

Revista Română de Statistică Supliment

**Romanian Statistical Review
Supplement**

10/2020

www.revistadestatistică.ro/supliment

MODEL ECONOMETRIC UTILIZABIL ÎN STUDIUL PIETELOR EMERGENTE	3
ECONOMETRIC MODEL USABLE IN THE STUDY OF EMERGING MARKETS	17
Prof. Constantin ANGHELACHE PhD Conf. Ana Maria POPESCU PhD Dana Luiza GRIGORESCU PhD Student	
<hr/>	
STUDIU PRIVIND SITUAȚIA PENSIONARILOR ȘI NIVELUL DE PENSII ÎN ROMÂNIA	29
STUDY ON THE SITUATION OF PENSIONERS AND THE LEVEL OF PENSIONS IN ROMANIA	40
Assoc. prof. Mădălina-Gabriela ANGHEL PhD Lecturer Ștefan Virgil IACOB PhD	
<hr/>	
MANAGEMENTUL URBANISTIC ÎNTRE AȘTEPTĂRI ȘI DEZILUZII	51
URBAN MANAGEMENT BETWEEN EXPECTATIONS AND DISAPPOINTMENTS	61
Prof. Mircea Alecsandru UDRESCU PhD Lecturer Alina GHEORGHE PhD	
<hr/>	
CONCEPTUL DE VALOARE MOBILIARĂ ÎN CONSTRUIREA PORTOFOLIILOR	70
THE CONCEPT OF SECURITIES IN BUILDING PORTFOLIOS	85
Prof. Constantin ANGHELACHE PhD Prof. Ion PÂRȚACHI PhD Iulian RADU PhD Student	
<hr/>	

ȘEPTELUL ȘI PRODUCȚIA ANIMALIERĂ SUB EFECTUL CRIZEI PANDEMICE ȘI A CELEI FINANCIARE	100
LIVESTOCK AND ANIMAL PRODUCTION AS A RESULT OF THE PANDEMIC AND FINANCIAL CRISIS	113

Lecturer Ștefan Virgil IACOB PhD

Radu STOICA PhD Student

NOȚIUNI TEORETICE PRIVIND RISCUL DE PIAȚĂ ÎN INVESTIREA PORTOFOLIILOR DE VALORI MOBILIARE	126
THEORETICAL NOTIONS ON THE MARKET RISK IN INVESTING IN THE SECURITIES PORTFOLIOS	135

Assoc. prof. Mădălina-Gabriela ANGHEL PhD

Ștefan Gabriel DUMBRAVĂ PhD Student

TENDINȚE ALE DATORIEI ADMINISTRAȚIEI PUBLICE A ROMÂNIEI	144
--	------------

Conf. univ. dr. Cristina BURGHELEA

Conf. univ. dr. Nicolae MIHĂILESCU

Conf. univ. dr. Claudia CĂPĂȚÎNĂ

Model econometric utilizabil în studiul piețelor emergente

Prof. Constantin ANGHELACHE PhD (*actincon@yahoo.com*)

Academia de Studii Economice din București / Universitatea "Artifex" din București

Conf. Ana Maria POPESCU PhD (*notariat.dejure@gmail.com*)

Academia de Studii Economice din București

Dana Luiza GRIGORESCU PhD Student (*danaluiza2004@yahoo.com*)

Academia de Studii Economice din București

Abstract

Piețele emergente pot fi studiate în sensul de a desprinde perspectivele de evoluție a acestora și mai ales de influențare pe care o vor avea asupra pieței românești. Modelul econometric pune în evidență necesitatea de a construi un astfel de mecanism tehnic, care să asigure o analiză a eficienței investiții portofoliilor în piețele interne sau în zona apropiată.

Ca membră a Uniunii Europene, România are și posibilități suplimentare, dar și unele dificultăți de a putea să asigure plasarea portofoliilor de valori mobiliare în condiții întotdeauna rentabile. De aceea, un studiu este absolut necesar; context în care s-a acționat pentru identificarea unui model matematic, statistico-econometric, care să fie utilizat în studiul piețelor și în primul rând a piețelor emergente.

S-au luat în discuție, ținând seama de frontierele Markowitz, situația pe baza unor indicii de pe piețele emergente din Europa centrală și de est, respectiv randamentele lunare și indicii bursieri specifici unor țări precum sunt România, Ungaria, Bulgaria, Republica Cehă, Polonia, pentru o perioadă de un an. În baza acestora și a concluziilor rezultate din studiul efectuat, se poate face o extindere pe baza parametrilor rezultați din modelul econometric utilizat asupra perspectivei și rezultatelor pe care le va avea investirea pe piața de capital internă a unor portofolii de valori mobiliare. În articol sunt prezentate o serie de aspecte care dau sens aprecierilor la care au ajuns autorii.

Cuvinte cheie: piețe emergente, portofolii, valori mobiliare, investiții, rentabilitate, piață de capital, modele econometrice.

Clasificarea JEL: C13, G14.

Introducere

Articolul Model econometric utilizabil în studiul piețelor emergente se bazează pe un studiu atent efectuat asupra unor piețe din zona apropiată și cu aceleași caracteristici și evoluții precum ale României.

Se definesc și se precizează aspectele în legătură cu incertitudinea privind rentabilitatea activelor, aspecte care au fost studiate cu atenție, stabilind astfel că frontiera eficientă constă în portofolii pe care această plasare a portofoliilor de valori mobiliare să o aibă și aceasta să fie evidențiată în rentabilitățile obținute.

Ideea de bază constă în faptul că un portofoliu cu un randament așteptat aflat pe o frontieră fără constrângeri are o anumită evoluție, diferită de cea în care există unele constrângeri. Impactul adăugării unei constrângeri CVaR la problema de utilizare a portofoliului este deja analizată și definită, stabilind relația ca model econometric, pe care trebuie să o avem în vedere. Orice portofoliu care se situează pe frontiera aceasta, a limitelor de evoluție, poate conduce la unele rezultate care să fie apoi extinse prin studii de prognoză, de previziune, la perioade viitoare.

Se iau anumite variante de analiză, se apelează la modelul convenit, parametrii rezultați fiind cei care apoi sunt utilizați pentru o prognoză viitoare. Există o serie de constrângeri pe piață care au fost exemplificate, sens în care concluzia care se desprinde pe baza acestei analize este aceea de a recomanda practicienilor să fie singuri de faptul că o constrângere poate conduce la selectarea unor portofolii ineficiente, de aceea investitorii și managerii de portofolii, care au în vedere realizarea unor contracte de gestiune a portofoliilor, să considere faptul că în prezența unor constrângeri apare rentabilitatea în funcție de risc, care este diferită în funcție de influența pe care o au unii dintre factorii pe care îi luăm în discuție.

La același nivel al rentabilității așteptate poate fi construit și un portofoliu de fiecare dată mai bun, care în accepțiunea conceptului de medie-varianță, să se referă la un portofoliu cu varianța rentabilității mai mică, asigurând astfel încadrarea în intervale de încredere garantate.

Literature review

În literatura de specialitate întâlnim o serie de lucrări a căror autori și-au îndreptat atenția asupra modelelor econometrice care pot asigura o analiză eficientă asupra investițiilor portofoliilor pe diverse piețe. Astfel, amintim lucrarea lui Andersen & Bollerslev (1998), în care sunt abordate unele metode econometrice de măsurare a volatilității bazate pe date de înaltă frecvență, care sunt de interes în majoritatea aplicațiilor financiare. În aceeași ordine de idei, Anghelache C., Anghel M.G. (2015) abordează unele modele econometrice utilizabile în selectarea portofoliilor și utilizează aceste modele pentru a realiza o analiză complexă a evoluției pieței de capital din România. De asemenea, Anghelache C., Anghel M.G., Iacob Ș.V. (2020) abordează posibilitatea exprimării unui model de acumulare a activelor sub riscul inflației, ținând seama de structura pe termen lung

și randamentele reale. Pe de altă parte, lucrarea sa Belhaj, M. (2010) propune un model de timp continuu utilizabil în analiza cheltuielilor de capital pentru riscul operațional. Ding, Granger și Engle (1993) abordează problema randamentelor bursiere constatând că nu numai că există o corelație substanțial mai mare între randamentele absolute decât randamentele în sine, dar transformarea puterii randamentului absolut are o autocorelație destul de mare pentru perioade lungi. Duan (1995) este preocupat de prima de risc care ar trebui să fie o funcție a riscului sistematic din activul subiacent și efectele asupra valorilor opțiunilor. Engle (1982) consideră că modelele econometrice tradiționale presupun o variație constantă a prognozei pe o anumită perioadă de timp și pentru a generaliza această presupunere introduce în lucrarea sa o nouă clasă de procese stocastice numite procese heteroscedastice condiționate autoregresive (ARCH).

Metodologie, date, rezultate și discuții

Incertitudinea cu privire la rentabilitățile activelor este caracterizată de o mulțime finită de stări cu probabilități egale $\Omega = \{1, 2, \dots, S\}$, unde $S > J$. Randamentele activelor sunt date de o matrice R de dimensiunea $J \times S$. Fie \bar{R} vectorul de dimensiune $J \times 1$ al rentabilităților așteptate și V matricea de dimensiune $J \times J$ a varianței-covarianței asociată lui R . Fie $R_s = [R_{1s} \dots R_{js}]^T$, unde R_{sj} este rentabilitatea activului j în stare s . Se presupune că nu există oportunități de arbitraj; $\text{rang}(V) = J$, astfel încât nu există active redundante sau active fără risc și $\text{rang}(1 \bar{R} R_{1s} \dots R_{js}) = J$ pentru orice mulțime de $J - 2$ stări distincte unde $\{s_1, \dots, s_{j-2}\}$ este vectorul de dimensiune $J \times 1$, de forma $[1 \dots 1]^T$. Un portofoliu este un vector w de dimensiune $J \times 1$ cu $w^T I = 1$. De asemenea, vânzările în lipsă sunt permise. Fie \tilde{R}_w rentabilitatea aleatorie a lui w . Rentabilitatea așteptată și varianța pentru w sunt notate cu \bar{R}_w , și respectiv σ_w^2 .

Un portofoliu se află pe frontiera fără constrângeri dacă satisface următoarea problemă de optimizare:

$$\min_{w \in \{\hat{w} \in R^J; \hat{w}^T I = 1\}} \sigma_w^2, \text{ cu } \bar{R}_w = E \quad (1)$$

Pentru un anumit nivel al rentabilității așteptate E , vom considera:

$$a = I^T V^{-1} \bar{R}, \quad b = \bar{R}^T V^{-1} R^T, \quad c = I^T V^{-1} I$$

Portofoliul situat pe această frontieră, cu rentabilitatea așteptată E , este dat de, relația:

$$w_E = \beta w_\sigma + (1 - \beta) w_\alpha$$

$$\beta = \frac{E - b/a}{a/c - b/a}; \quad w_\sigma = \frac{y^{-1} I}{c} \quad \text{și} \quad w_\alpha = \frac{V^{-1} \bar{R}}{a} \quad (2)$$

Care reprezintă portofoliul de varianță minimă și portofoliul situat pe frontiera având o rentabilitate așteptată de b/a . Folosind ecuația (2) portofoliile situate pe frontiera fără constrângeri pot fi scrise ca o combinație liniară de două fonduri. Reprezentarea lor în spațiul (\bar{R}_w, σ_w^2) , este dată de hiperbola:

$$\sigma_w^2 = \frac{I^*}{c} + \frac{(\bar{R}_w - a/c)^2}{d/c} \quad (3)$$

unde $d = bc - a^2$

Frontiera eficientă constă în portofolii de pe această curbă, cu rentabilități așteptate mai mari sau egale cu a/c .

În continuare vom analiza impactul produs de adăugarea unei constrângeri VaR la problema de optimizare a portofoliului. În definiția VaR, Unii autorii stabilesc un nivel de încredere α , astfel încât $\alpha = s / S$ pentru un număr întreg s , cu $S/2 < s < S$. Fie $z_{1,w} < z_{2,w} < \dots < z_{n,w}$ valorile ordonate pentru care $\tilde{z}_w = -\tilde{R}_w$, unde $N_w < S$ este numărul acestor valori. Se definește $n_{\alpha,w}$ indexul unic cu proprietatea:

$$\sum_{n=1}^{n_{\alpha,w}} p_{n,w} \geq \alpha > \sum_{n=1}^{n_{\alpha,w}-1} p_{n,w} \quad (4)$$

Unde: $p_{n,w} = P[\tilde{z}_w = z_{n,w}]$

VaR pentru portofoliul w pentru un nivel de încredere $\alpha = 100\%$ este dat de:

$$V_{\alpha,w} = z_{n_{\alpha,w}} \quad (5)$$

$$P[\tilde{R}_w \geq -V_{\alpha,w}] = P[\tilde{z}_w \leq z_{n_{\alpha,w}}] \geq \alpha$$

$$P[\tilde{R}_w > -V_{\alpha,w}] = P[\tilde{z}_w < z_{n_{\alpha,w}}] < \alpha \quad (6)$$

Vom considera constrângerea VaR $V_{\alpha,w} < V$, unde V este pragul presupus pentru VaR. Un portofoliu se află pe frontiera cu constrângere VaR, dacă:

$$\min_{w \in \{\hat{w} \in R^J; \hat{w}^T I = 1\}} \sigma_w^2, \text{ cu } \bar{R}_w = E \text{ și } V_{\alpha,w} \leq V \quad (7)$$

$s \in Q$, fie $w_s = \frac{V^{-1}R_s}{c_s}$, unde $c_s = I^T V^{-1} R_s$ E și pentru orice:

Portofoliile $\{w_s\}_{s \in Q}$ sunt utilizate în caracterizarea frontierei cu constrângere VaR. Pentru a arăta că portofoliile aflate pe frontiera cu constrângere VaR vom utiliza din combinațiile a $K + 2$ portofolii: w_σ, w_α și $w_{s_1}, \dots, w_{s_{k+2}}$

Ideea de bază constă în faptul că dacă portofoliul cu un randament așteptat aflat pe frontiera fără constrângeri, nu satisface constrângerea VaR, atunci constrângerea este atinsă în cazul unui portofoliu care are aceeași rentabilitate așteptată, aflat însă pe frontiera cu constrângeri.

În continuare este analizat impactul adăugării unei constrângeri CVaR la problema de optimizare a portofoliului, în definierea că CVaR este urmată de conform căreia nivel CVaR al portofoliului w pentru un nivel de încredere de $\alpha = 100\%$ este dat de relația:

$$C_{\alpha,w} = \frac{1}{1-\alpha} \left[\left(\sum_{n=1}^{n_{\alpha,w}} p_{n,w} - \alpha \right) z_{n_{\alpha,w}} + \sum_{n=n_{\alpha,w}+1}^{N_w} p_{n,w} z_{n,w} \right] \quad (8)$$

Vom considera constrângerea CVaR, cu condiția $C_{\alpha,w} \leq C$ unde C este pragul privind nivelul CVaR. Un portofoliu se află pe frontiera cu constrângere CVaR, numai dacă:

$$\min_{w \in \{\hat{w} \in R^J; \hat{w}^T I = 1\}} \sigma_w^2, \text{ cu } \bar{R}_w = E \text{ și } C_{\alpha,w} \leq C, \quad (9)$$

atingând un anumit nivel al rentabilității așteptate E .

Se poate demonstra că fondurile necesare pentru a crea un portofoliu situat pe frontiera cu constrângeri CVaR depind de setul de stări pentru care portofoliul suferă pierderi mai mari decât VaR. Elementul principal se referă la faptul că dacă portofoliul cu o rentabilitate așteptată dată, aflat pe frontiera fără restricții, nu satisface constrângerea CVaR, atunci constrângerea este atinsă în cazul unui portofoliu care are aceeași rentabilitate așteptată, aflat însă pe frontiera cu constrângeri.

Reducerea intermediară maximă în cazul unui portofoliu este pierderea cea mai mare pe care un portofoliu o poate suferi într-o anumită perioadă de timp. Formal, MD (maximul drawdown) pentru un portofoliu w este $D[R_w] = -\min_{s \in \{1, \dots, S\}} w^T R_s$.

Considerând constrângerea MD: $DD[R_w] < DD$ (DD reprezintă pragul privind nivelul MD). Un portofoliu se află pe frontiera cu constrângere în cazul în care respectă constrângerea și nu se poate identifica un alt portofoliu care satisface constrângerea caracterizat prin aceeași rentabilitate așteptată, dar cu o varianță mai mică.

Putem concludiona că orice portofoliu de pe această frontieră, pentru care constrângerea se respectă, nu aparține frontierei medie-varianță. Cu toate acestea, la nivel general, numărul și componența fondurilor ineficiente depind de E .

Vom construi frontierele Markowitz cu și fără constrângeri pentru un eșantion de indici de pe piețele emergente din Europa Centrală și de Est,

respectiv randamentele lunare ale indicilor bursieri BET (România), BUX (Ungaria), PX50 (Republica Cehă), WIG20 (Polonia) și SOFIX (Bulgaria), pentru perioada ianuarie – decembrie 2019. Cadrul analizat va fi în condițiile $J = 5$ și $S = 132$.

