modele: modele 1,2,3 care reprezintă modele de tip Ramsey-Cass-Koopmans cu funcția de producție dată de fiecare din cele trei variante și modelul 4 care este un model de tip Uzawa-Lucas cu funcția de producție dată de varianta 1. Alegerea punctului inițial în cadrul acestor modele s-a făcut astfel încât influența capitalului învechit asupra evoluției viitoare a PIB să fie cât mai redusă. Considerăm ca punct inițial anul 2002, pentru care deprecierea capitalului inițial depășește 80% în toate cele trei variante de depreciere considerate pentru estimarea stocului de capital din România.

Tabelul B.IV.2 Previțiunea PIB

Ani	Modele exogene						Modelul 4	
	Modelul 1		Modelul 2		Modelul 3			
	PIB (mld. lei prețuri 1990)	Rata de creștere (%)	PIB (mld. lei prețuri 1990)	Rata de creștere (%)	PIB (mld. lei prețuri 1990)	Rata de creștere (%)	PIB (mld. lei prețuri 1990)	Rata de creștere (%)
2003	843.68	5.47	844.89	5.62	844.01	5.51	838.36	4.80
2004	895.69	6.17	895.49	5.99	893.65	5.88	884.05	5.45
2005	944.67	5.47	943.24	5.33	939.34	5.11	929.04	5.09
2006	990.85	4.89	988.37	4.78	981.56	4.49	974.02	4.84
2007	1034.44	4.40	1031.07	4.32	1020.66	3.98	1019.47	4.67
2008	1075.64	3.98	1071.51	3.92	1056.96	3.56	1065.74	4.54
2009	1114.61	3.62	1109.86	3.58	1090.73	3.20	1113.08	4.44
2010	1151.49	3.31	1146.25	3.28	1122.20	2.89	1161.72	4.37
2011	1186.44	3.03	1180.80	3.01	1151.56	2.62	1211.83	4.31
2012	1219.57	2.79	1213.64	2.78	1179.01	2.38	1263.55	4.27
2013	1250.99	2.58	1244.86	2.57	1204.68	2.18	1317.04	4.23
2014	1280.80	2.38	1274.57	2.39	1228.72	2.00	1372.43	4.21
2015	1309.11	2.21	1302.84	2.22	1251.26	1.83	1429.84	4.18

Tabelul B.IV.11 prezintă comparativ rezultatele celor 4 modele de creștere economică în ceea ce privește previziunea PIB. Observăm că în toate modelele analizate atât nivelurile PIB, cât și ratele de creștere ale acestuia sunt comparabile, în special în primii ani ai perioadei analizate.

C. Structurarea și realizarea unei baze de modele pentru perfecționarea metodelor de prognoză macroeconomică

Conceptul de previziune este strâns legat de cel de proces stohastic generator, în sensul că, în funcție de modelul despre care se presupune că stă la baza seriei de date se vor obține previziuni pentru orizontul de timp luat în calcul. În general, pornind de la valorile realizate ale variabilei considerate și utilizând cele mai noi rezultate obținute de către știința economică, se va determina un număr corespunzător de procese stohastice generatoare. Acestea vor fi determinate pe baza estimărilor econometrice, folosind datele din eșantionul de care se dispune. Estimările realizate pe baza eșantionului sunt evaluate din punct de vedere econometric, iar cele considerate corect specificate vor fi ulterior utilizate pentru a genera așa numitele serii de previziuni „în afara eșantionului” (out of sample, în engleză). Din punct de vedere practic, seria de date se împarte în două sub-serii de date sau sub-eșantioane: primul eșantion este utilizat în estimarea modelelor, iar cel de-al doilea eșantion este folosit în generarea previziunilor.

Notând cu $y_{t+h|t}$ valorile prognozate pentru perioada $t+h$ la momentul t , erorile de previziune vor fi calculate pe baza următoarei formule :

$$e_{t+h|t} = y_{t+h} - y_{t+h|t} \quad (C.1)$$

Cu y_{t+h} s-a notat valorile realizate.

În realizarea previziunilor de tip „h step ahead” ale indicatorului y la momentul t cu h pași înainte, se pornește de la conceptul de **previziuni optimale**. Pentru a defini conceptul de previziune optimă, vom considera mulțimea care conține totalitatea informațiilor cunoscute la momentul t , notată cu I_t .

Se consideră că previziunea $y_{t+h|t}$ este **optimală** dacă nu există o altă previziune $\tilde{y}_{t+h|t}$ pentru care media pătratelor erorilor de previziune sa fie mai mică.