În tabelul numărul 1 sunt sintetizate statisticile descriptive pentru seria randamentelor lunare. Acestea includ media. Statistica definită de Jarque-Bera respinge ipoteza de normalitate. Comportamentul non-normal al distribuției poate fi indus de dependențele temporale dintre rentabilități, în special de momentul temporal de dependență de ordinul doi. Prezența unei asemenea dependențe este testată de statistica Ljung-Box stabilită pentru zece lag-uri.

Datele privind studiul rentabilităților

Tabel 1

	BET	BUX	PX	WIG	SOFIX
Nr. Observații	132	132	132	132	132
Rentabilitate așteptată (anualizată)	0.1886	0.0701	0.0585	0.0151	0.1004
Volatilitate (anualizată)	0.3420	0.2532	0.2406	0.2603	0.3580
Skewness	-0.6401***	-0.8716***	-1.1155***	-0.3001	-0.6617***
Exces de kurtosis	2.6790***	2.5199***	3.5012***	0.6960*	4.1754***
Pierdere intermediară maximă	0.3958	0.3344	0.3164	0.2668	0.4763
Rentabilitate maximă	0.2976	0.1671	0.1711	0.1890	0.3504
JB	48.49 (0.0000)	51.63 (0.0000)	94.79 (0.0000)	4.64 (0.0979)	105.52 (0.0000)
0.(10)	16.32 (0.0079)	10.17 (0.4255)	19.27 (0.0368)	7.47 (0.6804)	23.64 (0.0085)
LM(5)	2.37 (0.0430)	0.42 (0.8333)	5.02 (0.0003)	2.08 (0.0714)	3.64 (0.0041)
Matrice de corelații	BET	BUX	PX	WIG	SOFIX
BET	1.0000	0.6191	0.6688	0.4841	0.5764
BUX		1.0000	0.7821	0.7809	0.5109
PX			1.0000	0.7586	0.5649
WIG				1.0000	0.3696
SOFIX					1.0000

Sursa: calcule proprii

*, **, și *** arată semnificație statistică la un nivel de 10%, 5%, și respectiv 1%;

p-value sunt prezentate în paranteze rotunde;

JB este statistica testului Jarque-Bera pentru distribuție normală;

0.(10) este statistica testului Ljung-Box pentru autocorelare până la 10 laguri;

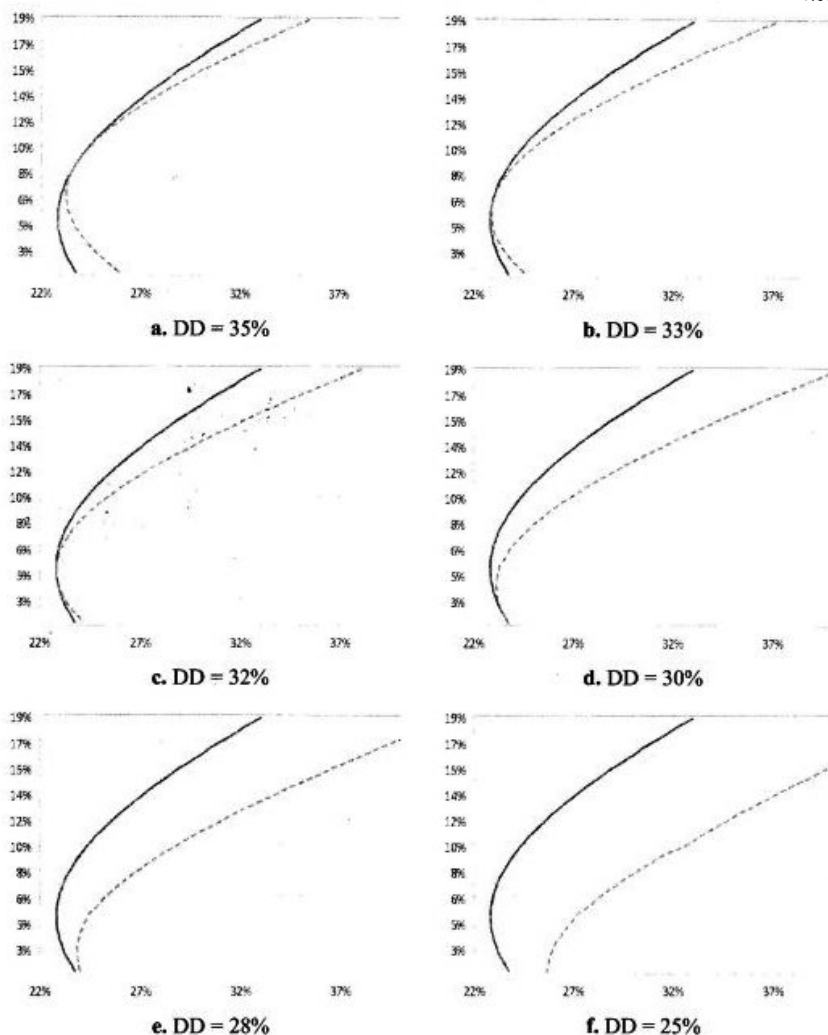
LM(5) este statistica testului Engle LM pentru efecte GARCH până la 5 laguri.

Datele din figura numărul 1 ilustrează frontierele medie-varianță cu constrângeri (linie punctată) și fără constrângeri (linie continuă) în absența unui activ fără risc. Panelurile (a) - (f) arată impactul reducerii DD (de la 35% la 25%) asupra frontierei medie-varianță cu constrângeri.

Se observă existența a patru rezultate principale. În primul rând, pentru un nivel redus al DD frontiera medie-varianță cu constrângeri constă exclusiv din portofolii care nu se află și pe frontiera fără constrângeri. Dacă DD este suficient de mare, frontiera cu constrângeri include portofolii de pe frontiera fără constrângeri. A doua situație arată că distanța dintre cele două frontiere este mai mare pentru rentabilități așteptate mai mici și mai mari, decât în cazul celor moderate. De asemenea, a treia situație arată că frontiera medie-varianță cu constrângeri este plasată mai departe față de frontiera medie-varianță fără constrângeri odată ce DD scade. Ultima situație arată că intervalul rentabilităților așteptate pentru care cele două frontiere au zone comune, care se micșorează o dată ce DD scade.

Frontiera DD pentru media de covarianță

Figura 1



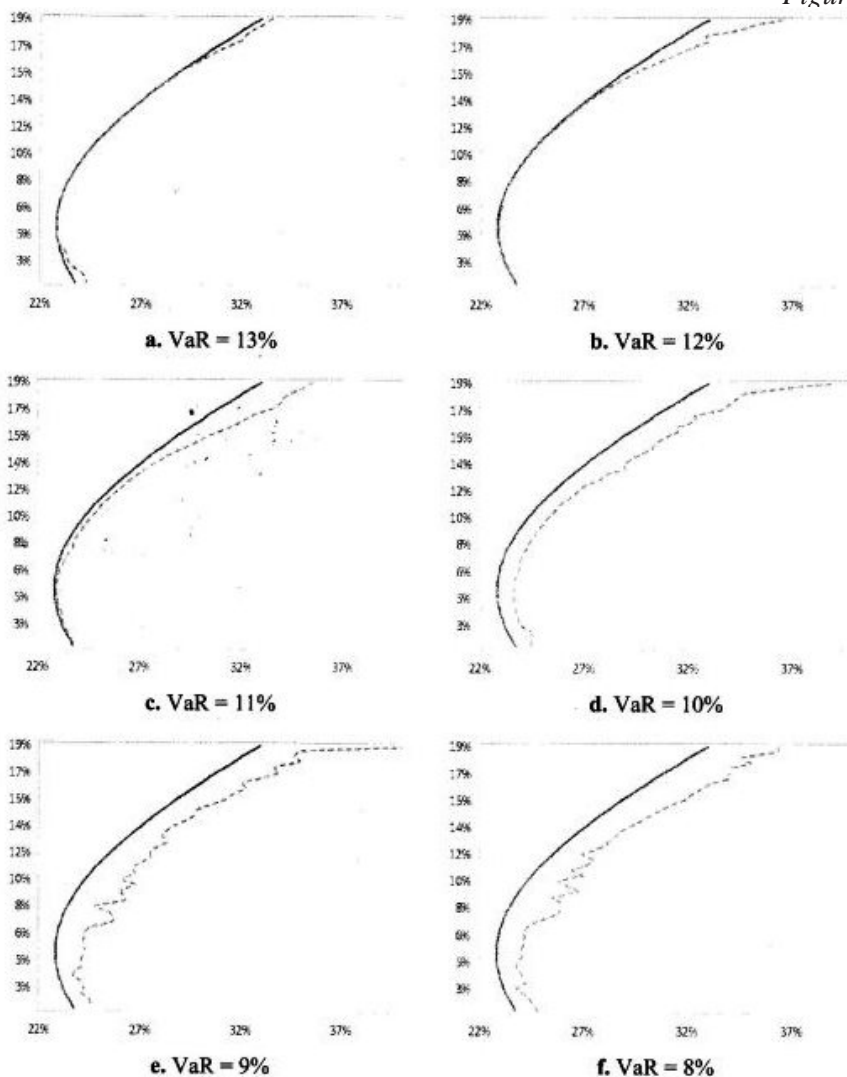
În figura numărul 2 se prezintă frontiera medie-varianță cu constrângeri VaR atunci când avem valori diferite ale constrângerii valorii la risc. Precizăm că doar portofoliile de pe frontiera fără constrângeri, cu rentabilități așteptate moderate, satisfac constrângerea. În aceste condiții frontiera medie-varianță cu constrângeri VaR constă în portofolii cu rentabilități așteptate moderate aflate pe frontiera fără constrângeri și portofolii cu rentabilități ridicate sau scăzute, care nu se află pe această frontieră. Unui portofoliu aflat la distanță

față de frontiera fără constrângeri este diferența dintre deviația sa standard și cea a portofoliului situat pe frontiera fără constrângeri, cu aceeași rentabilitate așteptată.

Din cele prezentate în figura numărul 2 rezultă că distanța între portofoliile situate pe frontiera cu constrângere VaR și cele situate pe frontiera fără constrângeri crește pentru rentabilități așteptate mai mici sau mai mari.

Media-varianță a frontierelor

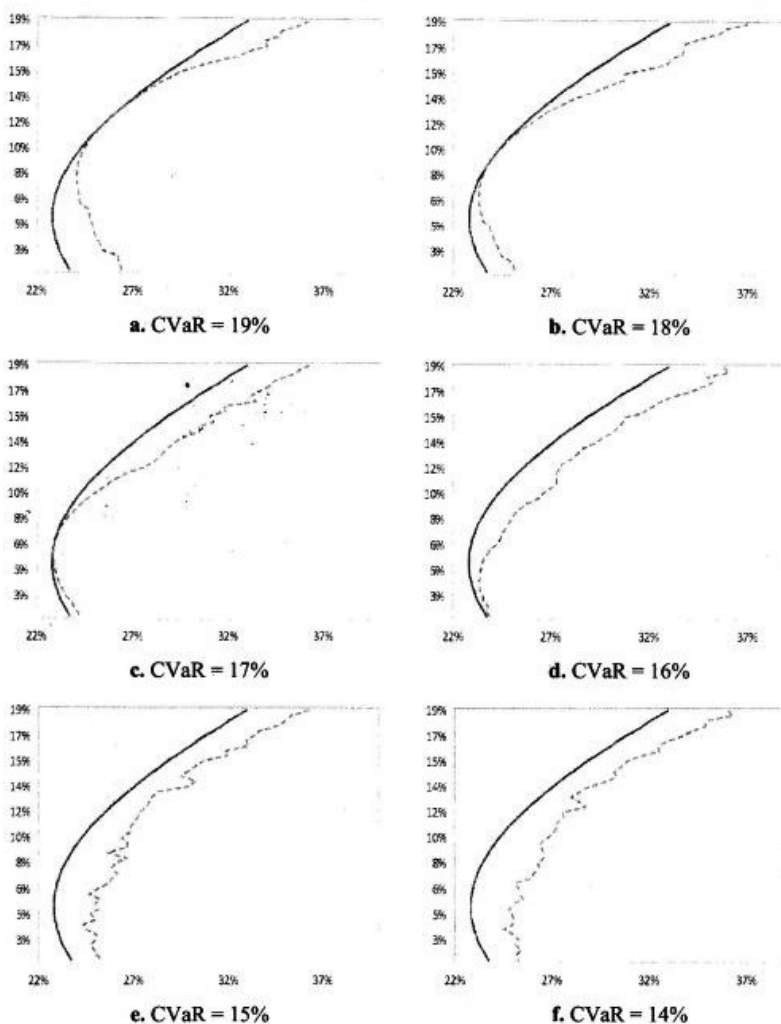
Figura 2



În figura numărul 3 se prezintă frontiera medie-varianță cu constrângeri CVaR pentru diferite valori ale constrângerilor valorii la risc condiționate. Calitativ, rezultatele sunt similare cu cele obținute atunci când a fost impusă o constrângere VaR. Se prezintă proprietățile portofoliilor situate pe frontiera cu constrângeri CVaR. Se poate constata că rezultatele sunt similare cu cele obținute pentru portofoliile situate pe frontiera medie-varianță cu constrângere VaR.

Limitele mediei-varianței fără constrângeri și cu constrângerea CVaR

Figura 3



Concluziile pe baza acestei analize recomandă ca practicienii să fie siguri de faptul că o constrângere poate conduce la selectarea unor portofolii ineficiente. De asemenea, investitorii instituționali și managerii de portofoliu, care au în vedere realizarea unui contract de gestiune a portofoliilor cu o constrângere MD trebuie să considere faptul că în prezența acestei constrângeri trade-off-ul rentabilitate-risc este substanțial diferit.

Principalele rezultatele ale lucrării, în ceea ce privește frontiera medie-varianță cu constrângeri VaR sunt după cum urmează: rentabilitatea așteptată, deviația standard, VaR și CVaR pentru un agent economic al cărui portofoliu optim este supus unei constrângeri VaR sunt mai mici decât cele obținute în cazul unui portofoliu optim fără restricții și distanța portofoliului optim cu constrângere VaR față de frontiera fără constrângeri este mai mare pentru frontiere cu constrângeri VaR mai mici. De aceea, acest rezultat sugerează că pentru a reduce pierderile mari în cazul modelului de medie-varianță, o constrângere CVaR este mai eficientă decât o constrângere VaR.

Precizăm că gestiunea riscurilor reprezintă un cadru elegant, care unește conceptul de risc cu procesul de construire a portofoliilor. Agenții urmăresc selectarea în mod optim a portofoliilor medie-varianță eficiente. Pentru facilitarea acestui proces au fost create o serie de noi instrumente, care au apărut o dată cu evoluția pieței financiare. Cel mai des instrument utilizat este valoarea la risc. Pe de altă parte, studiile au condus la apariția unor noi instrumente, ca abordări diferite ale VaR. Astfel, se utilizează valoarea la risc condiționată, ca o alternativă, fiind o măsură de risc coerentă.

Având în vedere că VaR și CVaR sunt măsurile de risc cele mai frecvent utilizate în gestiunea riscurilor, studiul se concentrează pe modul optim de alocare al resurselor, prin impunerea de constrângeri VaR sau CVaR. Concluziile exprimă faptul că în timp ce VaR pentru portofoliul optim situat pe frontiera medie-varianță cu constrângere CVaR este apropiat de cel al portofoliului optim situat pe frontiera cu constrângere VaR, CVaR în cazul primului portofoliu este mai mic decât în cazul celui de al doilea.

Pentru utilizarea unei constrângeri VaR sau CVaR în construirea portofoliului optim, investitorii pot optimiza în mod direct efectul riscurilor. Sunt analizate implicațiile care decurg din impunerea unei restricții în ceea ce privește pierderea intermediară maximă într-un caz de selecție a portofoliului și se compară cu cele care decurg din impunerea unei constrângeri VaR sau CVaR.

Portofoliile optime nu sunt eficiente atunci când sunt impuse constrângeri în ceea ce privește VaR, CVaR sau pierderea intermediară maximă. Considerarea unor astfel de restricții, care conduc la limitarea riscului, sunt însoțite și de un cost suplimentar reprezentat de faptul că portofoliul construit

nu este eficient din punct de vedere al abordării medie-varianță. La același nivel al rentabilității așteptate ar putea fi construit un portofoliu mai bun, care în accepțiunea paradigmei medie-varianță se referă la un portofoliu cu varianța rentabilității mai mică. Acest portofoliu poate depăși limitele impuse de reglementări interne sau externe în ceea ce privește VaR, CVaR sau pierderea intermediară maximă.

Cu privire la cuantificarea riscului de piață, metoda cea mai utilizată este VaR, definită a fi pierderea maximă care se poate înregistra cu un nivel de încredere specificat, într-o perioadă de timp.

Având în vedere faptul că majoritatea modelelor prezentate nu s-au dovedit a fi suficient de satisfăcătoare pentru măsurarea riscului, au fost necesare anumite ajustări pentru a obține un grad mai ridicat de acuratețe și eficientă. Obstacolele acestor tehnici vizează în primul rând trăsăturile caracteristice proceselor care determină evoluția cursurilor de schimb, precum și impactul utilizării datelor istorice.

Cu privire la dinamica volatilității și implicațiile fenomenului de volatility clustering utilizând randamentele zilnice în cazul a opt indici bursieri pentru țări emergente (România, Ungaria, Republica Cehă, Polonia, Slovenia, Bulgaria, Slovacia, și Croația), pot fi estimate mai multe tipuri de modele GARCH pentru a testa ipoteza nulă de reziduuri Ud.

Din studiu rezultă că modelul GARCH (1,1) sau modelul GJR-GARCH (1,1) nu sunt adecvate pentru a exprima dinamica de volatilitate în cazul celor opt țări din Europa Centrală și de Est, fiind astfel recomandat modelul FIGARCH (1, d, 1), deoarece acesta surprinde mai bine dinamica volatilității cu grad ridicat de apariție. Parametrii de diferențiere fracțională ai modelelor estimate ARFIMA-FIGARCH sunt statistic semnificativi pentru toate țările, ceea ce presupune prezența fenomenului de memorie lungă, atât în rentabilități, cât și în volatilitate. Cu privire la dinamica volatilității, valoarea parametrului specific memoriei lungi este în scădere în Bulgaria, în creștere în Ungaria, iar pentru restul țărilor este relativ stabilă pe parcursul perioadei analizate.

Rezultatele obținute ilustrează faptul că în timp ce VaR pentru portofoliul optim situat pe frontiera medie-varianță cu constrângere CVaR este apropiat de cel al portofoliului optim situat pe frontiera cu constrângere VaR, CVaR. Prin integrarea unei constrângeri VaR sau CVaR în construirea portofoliului optim, se poate optimiza în mod direct diversificarea riscurilor.

La același nivel al rentabilității așteptate poate fi construit un portofoliu mai bun, care în accepțiunea conceptului medie-varianță se referă la un portofoliu cu varianța rentabilității mai mică. Acest portofoliu poate totuși depăși limitele impuse de reglementări interne sau externe în ceea ce privește VaR, CVaR sau pierderea intermediară maximă.

Concluzii

În articolul de față autorii și-au propus să analizeze aspectele privind gestiunea riscurilor, studiile și estimările concentrându-se asupra modelelor de cuantificare a riscului de piață, care reprezintă riscul de pierdere care ia naștere din modificări neașteptate ale prețurilor acțiunilor, ratelor de dobândă sau cursului de schimb.

Stabilirea unui nivel adecvat al volumului capitalului, care să acopere cerințele minime de acoperire, trebuie realizată ținând cont de nivelul sumelor investite, moneda utilizată, durata unei investiții, siguranța și rentabilitatea investițiilor, pentru ca veniturile să fie suficiente pentru a produce lichiditățile necesare îndeplinirii obligațiilor curente.

Riscul de piață se distinge de alte forme de risc financiar, în special de riscul de credit și riscul operațional, gestiunea acestui risc fiind semnificativă pentru investitorii de pe piața de capital.

O variabilă care a contribuit la dezvoltarea rapidă a managementului riscului de piață a fost nivelul ridicat de instabilitate în mediul economic. Astfel, volatilitatea mediului economic se reflectă în diferiți factori cum sunt: volatilitatea pieței de capital, volatilitatea cursului de schimb și volatilitatea ratei dobânzii.

Investitorii pe piețele financiare trebuie să accepte faptul că o diversitate a participanților în piață, cu strategii de investire diferite, cu orizonturi de timp diferite și cu strategii de gestionare a riscurilor diferite, vor conduce la o mai mare stabilitate a pieței.

Ca o concluzie finală se poate aprecia că atât VaR, cât și CVaR sunt măsuri utile de gestiune a riscului de piață, acestea stimulând dezvoltarea de noi metode de identificare a surselor de risc, definirea limitelor de risc, raportarea riscurilor și îmbunătățirea strategiilor de investire.

Bibliografie

1. Andersen & Bollerslev (1998), Answering the Skeptics: Yes, Standard Volatility Models Do Provide Accurate Forecasts. *International Economic Review*, 39, 885-905
2. Anghelache C., Anghel M.G. (2015). Econometric model utilized for the portofolio selection, *Romanian Statistical Review Supplement*, 4, 19-21
3. Anghelache C., Anghel M.G. (2015). Analysis Model of the Capital Market in Romania, *Knowledge Horizons-Economics*, 7, 3, 65-73
4. Anghelache C., Anghel M.G., Iacob Ș.V. (2020). *Statistical-econometric methods and models used in the analysis of the capital market under the risk of inflation*, *Economic Computation and Economic Cybernetics Studies and Research*, volume 54, issue 2/2020, pp. 41-58
5. Belhaj, M. (2010). *Capital Requirements for Operational Risk: an Incentive approach*, Working paper, Ecole Centrale de Marseille

-
6. Ding, Granger și Engle (1993), A long memory property of stock market returns and a new model, *Journal of Empirical Finance* Volume 1, Issue 1, Pages 83-106
 7. Duan (1995), The garch option pricing model, *Mathematical Finance*, vol. 5, issue 1, 13-32
 8. Engle (1982), Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation, *Econometrica* Vol. 50, No. 4, pp. 987-1007

ECONOMETRIC MODEL USABLE IN THE STUDY OF EMERGING MARKETS

Prof. Constantin ANGHELACHE PhD (*actincon@yahoo.com*)

The Academy of Economic Studies in Bucharest / Artifex University of Bucharest

Assoc. prof. Ana Maria POPESCU PhD (*notariat.dejure@gmail.com*)

The Academy of Economic Studies in Bucharest

Dana Luiza GRIGORESCU PhD Student (*danaluiza2004@yahoo.com*)

The Academy of Economic Studies in Bucharest

Abstract

Emerging markets can be studied in the sense of detaching the perspectives of their evolution and especially of the influence they will have on the Romanian market. The econometric model highlights the need to build such a technical mechanism, which would ensure an analysis of the efficiency of portfolio investment in domestic markets or in the nearby area.

As a member of the European Union, Romania also has additional possibilities, but also some difficulties to be able to ensure the placement of securities portfolios in always profitable conditions. Therefore, a study is absolutely necessary, a context in which action was taken to identify a mathematical, statistical-econometric model, to be used in the study of markets and primarily emerging markets.

Taking into account the Markowitz borders, the situation was based on indices from emerging markets in Central and Eastern Europe, respectively monthly yields and stock indices specific to countries such as Romania, Hungary, Bulgaria, Czech Republic, Poland, for a period of one year. Based on them and the conclusions resulting from the study, an extension can be made based on the parameters resulting from the econometric model used on the perspective and results that the investment of securities portfolios on the domestic capital market will have. The article presents a series of aspects that give meaning to the appreciations reached by the authors.

Keywords: emerging markets, portfolios, securities, investments, profitability, capital market, econometric models.

JEL classification: C13, G14.

Introduction

The article Econometric model usable in the study of emerging markets is based on a careful study carried out on some markets in the nearby area and with the same characteristics and evolutions as in Romania.

Aspects related to the uncertainty regarding the return on assets are defined and specified, aspects that have been carefully studied, thus establishing that the effective frontier consists of portfolios that this placement of securities portfolios has and this is highlighted in the returns obtained.

The basic idea is that a portfolio with an expected return on a border without constraints has a certain evolution, different from the one in which there are some constraints. The impact of adding a CVaR constraint to the issue of portfolio use is already analysed and defined, establishing the relationship as an econometric model, which we must consider. Any portfolio that lies on this frontier, of evolutionary limits, can lead to some results that can then be extended by forecasting studies, forecasting, in future periods.

We take certain variants of analysis we use the agreed model, the resulting parameters being those that are then used for a future forecast. There are a number of market constraints that have been exemplified, meaning that the conclusion that emerges from this analysis is to recommend practitioners be alone that a constraint can lead to the selection of inefficient portfolios, therefore investors and managers, of portfolio management contracts, to consider that in the presence of constraints there is a risk-based return, which is different depending on the influence of some of the factors we are discussing.

At the same level of expected profitability, an ever better portfolio can be built, which in the sense of the concept of medium-variance, refers to a portfolio with lower profitability variance, thus ensuring compliance with guaranteed confidence intervals.

Literature review

In the literature we find a series of works whose authors have focused on econometric models that can ensure an efficient analysis of portfolio investment in various markets. Thus, we recall the work of Andersen & Bollerslev (1998), which addresses some econometric methods of measuring volatility based on high frequency data, which are of interest in most financial applications. In the same vein, Anghelache C., Anghel M.G. (2015) addresses some econometric models usable in portfolio selection and uses these models to perform a complex analysis of the evolution of the Romanian capital market. Also, Anghelache C., Anghel M.G., Iacob Ș.V. (2020) addresses the possibility of expressing a model of asset accumulation at risk of inflation, taking into account the long-term structure and real returns. On the other hand, his work Belhaj, M. (2010) proposes a continuous time model usable in the analysis of capital expenditures for operational risk. Ding, Granger, and Engle (1993) address the issue of stock market returns, finding that not only is there a substantially higher correlation between absolute returns than yields per se, but the transformation of absolute yield power has a fairly high autocorrelation for long periods. Duan (1995) is

concerned with the risk premium which should be a function of the systematic risk in the underlying asset and the effects on the values of the options. Engle (1982) considers that traditional econometric models involve a constant variation of the forecast over a period of time and to generalize this assumption introduces in his paper a new class of stochastic processes called autoregressive conditioned heteroskedastic processes (ARCH).

Methodology, data, results and discussions

Uncertainty about asset returns is characterized by a finite set of states with equal probabilities $\Omega = \{1, 2, \dots, S\}$, where $S > J$. Asset returns are given by a matrix R of size $J \times S$. Whether \bar{R} size vector $J \times 1$ of expected returns and V the dimension matrix $J \times J$ of the variance-covariance associated with R . Whether $R_s = [R_{1s} \dots R_{js}]^T$, where R_{sj} is the return on asset j in condition s . It is assumed that there are no opportunities for arbitrage; $\text{rank}(V) = J$, so that there are no redundant assets or assets without risk and $\text{rank}(1 \ \bar{R} \ R_{1s} \dots R_{js}) = J$ for any set of $J - 2$ distinct states where $\{s_1, \dots, s_{j-2}\}$ is the vector of dimension $J \times 1$, of the form $[1 \dots I]^T$. A portfolio is a vector w of size $J \times 1$ with $w^T I = 1$. Missing sales are also allowed. Whether \bar{R}_w its random profitability w . Expected profitability and variance for w , are denoted by \bar{R}_w , and respectively σ_w^2 .

A portfolio is on the border without constraints if it satisfies the following optimization problem:

$$\min_{w \in \{\hat{w} \in \mathbb{R}^J; \hat{w}^T I = 1\}} \sigma_w^2, \text{ with } \bar{R}_w = E \tag{1}$$

For a certain level of expected profitability E , we will consider:

$$a = I^T V^{-1} \bar{R}, \quad b = \bar{R}^T V^{-1} R^T, \quad c = I^T V^{-1} I$$

The portfolio located on this border, with the expected profitability E , is given by, the relationship:

$$w_E = \beta w_\sigma + (1 - \beta) w_\alpha$$

$$\beta = \frac{E - b/a}{a/c - b/a}; \quad w_\sigma = \frac{y^{-1} I}{c} \quad \text{and} \quad w_\alpha = \frac{V^{-1} \bar{R}}{a} \tag{2}$$

Which represents the minimum variance portfolio and the portfolio located on the border with an expected return of b / a . Using equation (2) borderless portfolios can be written as a linear combination of two funds. Their representation in space (\bar{R}_w, σ_w^2) , is given by the hyperbola:

$$\sigma_w^2 = \frac{I^*}{c} + \frac{(\bar{R}_w - a/c)^2}{d/c} \quad (3)$$

where $d = bc - a^2$

The efficient frontier consists of portfolios on this curve, with expected returns greater than or equal to a/c .

Next we will analyse the impact of adding a VaR constraint to the portfolio optimization issue. In defining VaR, some authors establish a level of confidence α , such that $\alpha = s/S$ for an integer s , with $S/2 < s < S$. Whether $z_{1,w} < z_{2,w} < \dots < z_{N_w,w}$, the ordered values for which $\tilde{z}_w = -\tilde{R}_w$, where $N_w < S$ is the number of these values. It is defined $n_{\alpha,w}$ the unique index with the property:

$$\sum_{n=1}^{n_{\alpha,w}} p_{n,w} \geq \alpha > \sum_{n=1}^{n_{\alpha,w}-1} p_{n,w} \quad (4)$$

where: $p_{n,w} = P[\tilde{z}_w = z_{n,w}]$

VaR for portfolio w for a confidence level $\alpha = 100\%$ is given by:

$$V_{\alpha,w} = z_{n_{\alpha,w}} \quad (5)$$

$$P[\tilde{R}_w \geq -V_{\alpha,w}] = P[\tilde{z}_w \leq z_{n_{\alpha,w}}] \geq \alpha$$

$$P[\tilde{R}_w > -V_{\alpha,w}] = P[\tilde{z}_w < z_{n_{\alpha,w}}] < \alpha \quad (6)$$

We will consider the VaR constraint $V_{\alpha,w} < V$, where V is the assumed threshold for VaR. A portfolio is on the border with VaR constraint, if:

$$\min_{w \in \{\hat{w} \in R^J; \hat{w}^T I = 1\}} \sigma_w^2, \text{ with } \bar{R}_w = E \text{ and } V_{\alpha,w} \leq V \quad (7)$$

For a certain level of expected profitability E and for anything:

$$s \in Q, \text{ or } w_s = \frac{V^{-1}R_s}{c_s}, \text{ where } c_s = I^T V^{-1} R_s$$

Portfolios $\{w_s\}_{s \in Q}$ are used in the characterization of the boundary with VaR constraint. To show that the portfolios on the border with VaR constraint we will use from the combinations a $K+2$ portfolios: w_σ, w_α și $w_{s_1}, \dots, w_{s_{k+2}}$.

The basic idea is that if the portfolio with an expected yield on the border without constraints does not satisfy the VaR constraint, then the constraint is reached in the case of a portfolio that has the same expected return, but on the border with constraints.

Next, the impact of adding a CVaR constraint to the portfolio optimization problem is analyzed, in defining that the CVaR is followed according to which the CVaR level of the portfolio w for a confidence level of $\alpha = 100\%$ is given by the relationship:

$$C_{\alpha,w} = \frac{1}{1-\alpha} \left[\left(\sum_{n=1}^{n_{\alpha,w}} p_{n,w} - \alpha \right) z_{n_{\alpha,w}} + \sum_{n=n_{\alpha,w}+1}^{N_w} p_{n,w} z_{n,w} \right] \quad (8)$$

We will consider the CVaR constraint, provided $C_{\alpha,w} \leq C$ with C is the threshold for CVaR level. A portfolio is on the border with CVaR constraint, only if:

$$\min_{w \in \{\hat{w} \in R^J; \bar{w}^T I = 1\}} \sigma_w^2, \text{ with } \bar{R}_w = E \text{ și } C_{\alpha,w} \leq C, \quad (9)$$

reaching a certain level of expected profitability E .

It can be shown that the funds needed to create a portfolio located on the border with CVaR constraints depend on the set of states for which the portfolio suffers higher losses than VaR. The main element refers to the fact that if the portfolio with a given expected return, located on the border without restrictions, does not satisfy the CVaR constraint, then the constraint is reached in the case of a portfolio that has the same expected return, but located on the border with constraints.

The maximum interim reduction in the case of a portfolio is the largest loss that a portfolio can suffer in a given period of time. Formally, MD (maximum drawdown) for a portfolio w is $D[R_w] = -\min_{s \in \{1, \dots, S\}} w^T R_s$.

Considering the constraint MD: $DD [R_w] < DD$ (DD represents the level threshold MD). A portfolio is on the border with constraint if it respects the constraint and no other portfolio can be identified that satisfies the constraint characterized by the same expected return, but with a smaller variance.

We can conclude that any portfolio on this border, for which the constraint is respected, does not belong to the medium-variance border. However, in general, the number and composition of inefficient funds depend on E .

We will build the Markowitz borders with and without constraints for a sample of indices from emerging markets in Central and Eastern Europe, respectively the monthly returns of the stock indices BET (Romania), BUX (Hungary), PX50 (Czech Republic), WIG20 (Poland) and SOFIX (Bulgaria), for the period January - December 2019. The analysed framework will be in conditions $J = 5$ and $S = 132$.

Table 1 summarizes the descriptive statistics for the series of monthly yields. These include the media. The statistics defined by Jarque-Bera reject

the hypothesis of normality. The abnormal behaviour of the distribution can be induced by the temporal dependencies between the returns, especially by the temporal moment of second order dependence. The presence of such a dependency is tested by the Ljung-Box statistics established for ten lags.