Rezultă că o previziune $y_{t+h|t}$ este optimală dacă ea minimizează următoarea expresie:

$$E \left[\left(y_{t+h} - y_{t+h|t} \right)^2 \mid I_t \right] = E \left[e_{t+h|t}^2 \mid I_t \right] \quad (C.2)$$

Se demonstrează matematic că soluția problemei, respectiv previziunea optimă are următoarea expresie:

$$y_{t+h|t}^{opt} = E \left[y_{t+h} \mid I_t \right] \quad (C.3)$$

În evaluarea seriei de previziuni obținute se pornește de la analiza erorilor de previziune. În cazul în care previziunile sunt optimale (raționale), erorile de previziune trebuie să aibă următoarele proprietăți:

- **medie zero**
- **autocorelație zero**
- **imposibilitatea previziunii erorilor**

După analiza erorilor de previziune, se trece la testarea **nedeplasării seriei de previziuni** construite prin fiecare model în parte. Conceptul de nedeplasare a previziunii se referă la corectitudinea, în medie, a previziunilor și este complementar conceptului de medie zero a erorilor de previziune.

Cel mai cunoscut *test de nedeplasare* este cel utilizat pentru prima dată de Mincer și Zarnowitz (1969) și acest test este bazat pe regresia:

$$y_{t+h} = \alpha + \beta y_{t+h|t} + \varepsilon_{t+1} \quad (C.4)$$

unde $t=1$ până la n și n reprezintă numărul de valori prognozate aflate în seria de previziuni

Ipoteza nulă testată după estimarea regresiei este $H_0: \alpha = 0, \beta = 1$. În cazul în care nu putem respinge ipoteza nulă seria de previziuni este nedeplasată.

În practică, este puțin probabilă găsirea unui model care să genereze previziuni total optimale. De aceea, cel mai adesea este necesară compararea performanțelor și apoi chiar combinarea mai multor modele de previziune.

Pentru evaluarea acurateții previziunii, elementul esențial este definirea funcției de pierdere utilizată în compararea diferitelor modele de previziune. Mai precis, în literatura de specialitate se utilizează în compararea și, mai apoi ordonarea modelelor de previziune următoarele tipuri de funcții de pierdere:

- funcții de pierdere bazate pe pătratul erorilor de previziune ;
- funcții de pierdere bazate pe erorile de previziune absolute;
- funcția de pierdere de tip Linex;

- funcții de pierdere utilizate în cazul previziunii schimbării direcției;
- funcții de pierdere utilizate în cazul previziunii variabilelor ce reprezintă probabilități ;
- funcții de pierdere utilizate în cazul previziunii volatilității.

În urma alegerii unei funcții de pierdere și a calculării acestui indicator pentru fiecare serie de previziune în parte, vom ordona modelele de previziune în ordinea descrescătoare a pierderii. Este însă necesar să testăm existența unei semnificații statistice a diferențialelor de pierdere. Testul ce verifică ipoteza nulă de putere predictivă egală este cel construit de Diebold și Mariano (1995), precum și varianta sa modificată de Harvey, Leybourne și Newbold (1997).

Statistica Diebold-Mariano (1995) se construiește astfel:

$$S = \frac{\bar{d}}{\sqrt{\hat{V}(\bar{d})}} \quad (C.5)$$

unde \bar{d} este media diferenței dintre pătratele erorilor, iar $\hat{V}(\bar{d})$ este varianța asimptotică a acestei medii.

Pentru seriile de previziuni generate pe baza unor procese generatoare de date, trebuie testată și existența unei eventuale relații de **dominare**. Noțiunea de dominare („encompassing”) este strâns legată de cea a combinării de modele de previziune diferite. Este posibil ca unele modele de previziune să conțină informații ce nu pot fi regăsite în altele și aceste informații pot fi înglobate într-un singur model care să le cuprindă pe toate. Mai multe modele de previziune pot fi combinate dacă nu există nici o relație de dominare între ele; în cazul în care există relații de dominare, modelul dominat nu trebuie inclus într-o eventuală combinare.

Unul din primele teste de dominare a unei previziuni de către altă previziune este propus de Chong și Hendry (1986). Ei construiesc un test care implică regresarea erorilor de previziune dintr-un model de previziune notat cu y_{1t} asupra previziunilor modelului competitor notat cu y_{2t} :

$$e_{1,t+h|t} = \alpha y_{2,t+h|t} + \varepsilon_t \quad (C.6)$$

În acest caz, pentru a testa ipoteza nulă că previziunile modelului 1 le domină pe cele ale modelului 2, se utilizează statistica t a ipotezei nule $\alpha = 0$.

În cazul în care nu se poate determina o relație de dominare între cele două modele (sau putem lua în considerare testarea relației de dominare pentru perechi de modele în cazul în care avem mai mult de două modele competitive), se ajunge la concluzia că ar fi eficientă o combinare a modelelor.