Profitability study data

Table 1

	BET	BUX	PX	WIG	SOFIX
Nr. Remarks	132	132	132	132	132
Expected profitability (annualized)	0.1886	0.0701	0.0585	0.0151	0.1004
Volatility (annualized)	0.3420	0.2532	0.2406	0.2603	0.3580
Skewness	-0.6401***	-0.8716***	-1.1155***	-0.3001	-0.6617***
Excess of kurtosis	2.6790***	2.5199***	3.5012***	0.6960*	4.1754***
Maximum intermediate loss	0.3958	0.3344	0.3164	0.2668	0.4763
Maximum profitability	0.2976	0.1671	0.1711	0.1890	0.3504
JB	48.49 (0.0000)	51.63 (0.0000)	94.79 (0.0000)	4.64 (0.0979)	105.52 (0.0000)
0.(10)	16.32 (0.0079)	10.17 (0.4255)	19.27 (0.0368)	7.47 (0.6804)	23.64 (0.0085)
LM(5)	2.37 (0.0430)	0.42 (0.8333)	5.02 (0.0003)	2.08 (0.0714)	3.64 (0.0041)
Correlation matrix	BET	BUX	PX	WIG	SOFIX
BET	1.0000	0.6191	0.6688	0.4841	0.5764
BUX		1.0000	0.7821	0.7809	0.5109
PX			1.0000	0.7586	0.5649
WIG				1.0000	0.3696
SOFIX					1.0000

Source: own calculations

*, **, and *** show statistical significance at a level of 10%, 5%, and 1%, respectively; p-values are presented in round brackets;

JB is the Jarque-Bera test statistic for normal distribution;

0.(10) is the statistic of the Ljung-Box test for autocorrelation up to 10 lags;

LM (5) is the Engle LM test statistic for GARCH effects up to 5 lags.

The data in figure 1 illustrate the medium-variance boundaries with constraints (dotted line) and without constraints (solid line) in the absence of a risk-free asset. Panels (a) - (f) show the impact of the DD reduction (from 35% to 25%) on the constraint middle-variance boundary.

There are four main results. First, for a low level of DD, the medium-variance border with constraints consists exclusively of portfolios that are not on the border without constraints. If the DD is large enough, the border with constraints includes portfolios on the border without constraints. The second

situation shows that the distance between the two borders is greater for lower and higher expected returns than in the case of moderate ones. Also, the third situation shows that the mean-variance boundary with constraints is placed further away from the mean-variance boundary without constraints once DD decreases. The last situation shows that the range of expected returns for which the two borders have common areas, which decreases once DD decreases.

DD boundary for the covariance average

Figure 1

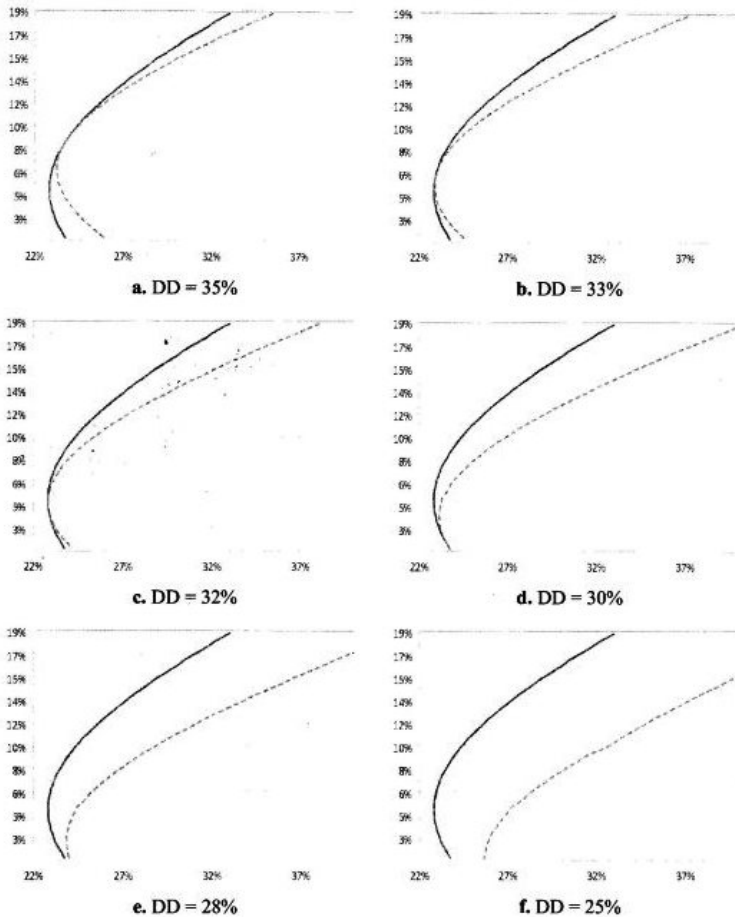


Figure number 2 shows the mean-variance boundary with VaR constraints when we have different values of the value constraint at risk. We specify that only the portfolios on the border without constraints, with

moderate expected returns, satisfy the constraint. Under these conditions, the medium-variance border with VaR constraints consists of portfolios with moderate expected returns on the border without constraints and portfolios with high or low returns, which are not on this border. A portfolio at a distance from the border without constraints is the difference between its standard deviation and that of the portfolio located at the border without constraints, with the same expected return.

From those presented in figure number 2 it results that the distance between the portfolios located on the border with VaR constraint and those located on the border without constraints increases for expected lower or higher returns.

Mean-variance of boundaries

Figure 2

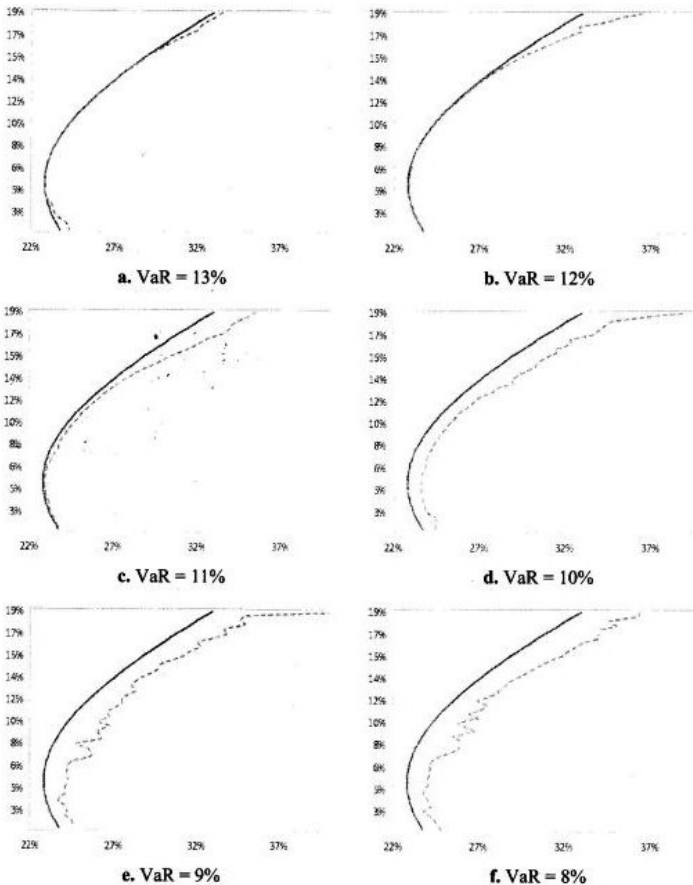
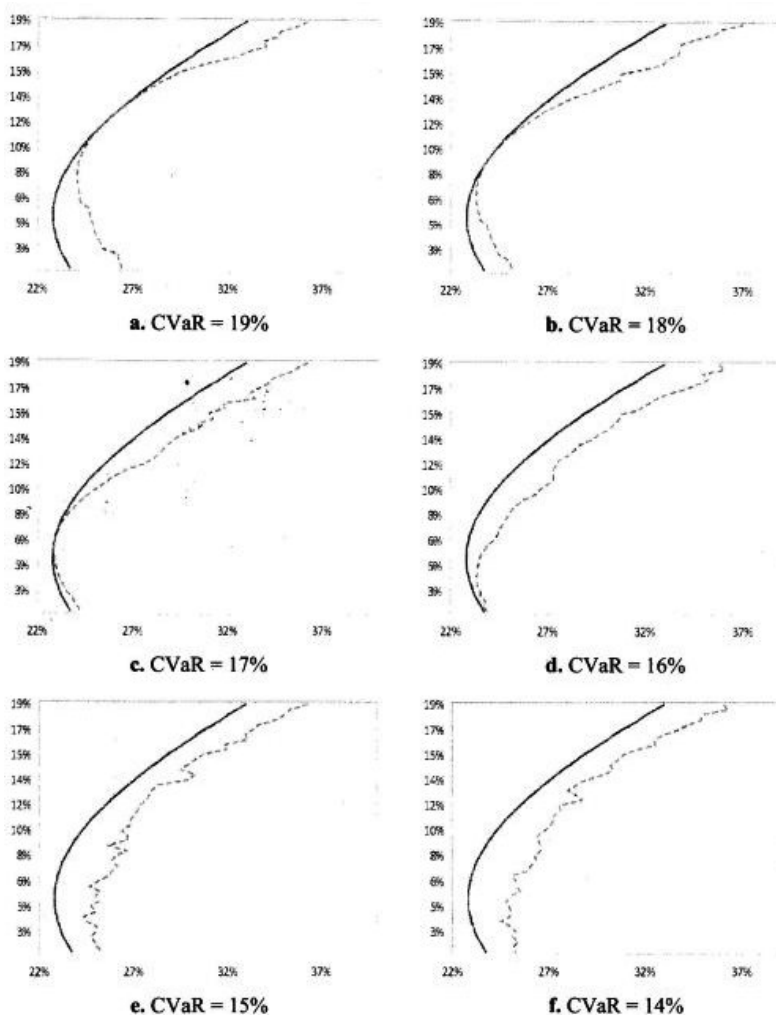


Figure 3 shows the average-variance boundary with CVaR constraints for different values of conditional risk value constraints. Qualitatively, the results are similar to those obtained when a VaR constraint was imposed. The properties of the portfolios located on the border with CVaR constraints are presented. It can be seen that the results are similar to those obtained for portfolios located on the medium-variance border with VaR constraint.

Limits of mean-variance without constraints and with CVaR constraint

Figure 3



The conclusions based on this analysis recommend that practitioners be sure that a constraint can lead to the selection of inefficient portfolios. Also, institutional investors and portfolio managers, who are considering the conclusion of a portfolio management contract with an MD constraint, must consider that in the presence of this constraint the profitability-risk trade-off is substantially different.

The main results of the paper, regarding the medium-variance boundary with VaR constraints are as follows: expected profitability, standard deviation, VaR and CVaR for an economic agent whose optimal portfolio is subject to a VaR constraint are lower than those obtained in the case of an optimal portfolio without restrictions and the distance of the optimal portfolio with VaR constraint from the boundary without constraints is greater for borders with lower VaR constraints. Therefore, this result suggests that in order to reduce large losses in the medium-variance model, a CVaR constraint is more effective than a VaR constraint.

We specify that risk management is an elegant framework, which combines the concept of risk with the process of building portfolios. Agencies aim to optimally select efficient mid-variance portfolios. To facilitate this process, a number of new tools have been created, which have emerged with the evolution of the financial market. The most commonly used tool is value at risk. On the other hand, studies have led to the emergence of new tools, as different approaches to VaR. Thus, conditional risk value is used as an alternative, being a coherent risk measure.

Given that VaR and CVaR are the most commonly used risk measures in risk management, the study focuses on the optimal way of allocating resources, by imposing VaR or CVaR constraints. The conclusions express that while the VaR for the optimal portfolio located on the medium-variance boundary with CVaR constraint is close to that of the optimal portfolio located on the border with VaR constraint, the CVaR in the case of the first portfolio is lower than in the case of the second.

To use a VaR or CVaR constraint in building the optimal portfolio, investors can directly optimize the risk effect. The implications of imposing a restriction on maximum intermediate loss in a portfolio selection case are analyzed and compared with those of imposing a VaR or CVaR constraint.

Optimal portfolios are not effective when constraints on VaR, CVaR or maximum intermediate loss are imposed. Consideration of such restrictions, which lead to risk limitation, is also accompanied by an additional cost represented by the fact that the built portfolio is not efficient from the point of view of the medium-variance approach. At the same level of expected profitability, a better portfolio could be built, which in the sense

of the medium-variance paradigm refers to a portfolio with a lower return on profitability. This portfolio may exceed the limits imposed by internal or external regulations regarding VaR, CVaR or maximum intermediate loss.

Regarding the quantification of market risk, the most used method is VaR, defined as the maximum loss that can be registered with a specified level of confidence, in a period of time.

Given that most of the models presented did not prove to be sufficiently satisfactory to measure risk, some adjustments were necessary to obtain a higher degree of accuracy and efficiency. The obstacles of these techniques aim primarily at the characteristic features of the processes that determine the evolution of exchange rates, as well as the impact of the use of historical data.

Regarding the dynamics of volatility and the implications of the phenomenon of volatility clustering using daily returns in the case of eight stock market indices for emerging countries (Romania, Hungary, Czech Republic, Poland, Slovenia, Bulgaria, Slovakia, and Croatia), several types of volatility can be estimated. GARCH models to test the zero residue hypotheses Ud.

The study shows that the GARCH model (1.1) or the GJR-GARCH model (1.1) are not adequate to express the volatility dynamics in the case of the eight countries in Central and Eastern Europe, thus recommending the FIGARCH model (1, d, 1), because it better captures the dynamics of volatility with a high degree of occurrence. The fractional differentiation parameters of the estimated ARFIMA-FIGARCH models are statistically significant for all countries, which implies the presence of the phenomenon of long memory, both in profitability and in volatility. Regarding the dynamics of volatility, the value of the long memory specific parameter is decreasing in Bulgaria, increasing in Hungary, and for the rest of the countries it is relatively stable during the analysed period.

The results obtained illustrate that while the VaR for the optimal portfolio located on the medium-variance border with CVaR constraint is close to that of the optimal portfolio located on the border with VaR constraint, CVaR. By integrating a VaR or CVaR constraint into building the optimal portfolio, risk diversification can be directly optimized.

At the same level of expected return, a better portfolio can be built, which in the sense of the medium-variance concept refers to a portfolio with a lower return on variance. However, this portfolio may exceed the limits imposed by internal or external regulations in terms of VaR, CVaR or maximum intermediate loss.

Conclusions

In this article, the authors aim to analyse risk management issues, studies and estimates focusing on market risk quantification models, which represent the risk of loss arising from unexpected changes in stock prices, interest rates or exchange rate.

Establishing an adequate level of capital volume, covering the minimum adequacy requirements, must be done taking into account the level of amounts invested, currency used, duration of an investment, safety and return on investment, so that income is sufficient to produce the liquidity needed to meet current obligations.

Market risk is distinguished from other forms of financial risk, in particular credit risk and operational risk, the management of which is significant for capital market investors.

One variable that contributed to the rapid development of market risk management was the high level of instability in the economic environment. Thus, the volatility of the economic environment is reflected in various factors such as: capital market volatility, exchange rate volatility and interest rate volatility.

Investors in financial markets must accept that a diversity of market participants, with different investment strategies, different time horizons and different risk management strategies, will lead to greater market stability.

As a final conclusion, it can be appreciated that both VaR and CVaR are useful market risk management measures, stimulating the development of new methods for identifying risk sources, defining risk limits, reporting risks and improving investment strategies.

References

1. Andersen & Bollerslev (1998), Answering the Skeptics: Yes, Standard Volatility Models Do Provide Accurate Forecasts. *International Economic Review*, 39, 885-905
2. Anghelache C., Anghel M.G. (2015). Econometric model utilized for the portofolio selection, *Romanian Statistical Review Supplement*, 4, 19-21
3. Anghelache C., Anghel M.G. (2015). Analysis Model of the Capital Market in Romania, *Knowledge Horizons-Economics*, 7, 3, 65-73
4. Anghelache C., Anghel M.G., Iacob Ș.V. (2020). *Statistical-econometric methods and models used in the analysis of the capital market under the risk of inflation*, *Economic Computation and Economic Cybernetics Studies and Research*, volume 54, issue 2/2020, pp. 41-58
5. Belhaj, M. (2010). *Capital Requirements for Operational Risk: an Incentive approach*, Working paper, Ecole Centrale de Marseille
6. Ding, Granger și Engle (1993), A long memory property of stock market returns and a new model, *Journal of Empirical Finance* Volume 1, Issue 1, Pages 83-106
7. Duan (1995), The garch option pricing model, *Mathematical Finance*, vol. 5, issue 1, 13-32
8. Engle (1982), Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation, *Econometrica* Vol. 50, No. 4, pp. 987-1007

Studiu privind situația pensionarilor și nivelul pensiilor în România

Assoc. prof. Mădălina-Gabriela ANGHEL PhD (*madalinagabriela_anghel@yahoo.com*)

Universitatea Artifex din București

Lecturer Ștefan Virgil IACOB PhD (*stefaniacob79@yahoo.com*)

Universitatea Artifex din București

Abstract

Pensionarii reprezintă categoria persoanelor de vârstă a treia, care în contextul în care natalitatea a scăzut, apare a fi și a deține o pondere mai mare în total al populației din România (după rezidență sau domiciliu). Pensionarii au ca principală sursă de venit pensia pe care o primește în funcție de structura acesteia și categoria de pensie conform clasificărilor Institutului Național de Statistică și Eurostat, desigur bazat pe studiile demografice.

În condițiile crizei pandemice și a celei financiar-economice care se propagă și probabil va avea o intensitate crescândă în perioada următoare, situația pensionarilor constituie un element de mare dezbatere pe planul strategiilor politice și guvernamentale. În acest context am găsit de cuviință să prezentăm situația pensionarilor, număr total, structură și al nivelului pensiilor pe care acestea le au după categoriile în care se încadrează.

Prezentând aspectele metodologice care stau la baza acestui studiu, s-au urmărit realizarea unor precizări care să pună la dispoziția cititorului indicatorii, mărimile statistice utilizate, astfel să fie cât mai înțelese.

Nivelul pensiilor în România începând de la pensia minimă, pensia medie sau chiar pensia pe categorii este în primul rând foarte mică în comparație cu celelalte state membre ale Uniunii Europene.

Pe de altă parte discrepanța între pensiile foarte mici, sub 1000 Ron și pensiile foarte mari, în deosebi cele speciale este deosebit de mare. Studiul efectuat se axează pe aceste două aspecte, încercând să pună în fața cititorului posibilitatea de a înțelege această situație.

O perspectivă succintă pe care am încercat-o arată că în anii viitori nivelurile veniturilor pensionarilor, baza de pensii, nu vor crește în mod deosebit, existând chiar posibilitatea să stagneze sau și mai rău dacă se va recurge la cooperare cu Fondul Monetar Internațional (FMI), în ceea ce privește asigurarea resurselor financiare, chiar să scadă.

Pensia rămâne totuși importantă și trebuie reconsiderată pentru toți cei care sunt în această categorie, având în vedere că nivelul cheltuielilor lor sunt mult mai mari pe pensionar, comparativ cu cheltuielile pentru persoanele

din generațiile tinere și aici se naște această contradicție care ar trebui rezolvată prin garantarea măcar a unor venituri cu o creștere abordabilă prin influența inflației, a creșterii salariilor an de an, dar și a indicelui nivelului de viață.

Cuvinte cheie: pensii, venituri, cheltuieli, evoluție, criză, categorii, generații.

Clasificarea JEL: H50, H55.

Introducere

În acest articol pe baza studiului efectuat s-a efectuat o prezentare succintă a aspectelor metodologice pe care le presupune studiul pensii și al situației pensionarilor, aduse la zi adică la sfârșitul trimestrului II din 2020.

În continuare se face un studiu privind pensia din ultimii trei ani 2018, 2019, 2020, reliefând prin comparație care este indicele de creștere al pensiilor nominale, comparativ cu indicele prețurilor de consum al populației. Se va constata că în aceste împrejurări indicele prețului de consum este net superior și prin procesul de deflatare, de aducere a datelor în termeni reali, se constată în realitate o scădere a pensiilor nominale.

S-a făcut un studiu comparativ privind trimestrul II din anul 2020 cu trimestrul II din anul 2019, apoi un studiu comparativ al trimestrului II din 2020 cu trimestrul I din anul 2020, datele fiind sintetizate în tabele care dau esență posibilități de înțelegere.

În același timp s-a făcut un studiu regional pentru a se constata care este nivelul pensiei în profil teritorial, pe regiuni de dezvoltare economică, stabilind regiunile de dezvoltare economică care au un impact mai mare asupra creșterii pensiilor și de aici s-a adâncit analiza reliefându-se categoriile de pensionari și pensii, precum și sugestiv nevoia de a se încerca o ameliorare a pensiilor mici și foarte mici în primul rând, dar și evoluția indicelui pensiei nominale și indicele prețurilor de consum pe o perioadă mai lungă din 2017 până în 2020.

Legea pensiilor ultima aprobată și strategia care trebuie urmată trebuie să vină și în sprijinul pensionarilor, care au nevoie acută de venituri superioare pentru a-și putea asigura condițiile de viață sănătoasă. Când spunem condiții de viață sănătoasă mă refer că populația din această categorie a treia are nevoie de medicație, de tratamente și multe altele, care de regulă în sistemul privatizării sistemului de sănătate, are nevoie de resurse pentru a putea să își prelungească viața.

Articolul este însoțit de grafice și datele care sunt sugestive și reprezentative, asigurând o interpretare și înțelegere mai rapidă a ideilor pe care autorii le-au surprins în acest studiu.

Literature review

Problema pensionarilor și a pensiilor pe care aceștia le încasează a fost subiectul multor cercetări, din care amintim studiul făcut de Anghel, M.G., Anghelache, C. (2018) au avut în vedere numărul de pensionari din România, constatând o discrepanță între numărul pensionarilor și forța de muncă activă. De asemenea, Anghelache C. (2018) a realizat o amplă analiză a evoluției economico-sociale a României din ultimul secol. Anghelache, C., Voineagu, V., Anton-Carp, A. (2011) au abordat aspecte legate de sistemul de calcul al pensiilor. Bouchet, M., Marchiori, L., Pierrard, O. (2017) au fost preocupați de reforma pensiilor în fața unor schimbări demografice profunde. Chen, D., Beetsma, R., Ponds, E., Romp, W. (2016) au abordat problema finanțării pensiilor având în vedere modul de împărțire a riscurilor între generații. Hairault, J., Langot, F., Sopraseuth, T. (2010) au avut în vedere problema angajării lucrătorilor în vârstă și ipoteza prelungirii vârstei de pensionare. Vogel, E., Ludwig, A., Börsch-Supan, A. (2017) abordează aspecte legate de extinderea vârstei de pensionare și formarea de capital uman.

Metodologie

Pentru a ușura interpretarea datelor și a rezultatelor obținute vom prezenta succint principalele prevederi metodologice ale Institutului Național de Statistică și Eurostat, utilizate în obținerea datelor indicatorilor calculați. Astfel, colectarea datelor se realizează prin rapoarte statistice completate prin auto-înregistrare, de către personalul din compartimentele de specialitate ale caselor de pensii. Rapoartele statistice sunt completate de Casa Națională de Pensii Publice (pentru pensionarii de asigurări sociale de stat și pensionarii proveniți din fostul sistem de asigurări pentru agricultori), Ministerul Apărării Naționale, Ministerul Afacerilor Interne, Serviciul Român de Informații, Ministerul Culturii și Identității Naționale și Casa de Asigurări a Avocaților. În acest context datele și indicatorii prezentați au semnificația pe care o prezentăm în continuare.

Numărul mediu total al pensionarilor cuprinde totalitatea pensionarilor din România indiferent de sistemul de pensii, respectiv sistemul public de pensii (inclusiv ajutor social - tip pensie, IOVR - invalizi, veterani și văduve de război) și sistemele neintegrate sistemului public de pensii (pensionarii de asigurări sociale din evidența Casei de Asigurări a Avocaților, sistemele proprii de asigurări sociale ale cultelor recunoscute de lege). Se determină prin însumarea numărului de pensionari existenți în plată în fiecare lună, raportat la numărul de luni din perioada de referință.

Numărul mediu al pensionarilor din sistemul asigurărilor sociale cuprinde: pensionarii de asigurări sociale de stat; pensionarii proveniți din fostul sistem de asigurări pentru agricultori; pensionarii de asigurări

sociale din cadrul Ministerului Apărării Naționale, Ministerul Afacerilor Interne și Serviciului Român de Informații; pensionarii de asigurări sociale din evidența Ministerului Culturii și Identității Naționale; pensionarii de asigurări sociale din evidența Casei de Asigurări a Avocaților.

Pensia medie lunară se determină luând în calcul sumele pentru pensiile tuturor categoriilor de pensionari – de asigurări sociale, invaliditate, urmaș, etc., plătite de casele de pensii mai sus menționate și se calculează prin raportarea sumelor cuvenite (conform deciziilor) pensionarilor existenți în plată în trimestrul/anul de referință la numărul mediu lunar al acestora înmulțit cu 3 (luni), respectiv 12 (luni).

Pe categorii, pensiile se clasifică astfel: pensie pentru limită de vârstă, pensie anticipată, pensie anticipată parțială, pensie de invaliditate, pensie de urmaș, ajutor social tip pensie, pensii IOVR.

Pensia pentru limită de vârstă se cuvine persoanelor care îndeplinesc, cumulativ, la data pensionării, condițiile privind vârsta standard de pensionare și stagiul minim de cotizare sau în specialitate, după caz, prevăzute de Legea nr. 263/2010.

Pensia anticipată se cuvine, cu cel mult 5 ani înaintea împlinirii vârstei standard de pensionare, persoanelor care au realizat un stagiul de cotizare cu cel puțin 8 ani mai mare decât stagiul complet de cotizare prevăzut de Legea nr. 263/2010.

Pensia anticipată parțială se cuvine, cu cel mult 5 ani înaintea împlinirii vârstei standard de pensionare, persoanelor care au realizat stagiul complet de cotizare, precum și celor care au depășit stagiul complet de cotizare cu până la 8 ani.

Pensia de invaliditate se cuvine persoanelor care și-au pierdut total sau cel puțin jumătate din capacitatea de muncă, din cauza unor afecțiuni specifice de legislația în vigoare.

Pensia de urmaș se cuvine copiilor și soțului supraviețuitor, dacă susținătorul decedat era pensionar sau îndeplinea condițiile pentru obținerea unei pensii.

Copiii au dreptul la pensie de urmaș după cum urmează: până la vârsta de 16 ani; dacă își continuă studiile într-o formă de învățământ organizată potrivit legii, până la terminarea acestora, fără a depăși vârsta de 26 de ani și pe toată durata invalidității de orice grad, dacă aceasta s-a ivit în perioada în care se aflau în una dintre situațiile anterioare.

Pensiile IOVR se acordă invalizilor și accidentaților de război, urmașilor celor morți sau dispăruți în război, precum și urmașilor foștilor pensionari invalizi și accidentați de război și se stabilesc potrivit prevederilor Legii nr. 49/1999 privind pensiile IOVR.

Ajutorul social tip pensie se plătește din Bugetul Asigurărilor Sociale de Stat, această categorie de pensie fiind acordată în baza Legii nr. 27/1966 privind pensiile de asigurări sociale de stat și pensia suplimentară, act normativ abrogat.

Pensia reprezintă dreptul bănesc stabilit prin decizia de pensie; pensia medie nominală netă pentru calculul pensiei reale se stabilește prin deducerea impozitului din sumele cuvenite drept pensii și a contribuției de asigurări sociale de sănătate. Conform Legii nr.2/2017, venitul impozabil lunar din pensii se stabilește prin deducerea din venitul din pensie a sumei neimpozabile lunare de 2.000 lei iar pentru persoanele fizice cu venituri din pensii, contribuția de asigurări sociale de sănătate se suportă de la bugetul de stat.

Numărul pensionarilor beneficiari de indemnizație socială pentru pensionari (pensie socială minim garantată) reprezintă numărul pensionarilor din sistemul de pensii pentru care nivelul cuantumului pensiei cuvenit sau în plată se situează sub nivelul indemnizației sociale conform OUG nr.6/2009.

Conform OUG nr.2/6.01.2017, nivelul indemnizației sociale pentru pensionari, este de 704 lei începând cu 1 septembrie 2019. Conform art.7 din Legea nr.118/2010 "...în cuprinsul actelor normative în vigoare, sintagma pensie socială minim garantată se înlocuiește cu sintagma indemnizație socială pentru pensionari", iar începând cu 1 martie 2017, OUG nr.6/18.02.2009 a fost actualizată, cu instituirea indemnizației sociale și în sistemul militar.

Pensia reală exprimă contravaloarea mărfurilor și serviciilor care pot fi cumpărate, respectiv utilizate, cu pensia medie nominală netă într-o anumită perioadă de timp, comparativ cu altă perioadă, având în vedere evoluția prețurilor de consum și a tarifelor serviciilor. Indicatorul se determină luând în calcul sumele corespunzătoare pentru pensiile plătite pensionarilor de asigurări sociale de stat, pensionarilor MAPN, MAI, SRI.

Indicele pensiei reale se calculează ca raport între indicele pensiei nominale (pentru calculul pensiei reale) și indicele prețurilor de consum.

Date, rezultate și discuții

Situația actuală a pensiilor din România se datorează, în primul rând, veniturilor foarte reduse determinate de criza sanitară, care acum este conjugată și cu criza economico-financiară care se propagă în ritm alert și tinde, prin efectele asupra economiei naționale în general, să fie cea mai devastatoare criză care s-a manifestat în ultimii 30 de ani. Mai mult putem afirma, fără teama de a greși, că este cea mai profundă, în sens negativ, din ultimii 75 de ani. Facem această apreciere deoarece în sistemul etatizat al

economiei naționale (1945-1990) nu s-a putut desprinde cu precizie o stare de criză, pe plan mai larg european (mondial) care să aibă efecte și asupra economiei românești.

În al doilea rând, starea critică a pensiilor din România este influențată și de campaniile electorale (locale și parlamentare), în care, în afară de a constitui element de dispută, nu se întrezăresc preocupări de reșezare a pensiilor.

Situația este oarecum stranie deoarece legea organică a pensiilor a fost votată în unanimitate de ambele camere ale parlamentului și apoi a fost promulgată de către președinte. Apoi la preluarea puterii, noua structură guvernamentală, a întocmit bugetul pentru 2020, alocând pentru pensionari sursele necesare pentru aplicarea legii pensiilor și a asigura creșterea punctului de pensie începând cu luna septembrie 2020. Numai că, la ultima rectificare bugetară, s-au preluat de la fondul de pensii o sumă importantă care a fost repartizată altor domenii, inclusiv ca sumă la dispoziția guvernului.

Ne oprim aici cu această succintă prezentare, nefăcând nici o apreciere, pentru a nu denatura caracterul științific al studiului efectuat. Reluând, pe baza datelor publicate de Institutul Național de Statistică / Eurostat, vom prezenta situația reală a pensiilor în ultimii trei ani, cu accent pe starea de fapt în primul semestru al anului 2020.

Din studiul sumar al datelor putem trage concluzia că nivelul pensiei medii, a pensiei minime în România, comparativ cu situația din Uniunea Europeană este foarte redus.

Studiul pe baza indicelui pensiei nominale, comparativ cu indicele prețurilor de consum, în perioada 2017-2020, s-a deteriorat în mod continuu. Pe categorii de pensionari, exceptând categoriile pentru limită de vârstă, pensiile anticipate și pensiile anticipate parțiale, celelalte grupe sunt într-o situație deficitară.

Studiul este efectuat trimestrial, pe bază de comparație cu alte perioade anterioare. Astfel, numărul mediu de pensionari în trimestrul II al anului 2020 a fost de 5132 mii persoane, în scădere cu o mie persoane față de trimestrul precedent, iar numărul mediu de pensionari de asigurări sociale de stat a fost de 4676 mii persoane, în creștere cu 6 mii persoane față de trimestrul precedent. De asemenea, pensia medie lunară (determinată luând în calcul sumele pentru pensiile tuturor categoriilor de pensionari, de asigurări sociale, invaliditate, urmaș etc., plătite de casele de pensii) a fost de 1436 lei, în creștere cu 0,9% față de trimestrul precedent.

În ceea ce privește pensia medie de asigurări sociale de stat, aceasta a fost în trimestrul II al anului 2020 de 1380 lei, iar raportul dintre pensia medie nominală netă de asigurări sociale de stat pentru limită de vârstă cu

stagiul complet de cotizare (fără impozit și contribuția de asigurări sociale de sănătate) și câștigul salarial mediu net a fost de 51,0%, comparativ cu 50,8% în trimestrul I al anului 2020.

Indicele pensiei medii reale față de trimestrul precedent, calculat ca raport între indicele pensiei nominale pentru calculul pensiei reale și indicele prețurilor de consum a fost de 100,1%.

În tabelul numărul 1 sunt structurate datele referitoare la indicele pensiei nominale și cel al indicelui prețurilor de consum în perioada 2017-2020, a căror evoluție este apoi reprezentată în graficul numărul 1.

Indicele pensiei nominale și cel al indicelui prețurilor de consum în perioada 2017-2020

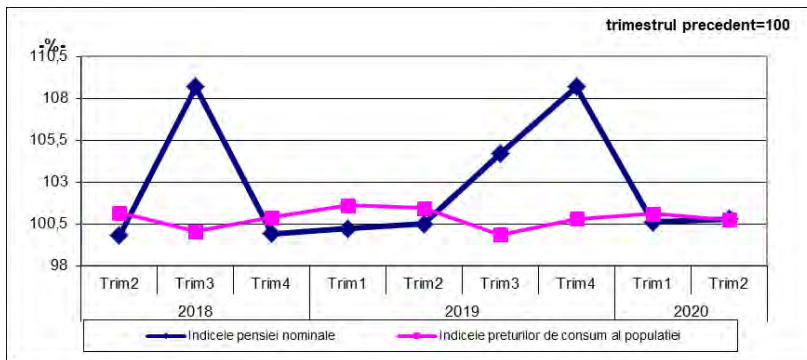
Tabel 1

		trimestrul precedent=100 (%)	
An	Trimestru	Indicele pensiei nominale	Indicele prețurilor de consum al populației
2017	Trim4	102,1	102,10
	Trim1	99,6	101,52
2018	Trim2	99,8	101,16
	Trim3	108,7	100,04
	Trim4	99,9	100,89
	Trim1	100,2	101,60
2019	Trim2	100,5	101,44
	Trim3	104,7	99,86
	Trim4	108,7	100,80
	Trim1	100,6	101,10
2020	Trim2	100,8	100,73

Sursa: INS comunicat numărul 238 / 11 septembrie 2020

Evoluția indicelui pensiei nominale și a indicelui prețurilor de consum în perioada 2017-2020

Grafic 1



Numărul mediu de pensionari în trimestrul II al anului 2020, comparativ cu trimestrul II al anului 2019, a scăzut cu 27 mii persoane, iar cel al categoriei aparținând asigurărilor sociale de stat a crescut cu 6 mii persoane. De asemenea, pensia medie lunară și pensia medie de asigurări sociale de stat au crescut comparativ cu același trimestru al anului precedent, cu 16,3% fiecare.

În ceea ce privește evoluția numărului mediu de pensionari, acesta a fost în scădere în trimestrul II al anului 2020 cu o mie persoane față de trimestrul I al anului 2020, iar numărul mediu de pensionari de asigurări sociale de stat a fost în creștere cu 6 mii persoane. De asemenea, pensia medie lunară și pensia medie de asigurări sociale de stat a crescut față de trimestrul precedent, cu 0,9% și respectiv cu 0,4%.

În tabelul numărul 2 sunt structurate datele referitoare la numărul mediu al pensionarilor și pensia medie lunară.

Numărul mediu al pensionarilor și pensia medie lunară

Tabel 2

	Numărul mediu			Pensia medie		
	- mii persoane -			- lei lunar -		
	Trim.II 2019	Trim.I 2020	Trim.II 2020	Trim.II 2019	Trim.I 2020	Trim.II 2020
TOTAL	5159	5133	5132	1235	1423	1436
<i>din care, după nivelul de pensionare:</i>						
Asigurări sociale	5157	5132	5131	1235	1423	1436
din care, de asigurări sociale de stat	4670	4670	4676	1187	1374	1380
<i>din care, asigurări sociale după categorii de pensii:</i>						
A) Limită de vârstă	3989	4001	4015	1389	1596	1610
B) Pensie anticipată	19	18	17	1436	1686	1706
C) Pensie anticipată parțial	92	92	91	1125	1318	1361
D) Invaliditate	517	493	483	644	715	706
E) Urmas	540	528	525	680	782	785

Sursa: INS comunicat numărul 238 / 11 septembrie 2020

Pensionarii de asigurări sociale dețin ponderea majoritară (99,98%) în numărul total de pensionari în trimestrul II al anului 2020, iar pensionarii de asigurări sociale de stat reprezintă 91,1% în totalul celor de asigurări sociale. Pe categorii de pensii, numărul pensionarilor pentru limită de vârstă a fost preponderent (78,2%) în cadrul pensionarilor de asigurări sociale. Pensionarii cuprinși în categoriile de pensii anticipată și anticipată parțial au reprezentat 2,1%.

În ceea ce privește raportul pe total dintre numărul mediu de pensionari de asigurări sociale de stat și cel al salariaților, acesta a fost de 9 pensionari la 10 salariați. În profil teritorial acest raport prezintă variații semnificative, respectiv de la numai 5 pensionari la 10 salariați în Municipiul București, la 16 pensionari la 10 salariați în județul Teleorman, 15 la 10 în județele Giurgiu și Vaslui și 14 la 10 în județele Botoșani și Călărași.

În aceeași ordine de idei, pensia medie de asigurări sociale de stat a variat cu discrepanțe semnificative în profil teritorial, ecartul dintre valoarea minimă și cea maximă fiind de 736 de lei. Concret pe județe avem 1098 lei în județul Botoșani, 1105 lei în județul Giurgiu, 1122 lei în județul Vrancea față de 1834 lei în județul Hunedoara, 1743 lei în Municipiul București și 1639 lei în județul Brașov.

De asemenea, numărul total al beneficiarilor prevederilor OUG nr.6/2009 privind instituirea pensiei sociale minim garantate (în prezent

indemnizație socială), în trimestrul II al anului 2020, a fost de 961,4 mii persoane, din care: 803,3 mii persoane din sistemul asigurărilor sociale de stat, reprezentând 17,2% din totalul pensionarilor din această categorie; 154,8 mii persoane din rândul pensionarilor proveniți din fostul sistem pentru agricultori, reprezentând 57,5% din totalul acestora și 3,3 mii persoane din sistemul militar, reprezentând 1,8% din totalul acestei categorii.

Concluzii

Din analiza articolului realizat pe baza studiului efectuat de autori se pot desprinde o serie de concluzii mai ales practice. Astfel, rezultă că nivelul pensiilor în România este net inferior situației înregistrate în celelalte țări membre ale Uniunii Europene. Diferența între pensiile minime, sub 200 de euro și a unui procent redus de pensii speciale foarte ridicate este deosebit de mare. Aceasta presupune, așa cum se cunoaște de mai mult timp, reanalizarea pensiilor așa încât să se respecte în totalitate legea organică privind pensiile în România, care din păcate datorită crizei sanitare și a crizei economico-financiare care se profilează și se dezvoltă, nu este pusă în practică așa cum a fost adoptată.

O altă concluzie este aceea că sursele de venituri la buget pentru a putea aloca un procent mai mare pensiilor, adică să asigure creșterea acestora. Criza economico-financiară va conduce la obținerea de venituri din ce în ce mai reduse și mai neconforme nevoilor în acest domeniu. Desigur, paradoxul sistemului de pensii din România este dat de faptul că nu mai există, cum a existat până în 1989, fonduri de pensii înregistrate la nivel macroeconomic separat, ci el a fost vărsat în Bugetul Consolidat. De asemenea, ar fi trebuit introdus un sistem managerial prin care aceste venituri din pensii să fie utilizate ca surse de finanțare într-o serie de obiective economico-sociale și să aducă venituri suplimentare. În fapt, Autoritatea de Supraveghere Financiară (ASF), lucrează și găsește soluții pe sistemul de pensii, acesta urmând să aibă efecte în perioada următoare, dar pentru moment situația este critică.

Ținând seama de dificultățile create de criza sanitară și economico-financiară, se anticipează ca pensiile să aibă un nivel tot mai redus de creștere și atunci, situația pensionarilor devine tocmai delicată.

O ultimă concluzie este aceea că teoretic dacă am face un studiu preluând Fondul Național de Pensii care exista la 01 ianuarie 1990 și l-am corecta an de an cu încasările privind pensiile și asigurările sociale, am constata că în acest domeniu nu ar fi fost nici o problemă și pensiile ar fi fost cu mult mai mari. Desigur, în România în sistemul de pensii există încă o problemă a preluării așa zișilor pensionari din domeniul activității agricole până în 1990, cărora a trebuit să li se mărească periodic acest nivel pentru ajunge la un standard cât de cât acceptabil.

Bibliografie

1. Anghel, M.G., Anghelache, C. (2018). Analysis of the evolution of the number of pensioners and pensions in Romania. *Theoretical and Applied Economics*, XXV (2) (615), Summer, 187-194
2. Anghelache, C. (2018). *Bilanțul economic al României la 100 de ani*, Editura Economică, București
3. Anghelache, C., Voineagu, V., Anton-Carp, A. (2011). Elemente teoretice și practice privind algoritmul de calcul al pensiilor. *Romanian Statistical Review Supplement*, Trim. 3, 107-119
4. Bouchet, M., Marchiori, L., Pierrard, O. (2017). Pension reform in a worst case scenario: public finance versus political feasibility. *Journal of Pension Economics and Finance*, 16, (2), 173-204
5. Chen, D., Beetsma, R., Ponds, E., Romp, W. (2016). Intergenerational risk-sharing through funded pensions and public debt. *Journal of Pension Economics and Finance*, 15 (2), 127-159
6. Hairault, J., Langot, F., Sopraseuth, T. (2010). Distance to Retirement and Older Workers' Employment: The Case for Delaying the Retirement Age. *Journal of the European Economic Association*, 8 (5), 1034-1076
7. Vogel, E., Ludwig, A., Börsch-Supan, A. (2017). Aging and pension reform: extending the retirement age and human capital formation. *Journal of Pension Economics and Finance*, 16 (1), 81-107

STUDY ON THE SITUATION OF PENSIONERS AND THE LEVEL OF PENSIONS IN ROMANIA

Assoc. prof. Mădălina-Gabriela ANGHEL PhD (*madalinagabriela_anghel@yahoo.com*)
Artifex University of Bucharest

Lecturer Ștefan Virgil IACOB PhD (*stefaniacob79@yahoo.com*)
Artifex University of Bucharest

Abstract

Retirees represent the category of the elderly, which in the context in which the birth rate has decreased, appears to be and have a higher share in the total population of Romania (by residence or domicile). Retirees have as their main source of income the pension they receive depending on its structure and the category of pension according to the classifications of the National Institute of Statistics and Eurostat, of course based on demographic studies.

In the conditions of the pandemic crisis and the financial-economic one that is spreading and will probably have an increasing intensity in the next period, the situation of pensioners is an element of great debate in terms of political and governmental strategies. In this context, we found it appropriate to present the situation of pensioners, total number, structure and level of pensions they have according to the categories in which they fall.

Presenting the methodological aspects underlying this study, the aim was to make clarifications that would make available to the reader the indicators, the statistical quantities used, so as to be as understandable as possible.

The level of pensions in Romania starting from the minimum pension, the average pension or even the pension by categories is first of all very low compared to the other member states of the European Union.

On the other hand, the discrepancy between very small pensions, under 1000 Ron and very large pensions, especially special ones, is particularly large. The study focuses on these two aspects, trying to put in front of the reader the possibility to understand this situation.

A brief perspective we have tried shows that in the coming years the levels of income of pensioners, the pension base, will not increase significantly, there is even the possibility of stagnation or even worse if cooperation with the International Monetary Fund (IMF) , in terms of securing financial resources, even to decrease.

However, the pension remains important and must be reconsidered for all those in this category, given that the level of their expenses is much higher per pensioner, compared to the expenses for young people and this is where this contradiction arises which should be resolved by guaranteeing at least of some incomes with an affordable increase through the influence of inflation, of the increase of salaries year by year, but also of the standard of living.

Keywords: pensions, income, expenses, evolution, crisis, categories, generations.

JEL classification: H50, H55.

Introduction

In this article, based on the study carried out, a brief presentation was made of the methodological aspects involved in the study of pensions and the situation of pensioners, updated at the end of the second quarter of 2020.

The following is a study on the pension of the last three years 2018, 2019, 2020, highlighting by comparison what is the growth index of nominal pensions, compared to the consumer price index of the population. It will be found that in these circumstances the consumer price index is clearly higher and through the process of deflation, of bringing the data in real terms, there is in fact a decrease in nominal pensions.

A comparative study was carried out on the second quarter of 2020 with the second quarter of 2019, then a comparative study of the second quarter of 2020 with the first quarter of 2020, the data being summarized in tables that give the essence of possibilities of understanding.

At the same time, a regional study was made to find out the level of pension in territorial profile, by regions of economic development, establishing the regions of economic development that have a greater impact on pension growth and from here the analysis was deepened by highlighting the categories of pensioners and pensions, as well as suggestively the need to try to improve small and very small pensions in the first place, but also the evolution of the nominal pension index and the consumer price index over a longer period from 2017 to 2020.

The last approved pension law and the strategy to be followed must also come to the aid of pensioners, who are in acute need of higher incomes in order to be able to ensure their healthy living conditions. When we say healthy living conditions, I mean that the population in this third category needs medication, treatments and much more, which usually in the system of privatization of the health system needs resources to be able to prolong their lives.

The article is accompanied by graphs and data that are suggestive and representative, ensuring a faster interpretation and understanding of the ideas that the authors captured in this study.

Literature review

The problem of pensioners and the pensions they receive has been the subject of many researches, from which we mention the study made by Anghel, MG, Anghelache, C. (2018) took into account the number of pensioners in Romania, finding a discrepancy between the number of pensioners and active workforce. Also, Anghelache C. (2018) made an extensive analysis of the economic and social evolution of Romania in the last century. Anghelache, C., Voineagu, V., Anton-Carp, A. (2011) addressed issues related to the pension calculation system. Bouchet, M., Marchiori, L., Pierrard, O. (2017) were concerned about pension reform in the face of profound demographic changes. Chen, D., Beetsma, R., Ponds, E., Romp, W. (2016) addressed the issue of pension funding given the way of sharing risks between generations. Hairault, J., Langot, F., Sopraseuth, T. (2010) considered the issue of employment of older workers and the hypothesis of prolonging the retirement age. Vogel, E., Ludwig, A., Börsch-Supan, A. (2017) address issues related to the extension of the retirement age and the formation of human capital.

Methodology

In order to facilitate the interpretation of the data and the obtained results, we will briefly present the main methodological provisions of the National Institute of Statistics and Eurostat, used in obtaining the data of the calculated indicators. Thus, the data collection is done through statistical reports completed by self-registration, by the staff from the specialized departments of the pension funds. The statistical reports are completed by the National House of Public Pensions (for state social insurance pensioners and pensioners from the former insurance system for farmers), the Ministry of National Defence, the Ministry of Internal Affairs, the Romanian Intelligence Service, the Ministry of Culture and National Identity and the House of Lawyers' Insurance. In this context, the data and indicators presented have the significance that we present below.

The average total number of pensioners includes all pensioners in Romania regardless of the pension system, respectively the public pension system (including social assistance - pension type, IOVR - invalids, veterans and war widows) and non-integrated systems of the public pension system (insurance pensioners from the records of the Insurance House of Lawyers,

the own social insurance systems of the cults recognized by law). It is determined by summing the number of pensioners existing in payment each month, compared to the number of months in the reference period.

The average number of pensioners in the social insurance system includes: state social insurance pensioners; pensioners from the former insurance system for farmers; social insurance retirees from the Ministry of National Defence, the Ministry of Internal Affairs and the Romanian Intelligence Service; social insurance retirees from the records of the Ministry of Culture and National Identity; social insurance retirees from the records of the Lawyers' Insurance House.

The average monthly pension is determined taking into account the amounts for pensions of all categories of pensioners - social insurance, disability, survivor, etc., paid by the above-mentioned pension funds and is calculated by reporting the amounts due (according to decisions) to existing pensioners in payment in the quarter / year of reference to their average monthly number multiplied by 3 (months), respectively 12 (months).

By categories, pensions are classified as follows: old-age pension, early retirement pension, partial early retirement pension, invalidity pension, survivor's pension, social assistance type pension, IOVR pensions.

The old-age pension is due to persons who meet, cumulatively, at the date of retirement, the conditions regarding the standard retirement age and the minimum contribution period or in the specialty, as the case may be, provided by Law no. 263/2010.

The early retirement pension is due, at most 5 years before reaching the standard retirement age, to persons who have completed a contribution period at least 8 years longer than the full contribution period provided by Law no. 263/2010.

The partial early retirement pension is due, at most 5 years before reaching the standard retirement age, to persons who have completed the full contribution period, as well as to those who have exceeded the full contribution period by up to 8 years.

The invalidity pension is due to persons who have lost all or at least half of their work capacity, due to certain conditions specified by the legislation in force.

The survivor's pension is due to the children and the surviving spouse, if the deceased supporter was retired or met the conditions for obtaining a pension.

Children are entitled to a survivor's pension as follows: up to the age of 16; if they continue their studies in a form of education organized according to the law, until their completion, without exceeding the age of 26

and for the entire duration of the disability of any degree, if it arose during the period when they were in one of the situations earlier.

The IOVR pensions are granted to the disabled and war injured, to the descendants of those who died or disappeared in the war, as well as to the descendants of the former disabled and war injured pensioners and are established according to the provisions of Law no. 49/1999 regarding the IOVR pensions.

The social assistance type pension is paid from the State Social Insurance Budget, this category of pension being granted based on Law no. 27/1966 on state social insurance pensions and supplementary pension, repealed normative act.

The pension represents the monetary right established by the pension decision; the average net nominal pension for the calculation of the real pension is established by deducting the tax from the amounts due as pensions and the social health insurance contribution. According to Law no. 2/2017, the monthly taxable income from pensions is established by deducting from the pension income the monthly non-taxable amount of 2,000 lei and for individuals with pension income, the social health insurance contribution is borne by the state budget.

The number of pensioners receiving social allowance for pensioners (minimum guaranteed social pension) represents the number of pensioners in the pension system for which the level of the amount of pension due or in payment is below the level of social allowance according to GEO no. 6/2009.

According to GEO no. 2 / 6.01.2017, the level of the social allowance for pensioners is 704 lei starting with September 1, 2019. According to art. 7 of Law no. 118/2010 "... in the normative acts in force, the phrase pension guaranteed minimum social is replaced with the phrase social allowance for pensioners ", and starting with March 1, 2017, GEO no. 6 / 18.02.2009 was updated, with the establishment of the social allowance in the military system as well.

The real pension expresses the value of goods and services that can be bought or used, respectively, with the average net nominal pension in a certain period of time, compared to another period, taking into account the evolution of consumer prices and service tariffs. The indicator is determined taking into account the corresponding amounts for the pensions paid to the state social insurance pensioners, to the pensioners of MAPN, MAI, SRI.

The real pension index is calculated as the ratio between the nominal pension index (for the calculation of the real pension) and the consumer price index.

Data, results and discussions

The current situation of pensions in Romania is due, first of all, to the very low incomes determined by the health crisis, which is now combined with the economic-financial crisis that is spreading at a fast pace and tends, through the most devastating crisis in the last 30 years. Moreover, we can say, without fear of being wrong, that it is the deepest, in a negative sense, of the last 75 years. We make this assessment because in the nationalized system of the national economy (1945-1990) it was not possible to accurately see a state of crisis, on a larger European (world) level that would have effects on the Romanian economy.

Secondly, the critical state of pensions in Romania is also influenced by the electoral campaigns (local and parliamentary), in which, apart from being an element of dispute, there are no concerns about the resettlement of pensions.

The situation is somewhat strange because the organic pension law was voted unanimously by both chambers of parliament and then enacted by the president. Then, when he took office, the new government structure drew up the budget for 2020, allocating to pensioners the necessary sources for the application of the pension law and ensuring the increase of the pension point starting with September 2020, to the pension fund a significant amount which has been allocated to other areas, including as an amount available to the government.

We stop here with this brief presentation, making no assessment, so as not to distort the scientific nature of the study. Resuming, based on data published by the National Institute of Statistics / Eurostat, we will present the real situation of pensions in the last three years, with a focus on the state of affairs in the first half of 2020.

From the summary study of the data we can draw the conclusion that the level of the average pension, of the minimum pension in Romania, compared to the situation in the European Union is very low.

The study based on the nominal pension index, compared to the consumer price index, in the period 2017-2020, deteriorated continuously. By categories of pensioners, with the exception of the age limit, early retirement and partial early retirement categories, the other groups are in a deficient situation.

The study is conducted quarterly, based on comparison with other previous periods. Thus, the average number of pensioners in the second quarter of 2020 was 5132 thousand persons, decreasing by one thousand persons compared to the previous quarter, and the average number of state social insurance pensioners was 4676 thousand persons, increasing by 6 thousand

people compared to the previous quarter. Also, the average monthly pension (determined taking into account the amounts for pensions of all categories of pensioners, social insurance, disability, survivor, etc., paid by pension funds) was 1436 lei, increasing by 0.9% compared to the previous quarter.

Regarding the average state social insurance pension, it was in the second quarter of 2020 of 1380 lei, and the ratio between the average net nominal state social insurance pension for old age with full contribution period (excluding tax and social health insurance contribution) and the average net earnings were 51.0%, compared to 50.8% in the first quarter of 2020.

The average real pension index compared to the previous quarter, calculated as a ratio between the nominal pension index for the calculation of the real pension and the consumer price index was 100.1%.

Table 1 structure the data on the nominal pension index and the consumer price index in the period 2017-2020, whose evolution is then represented in chart number 1.

Nominal pension index and what of the consumer price index in the period
2017-2020

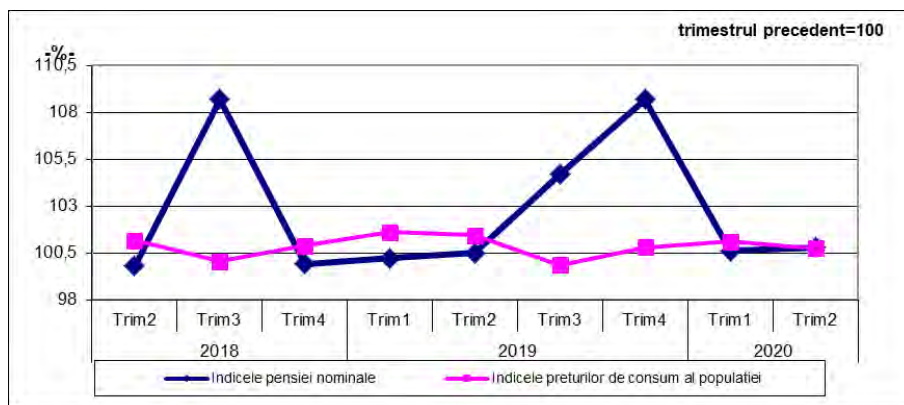
Table 1

		the previous quarter =100	(%)
Year	Quarter	Nominal pension index	Consumer price index of the population
2017	Q4	102,1	102,10
	Q1	99,6	101,52
2018	Q2	99,8	101,16
	Q3	108,7	100,04
	Q4	99,9	100,89
	Q1	100,2	101,60
2019	Q2	100,5	101,44
	Q3	104,7	99,86
	Q4	108,7	100,80
	Q1	100,6	101,10
2020	Q2	100,8	100,73

Source: INS communicated number 238/11 September 2020

Evolution of the nominal pension index and the consumer price index in the period 2017-2020

Chart 1



The average number of retirees in the second quarter of 2020, compared to the second quarter of 2019, decreased by 27 thousand people, and that of the category belonging to state social insurance increased by 6 thousand people. Also, the average monthly pension and the average state social insurance pension increased compared to the same quarter of the previous year, by 16.3% each.

Regarding the evolution of the average number of pensioners, it was decreasing in the second quarter of 2020 by one thousand people compared to the first quarter of 2020, and the average number of state social insurance pensioners was increasing by 6 thousand people. Also, the average monthly pension and the average state social insurance pension increased compared to the previous quarter, by 0.9% and 0.4%, respectively.

In table number 2 are structured the data regarding the average number of pensioners and the average monthly pension.

Table 2: Average number of pensioners and average monthly pension

	The average number			Average pension		
	- thousands of people -					
	Quarter II 2019	Quarter I 2020	Quarter II 2020	Quarter II 2019	Quarter I 2020	Quarter II 2020
TOTAL	5159	5133	5132	1235	1423	1436
<i>of which, by retirement level:</i>						
Social Security	5157	5132	5131	1235	1423	1436
of which, state social insurance	4670	4670	4676	1187	1374	1380
<i>of which, social insurance by pension categories:</i>						
A) Age limit	3989	4001	4015	1389	1596	1610
B) Early retirement	19	18	17	1436	1686	1706
C) Partial early retirement	92	92	91	1125	1318	1361
D) Disability	517	493	483	644	715	706
E) Urmas	540	528	525	680	782	785

Source: INS communicated number 238/11 September 2020

Social insurance pensioners hold the majority share (99.98%) in the total number of pensioners in the second quarter of 2020, and state social insurance pensioners represent 91.1% in the total number of social insurance pensioners. By categories of pensions, the number of pensioners for old age was predominant (78.2%) among social insurance pensioners. Retirees included in the categories of early and partially early pensions represented 2.1%.

Regarding the total ratio between the average number of state social insurance retirees and that of employees, it was 9 retirees per 10 employees. In territorial profile, this report shows significant variations, respectively from only 5 pensioners to 10 employees in Bucharest, to 16 pensioners to 10 employees in Teleorman County, 15 to 10 in Giurgiu and Vaslui counties and 14 to 10 in Botoşani and Călăraşi counties.

In the same vein, the average state social insurance pension varied with significant discrepancies in the territorial profile, the gap between the minimum and maximum value being 736 lei. Specifically by counties we have 1098 lei in Botoşani county, 1105 lei in Giurgiu county, 1122 lei in Vrancea county compared to 1834 lei in Hunedoara county, 1743 lei in Bucharest and 1639 lei in Braşov county.

Also, the total number of beneficiaries of the provisions of GEO no. 6/2009 regarding the establishment of the minimum guaranteed social pension (currently social allowance), in the second quarter of 2020, was 961.4 thousand persons, of which: 803.3 thousand persons from the state social

insurance system, representing 17.2% of the total pensioners in this category; 154.8 thousand persons among the pensioners from the former system for farmers, representing 57.5% of their total and 3.3 thousand persons from the military system, representing 1.8% of the total of this category.

Conclusions

From the analysis of the article based on the study conducted by the authors, a series of especially practical conclusions can be drawn. Thus, it results that the level of pensions in Romania is clearly lower than the situation registered in the other member countries of the European Union. The difference between the minimum pensions, below 200 euros and a low percentage of very high special pensions is particularly large. This implies, as it has been known for a long time, the reanalysis of pensions so as to fully respect the organic law on pensions in Romania, which unfortunately due to the health crisis and the economic and financial crisis that is looming and developing, is not put in practice as adopted.

Another conclusion is that the sources of revenue to the budget in order to be able to allocate a higher percentage to pensions, ie to ensure their increase. The economic and financial crisis will lead to lower and lower incomes in line with the needs in this field. Of course, the paradox of the pension system in Romania is given by the fact that there are no longer, as it existed until 1989, pension funds registered at a separate macroeconomic level, but it was paid into the Consolidated Budget. A management system should also have been introduced through which these pension revenues could be used as sources of financing for a number of economic and social purposes and bring in additional income. In fact, the Financial Supervision Authority (FSA) is working and finding solutions on the pension system, which will have effects in the next period, but for now the situation is critical.

Given the difficulties created by the health and economic and financial crisis, it is anticipated that pensions will have a declining level of growth and then, the situation of pensioners becomes very delicate.

One last conclusion is that theoretically if we did a study taking over the National Pension Fund that existed on January 1, 1990 and we corrected it every year with the receipts on pensions and social insurance, we would find that in this area there would have been no a problem and pensions would have been much higher. Of course, in Romania in the pension system there is still a problem of taking over the so-called pensioners in the field of agricultural activity until 1990, which had to be periodically increased this level to reach a somewhat acceptable standard.

References

1. Anghel, M.G., Anghelache, C. (2018). Analysis of the evolution of the number of pensioners and pensions in Romania. *Theoretical and Applied Economics*, XXV (2) (615), Summer, 187-194
2. Anghelache, C. (2018). *Bilanțul economic al României la 100 de ani*, Editura Economică, București
3. Anghelache, C., Voineagu, V., Anton-Carp, A. (2011). Elemente teoretice și practice privind algoritmul de calcul al pensiilor. *Romanian Statistical Review Supplement*, Trim. 3, 107-119
4. Bouchet, M., Marchiori, L., Pierrard, O. (2017). Pension reform in a worst case scenario: public finance versus political feasibility. *Journal of Pension Economics and Finance*, 16, (2), 173-204
5. Chen, D., Beetsma, R., Ponds, E., Romp, W. (2016). Intergenerational risk-sharing through funded pensions and public debt. *Journal of Pension Economics and Finance*, 15 (2), 127-159
6. Hairault, J., Langot, F., Sopraseuth, T. (2010). Distance to Retirement and Older Workers' Employment: The Case for Delaying the Retirement Age. *Journal of the European Economic Association*, 8 (5), 1034-1076
7. Vogel, E., Ludwig, A., Börsch-Supan, A. (2017). Aging and pension reform: extending the retirement age and human capital formation. *Journal of Pension Economics and Finance*, 16 (1), 81-107

Managementul urbanistic între așteptări și deziluzii

Prof. PhD. Mircea Alecsandru UDRESCU (mirceaudrescu@yahoo.com)

Artifex University from Bucharest

Lecturer PhD. Alina Gheorghe (alina20eu@yahoo.com)

Artifex University from Bucharest

Abstract

Dezvoltarea urbana inteligenta este o problematica de actualitate in Romania, și nu numai. Nevoia de expansiune a oraselor este necesara , inasa, pentru a veni în sprijinul comunităților locale și naționale, care se concentrează pe oportunitate, reprezentativitate, simbolistică națională și tradiție, trebuie să se țină seama de protectia mediului inconjurator, dar și de utilizarea rațională și responsabilă a fondurilor la dispoziție. In acest sens, in literatura de specialitate sunt vizate doua coordonate mnageriale, care se interconexează condițional: dezvoltarea urbana si dezvoltarea inteligenta. In viziunea noastra, cele doua sintageme specifice teoriei generale a managementului general formează un tot unitar, în sensul că dezvoltarea inteligenta urbana este rezultatul unui management urbanistic inteligent, iar un management urbanistic inteligent constituie o garanție a dezvoltării urbanitice inteligente. O asemenea cerință metod ologică nu se poate manifesta, în situațiile în care managementul administrativ nu dispune de viziuni naționale, regionale, zonale și locale, de strategii viabile, de direcționări normative etc., ceea ce lasă drum deschuis unui management urbanistic după „principiul se poate și așa”.

Key words: *management urbanistic, dezvoltare urbana inteligenta, eficacitate sociala, eficacitate economica.*

JEL codes: *M0, R1, R5*

Introducere

Managementul reprezintă o noțiune de maximă generalizare, ce sugerează un ansamblu de sisteme, metode și tehnici de lucru, prin care se urmărește atingerea obiectivelor. Dar aceste instrumente sunt valoroase numai dacă există voința de a le utiliza și știință în le aplica, la domenii dintre cele mai diverse ale vieții sociale și economice.. De aceea, managementul urbanistic poate fi considerat și o stare de spirit, formată din atitudini, aptitudini, componente intelectuale – care joacă rol de catalizator în declanșarea și întreținerea procesului de aplicare a metodelor și tehnicilor de sprijinire a deciziilor deciziilor ce stau la

baza unei dezvoltări urbanistice inteligente. Realitatea înconjurătoare, nu numai în ceea ce privește dezvoltarea urbanistică, oferă însă suficiente exemple în care intuiția are câștig de cauză în fața metodei, regularitatea în fața eficacității, improvizația sau rutina în fața realismului, dogmatismul în fața pragmatismului, iar practicile tradiționale se impun în fața metodelor științifice. În mediu universal se spune mereu că managementul ne arată de ce o țară este săracă iar alta este bogată, dar și de ce o comunitate socială posedă o infrastructură urbanistică modernă iar altele una sărăcăcioasă și neadecvată. Diferența este dată de ordine, disciplină, legalitate, eficiență, eficacitate, economicitate, responsabilitate, bună credință, etică, integritate etc. Managementul de țară se regăsește în buna guvernare, iar toate acestea sunt exprimări ale managementului urbanistic inteligent. De aceea, în studiul nostru încercăm să sugerăm câteva din direcțiile în care trebuie acționat, pentru ca managementul urbanistic să nu se mai cantoneze în limitele managementului se poate și așa.

Literature review

Mijloacele mass-media abundă de articole, comentarii, puncte de vedere, analize, discuții etc. despre performanța managerială, în domenii dintre cele mai diferite: administrație, educație, finanțe publice, societăți comerciale, regii autonome, ministere ș.a.m.d. Dincolo de orice domeniu de activitate, gestionarea mediului urbanistic este de departe acela care creează cele mai acute aprecieri despre management, putere și responsabilitate. Peste tot se dorește un management performant, și poate din această cauză, apreciem că nu există persoană care să nu arate acuzator către cineva care, în plan urbanistic, se face vinovată de nesocotirea normelor de conviețuire civică, mai ales de cheltuirea neeconomicoasă a puținelor resurse avute la dispoziție.

Dacă se încearcă să se determine în ce constă performanța în management, sunt suficient de multe atitudini ce consideră că există domenii de activitate în care performanța managerială trebuie acceptată „așa în general”, cu oarecare aproximație, cu precădere în administrație, educație, armată etc., dar și domenii, în mod deosebit cele urbanistice, în care aceasta este condiționată de realizarea unor parametrii cuantificabili și bine determinați.

Această viziune duală generează o percepție nebuloasă despre management, sugerând că ar exista un management care se apreciază cu aproximație, după criteriile fiecăruia și ale nimănui, dar și un management responsabil de soluții pe termen scurt, pe termen mediu și pe termen lung, corespunzător cu specificul său, ce se regăsesc în rezultate cuantificate. Cu alte cuvinte, se poate lua în considerare un management ce are o responsabilitate disimulată, mai puțin precizată, și un management responsabil de finalitatea acțiunii umane.

În literatura de specialitate¹, managementul exprimă ansamblul coerent de cunoștințe despre procesele și relațiile de conducere ale organizației (firmei), care generează stabilitate în sistem, principii, metode și tehnici de conducere, a căror utilizare asigură folosirea optimă a potențialului uman, material și financiar la dispoziție, iar managerul este persoana care exercită atributele conducerii în virtutea obiectivelor, competențelor și responsabilităților specifice funcției pe care o ocupă.

Ca proces, managementul organizației este responsabil, în esență, de: obiectivele de realizat – adică a ști, a defini clar ceea ce se vrea să se realizeze, ce rezultate trebuie obținute și în ce prioritate; gestionarea mijloacelor pentru realizarea obiectivului – a ști dacă obiectivul poate fi făcut, cu ce mijloace și care sunt procesele de transformare a mijloacelor la dispoziție până când obiectivele sunt atinse; analiza rezultatelor efective – a determina corect cum a fost atins obiectivul; compararea rezultatului final cu cel previzionat și desprinderea concluziei finale din care să rezulte dacă obiectivele au fost îndeplinite în condiții bune sau mai puțin bine. Din nefericire, practica socială demonstrează faptul că sunt multe organizații care nu acordă toată atenția acestor patru trepte ale proceselor manageriale, adică nu se posedă o strategie de acțiune bine definită, nu există o planificare realistă, nu se veghează asupra unei gestiuni lipsite de risipă și nu se încurajează un control bine conceput. Deși managementul trebuie să facă gândirea și acțiunile raționale, coerente, eficiente, eficiente și novatoare, adesea acestea nu sunt prevăzute cu claritate, nu sunt apreciate prin centre de costuri și venituri, obiectivele sunt supraevaluate iar mijloacele sunt subestimate, mai ales în cadrul structurilor publice.

În principal, scopul managementului este dat de **eficacitatea economică**, în sensul că orice organizație trebuie să-și atingă obiectivele stabilite, dar cu costurile cele mai mici, **în condiții de eficiență**, și de **eficacitatea socială**, care reprezintă rațiunea însăși de a fi a oricărei organizații. De aceea, managementul modern trebuie să facă față la două incoerențe majore, și anume: decalajul crescând dintre nouitatea problemelor cu care sunt confruntate organizațiile și menținerea metodelor tradiționale de gândire, de decizie și de gestionare a patrimoniului, la care se face prea des apel, și distorsiunea care rezultă de aici, dintre existența noilor metode de abordare managerială și folosirea lor încă limitată în practică.

Desigur managementul oricărei organizații trebuie să fie apreciat prin analiza competentă a rezultatelor cuantificabile. Din această perspectivă, nu pot fi decât derutante exprimările de genul: situația țării noastre nu este bine apreciată din cauza performanțelor din agricultură, sănătate și, mai ales din

1. Cibela Neagu, Mircea Udrescu, Managementul organizației, Editura Tritonic, București, 2008

agricultură. Sau, destul de frecvent, performanțele firmei nu s-au ridicat la nivelul așteptărilor.

În mod formal, prin performanță se înțelege „ Rezultat (deosebit de bun) obținut de cineva într-o întrecere sportivă; p. ext. realizare deosebită într-un domeniu de activitate. Cel mai bun rezultat obținut de un sistem tehnic, de o mașină, de un aparat etc.”¹

Prin generalizare, performanța nu poate fi confundată cu orice rezultat, cu orice realizare, indiferent de domeniul de activitate. Indubitabil, performante sunt numai acele rezultate deosebit de bune.

Evident, vizând domeniul managementului urbanistic, performanța echivalează cu îndeplinirea obiectivelor în condițiile în care indicatorii cuantificabili trebuie să se apropie de superlativ. În condițiile cerințelor economiei de piață, se poate accepta drept performantă firma care obține profit, mai ales dacă acesta este rezultatul unei dinamici favorabile de creștere a productivității muncii și reducerii cheltuielilor.

Pentru simplificare, considerăm că o firmă (organizație) este performantă dacă, în principal, indicatorii de producție și cei economico-financiară sunt performanți.

Activitatea productivă, centrată pe indicatori fizici, este performantă dacă firma (organizația) obține și valorifică produsele sau serviciile planificate, în volumul, structura, calitatea și termenele convenite, cu respectarea cerințelor și exigențelor de protecția muncii, a mediului și a sănătății oamenilor cărora le sunt destinate produsele (serviciile). Indicatorii de producție arată ce se produce, în ce volum și cu ce productivitate a muncii, și aceștia sunt performanți în măsura în care sunt superiori celorlalte entități productive în condiții similare.

Componenta economico-financiară trebuie să exprime, în esență, rentabilitatea firmei (organizației) și evoluția gradului de lichiditate, redând astfel imaginea valorică a eforturilor financiare ale acesteia. Indicatorii de rentabilitate reflectă o stare performantă atunci când au fost îndeplinite și depășite prevederile privind profitul și rata de rentabilitate, nu numai pe total activitate, ci și pe tipuri de activități, precum și pe fiecare tip de produs obținut și valorificat. Gradul de lichiditate se constituie din indicatorii care redau structura activului și pasivului bilanțier, corelația dintre mijloacele economice din activul bilanțului contabil și resursele financiare implicate în constituirea acestora din pasivul bilanțului. Pe ansamblu, o firmă este performantă, din punctul de vedere

1. XXX Dicționarul explicativ al limbii române, Editura Academiei, București, 1975, p. 676. Aceeași definiție în Florin Marcu, Constant Maneca, Dicționar de neologisme, Editura Academiei, București, 1978, p. 809.

al gradului de lichiditate, în măsura în care poate achita cu ușurință datoriile pe termen scurt, cu precădere din veniturile proprii, menținând ridicată încrederea partenerilor de afaceri și a instituțiilor statului în capacitatea sa de a rezista pe piață.

Desigur, acești indicatori redau situația economico-financiară a firmei (organizației), dar această situație reflectă capacitatea managerială de a adapta organizația la schimbările de mediu. Managementul este preponderent apreciat ca un ansamblu de sisteme, metode și tehnici de lucru, prin care se stabilesc obiective și se urmărește îndeplinirea lor. Dar aceste instrumente sunt valoroase numai dacă există voința de a le utiliza. De aceea, managementul poate fi considerat o adevărată stare de spirit, formată din atitudini, aptitudini, componente intelectuale și deprinderi ce joacă un rol catalizator în declanșarea și întreținerea procesului de aplicare a metodelor în vederea atingerii obiectivelor.

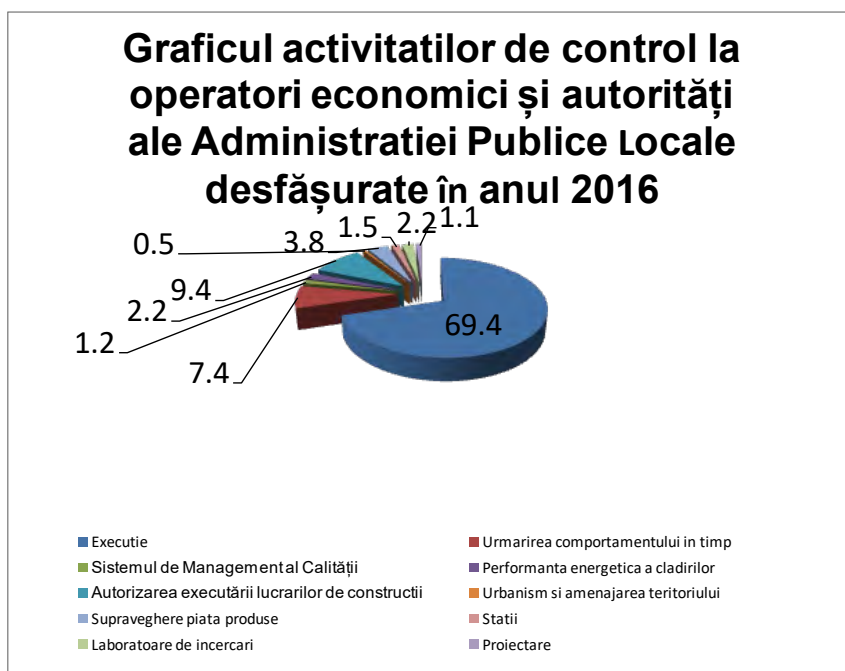
Caracteristicile stării de spirit care animă managementul performant sunt: o mentalitate prospectivă – de adaptare permanentă a organizației (firmei) la schimbare; o mentalitate metodică și științifică – fiecare problemă are rezolvare științifică, rațională ; o mentalitate economică – ce presupune cunoașterea limitelor resurselor, analiza riscurilor și amenințărilor și proiectarea tuturor acțiunilor după principiile de eficacitate și eficiență, o mentalitate socială – scopul suprem este satisfacția consumatorilor și mulțumirea propriilor angajați.

Cu toate că realitatea înconjurătoare oferă suficiente exemple în care intuiția are câștig de cauză în fața metodei, regularitatea în fața eficacității, improvizația sau rutina în fața realismului, dogmatismul în fața pragmatismului, iar practicile tradiționale se impun în fața metodelor științifice, performanțele manageriale trebuie să aibă la bază indicatori de performanță stabiliți antefactum, la care să se poată raporta rezultatele post-factum.

În fond, managementul urbanisticii românești este un exemplu de management centrat pe principiul „se poate și așa”. O simplă privire asupra satelor și orașelor românești aduce nenumărate dovezi în sensul că managementul urbanistic, în timp, a căzut în capcane de genul: conducătorii aleși nu au creat valori perene, ci s-au dorit a fi ei înșiși vedete; nu au înțeles că principiul esențial al conducerii este cultivarea încrederii, binelui, frumosului și utilului, și nu impunerea puterii; nu au ascultat de geniul specialiștilor, ci i-au pus pe aceștia să cârpească ceea ce ei au croit prost; nu au reușit să se integreze social prin respect și considerație și nu au lăsat în urmă lucruri care să radieze admirație și emoție; nu au înțeles că factorii cei mai importanți ai succesului sunt dorința, talentul, metoda și efortul; nu au stabilit obiective stimulative și nu au cultivat emoțiile delegării demiurgice; nu au folosit simbolurile propriei culturi sociale și au știrbit cu cinism buna credință; nu au înțeles că avantajul competitiv provine din cultivarea valorii, nu din oferirea de produse generice; nu au pus în practică

zestrea de valori a momentului și au rămas în conștiința publică numai ca înși ce nu s-au ridicat la nivelul așteptărilor etc.¹

Managementul urbanisticii este obligat să asigure perspectiva unei conviețuiri civilizate, prin planuri urbanistice zonale, dar și să vegheze administrativ la buna respectare a legislației în urbanism, prin controale eficiente. Numai prin activitatea de control, organismele abilitate existente comunică public următoarele direcții de control, astfel: control în proiectare, control în execuție, control privind urmărirea comportării în exploatare a construcțiilor, control privind implementarea sistemului de management al calității în construcții, controlul respectării indicatorilor de performanță energetică a clădirilor, controlul autorizării lucrărilor de construcții, controlul pieței produselor pentru construcții, al stațiilor de producere betoane, mixturi asfaltice, agregate minerale, precum și al laboratoarelor de analize și încercări în construcții, controlul activității de avizare a lucrărilor publice, precum și al activităților de soluționare a petițiilor etc. Pe ansamblu, un asemenea efort managerial de control poate avea exprimarea cuprinsă în graficul alăturat:



Sursa: Ministerul Dezvoltării Regionale, Administrației Publice și Fondurilor Europene, Sinteza activității de control și inspecție desfășurată de către Inspectoratul de Stat în Construcții - I.S.C. în anul 2016, p.23, <https://www.isc.gov.ro/files/2017/Control%20si%20sinteza/2016-T4%20SINTEZA.pdf> accesat 15.10. 2020

1. Selecție după Mark Eppler, Capcanele managementului, Editura Polirom, București, 2007, p.5-11

Analizele triumfaliste se dezvoltă de la sine, pentru a impresiona, nu pentru a convinge. Spre exemplu, la sinteza de mai sus, se poate afla: Controlul în domeniul calității construcțiilor ocupă o pondere de aproximativ 50% din totalul activității de control efectuate la nivelul structurilor teritoriale și cuprinde controale la factorii implicați în proiectarea, execuția și exploatarea lucrărilor de construcții, precum și controale privind organizarea și implementarea sistemului de management al calității la operatori economici cu activitate de proiectare și execuție în construcții. Au fost efectuate un număr de controale la operatori economici cu activitate de proiectare în domeniul construcțiilor, constatându-se foarte multe neconformități majore și grave privind elaborarea de proiecte incomplete/neconforme, care nu respectă prevederile codului de proiectare seismică P100-1/2013, care conțin neconcordanțe între partea scrisă și cea desenată, fără detalii de execuție sau care nu respectă nivelul de calitate corespunzător, cu caiete de sarcini incomplete, neverificate la toate cerințele fundamentale de calitate, pentru care au fost aplicate un număr foarte mic de amenzi contravenționale.

În ceea ce privește, control în execuție, au fost efectuate controale de ordinul miilor la obiective de investiții care sunt înregistrate în evidențele inspectoratelor județene în construcții respectiv a Inspectoratului în Construcții al Municipiului București. Au fost constatate mii de neconformități, printre care: sute de contravenții, pentru care s-au aplicat sancțiuni contravenționale, dar și neconformități majore sau cu grad ridicat de repetabilitate identificate prin controalele în etapa de execuție a lucrărilor de construcții, ca: încălcarea prevederilor din acorduri/ avize/ autorizația de construire, neîndeplinirea obligațiilor stabilite prin regulamentele și procedurile elaborate în aplicarea Legii nr. 10/1995, privind realizarea și menținerea cerințelor fundamentale ale construcțiilor; neasigurarea de către investitori a verificării execuției lucrărilor de construcții prin specialiști diriginți de șantier autorizați; realizarea de construcții fără specialiști responsabili tehnici cu execuția autorizați; neasigurarea condițiilor de verificare a lucrărilor ajunse în faze determinante; neaducerea la îndeplinire a măsurilor dispuse; nerespectarea normelor tehnice, a prevederilor din proiectul tehnic și detaliile de execuție, a celor din caietele de sarcini; afectarea construcțiilor învecinate sau adiacente; neamenajarea terenurilor ocupate temporar pentru aducerea lor la starea inițială, la terminarea lucrărilor de construcții; executarea de modificări la construcții existente sau schimbarea de destinații.

În urma unor asemenea raportări triumfaliste, nu mai miră pe nimeni că localitățile țării se afundă în cociobism și nefuncționalitate.

Concluzii

O simplă discuție cu o grupă de studenți sau de masteranzi, care are ca subiect managementul urbanistic, scoate în evidență puține realizări, nenumărate insatisfacții și punctează o mulțime de deficiențe. Din rândul acestora din urmă, ne vom opri numai la câteva, pe care le considerăm a fi evidente .

1. Lipsa unei viziuni naționale asupra urbanismului național. Nimeni nu poate spune în mod serios cum va arăta urbanistic România în deceniile următoare, în secolul următor etc. Nu se cunosc principiile de bază ale sistemelor de construcții, ale proiectării infrastructurilor, ale cultivării specificului național. Cei ce vizitează alte țări, află că anumite orașe au fost proiectate încă din antichitate de arhitecți renumiți, care au trasat liniile generale de dezvoltare, iar factorii de decizie au decis asupra unei variante de execuție, care odată adoptată, a fost pusă în operă prin munca a zeci de generații. Chiar și îmbunătățirile aduse, au fost riguros încadrate în contextul general, prin consultarea altor specialiști de marcă ai momentului. Cu alte cuvinte, întâi s-a creionat viitorul și apoi s-au început construcțiile

2. Lipsa unei strategii naționale și a unor planuri viabile de susținere a viziunii. De fapt, este foarte greu să stabilești strategii și planuri realiste și mobilizatoare, din moment ce nu există o viziune națională asupra acestei problematici. Fiecare construiește ce vrea, cum vrea și unde vrea. Căile de acces sunt specifice transporturilor hipo, iar problema utilităților publice este ignorată cu desăvârșire. Sunt ignorate cu bună știință legile naturii de amplasare a construcțiilor, așa se face că iarna multe locuințe sunt supuse izolării, iar în celelalte anotimpuri, sunt supuse inundațiilor. De fapt, în ultimii ani, întâi se construiește și apoi se trasează racordarea la utilități, adică prezentul și interesul de moment are prioritate față de viitor și interesul general. Lipsa de reglementare face ca la început de secol XXI, chiar în capitala țării, să se trăiască în condiții mai grele ca în evul mediu: fără apă potabilă, fără canalizare, fără curent electric, fără racordare la gaze, la încălzire cu lemne, cu străzi neasfaltate etc. Mai mult, lipsa de reglementare, mai ales lipsa de responsabilitate civică, face posibilă apariția de construcții de prost gust, sfidătoare, care nu au decât un singur rol social: să arate cât de puternic și bogat este proprietarul.

3. Lipsa unei oferte normative de dezvoltare constructivă. Pentru fiecare regiune istorică sau culturală, cetățeanul de rând nu se poate raporta la proiecte de referință. Nevoia de locuințe solicită apartamente cu o cameră, cu două camere, cu trei camere ș.a.m.d. Această nevoie ar trebui acoperită printr-un număr de proiecte tip, în legătură cu care, cel ce vrea să construiască, să-și poată defini opțiunea. În felul acesta construcția de locuințe ar putea intra într-

un cadru reglementat, dar și deschis sugestiilor de îmbunătățire, care ar reduce procesul apariției necontrolate de cocioabe, atât la orașe, cât și la sate, ce au dat deja denumirea de „cociobism” stilului actual haotic de construcții civile.

4. Lipsa de respect civic, ce se manifestă prin angajarea de lucrări lipsite de cel mai elementar bun simț. Imediat ce o străduță este asfaltată, la puțină vreme este spartă pentru a se înlocui o conductă de apă rece, apoi una de apă caldă, apoi o rețea de cablaje etc., etc. Fenomenul este generalizat, încât a devenit ceva cotidian, care face parte din cultura noastră organizatorică. La aceste aspecte, putem adăuga deseale situații în care se deschid șantiere, lipsite de finanțare multianuală, ceea ce face ca degradare fizică a componentelor constructive să pună în pericol însăși finalizarea proiectului.

5. Lipsa unei perspective turistice asupra localităților, obiectivelor și zonelor culturale sau cu rezonanță istorică. Turismul a devenit fenomenul comercial de masă, cu cea mai mare dezvoltare în timpurile actuale. De foarte mulți ani, sunt țări care se afirmă prin atragerea de milioane de turiști străini, care au o contribuție însemnată la susținerea unui anumit nivel de trai. Pentru acest lucru, managementul urbanistic repune în valoare moștenirea culturală și istorică, construiește edificii ce proiectează un anume viitor cultural, sprijină prin infrastructură promovarea poveștilor ce prezintă interes turistic. În practică, și țara noastră ar trebui să aibă strategii naționale de cultivare a traseelor turistice, dar și fiecare unitate administrativă ar trebui să dezvolte și să promoveze turismul local și zonal, menit să completeze, chiar să concureze, pe cel de pe plan național. Frumusețile naționale sunt un dar ceresc. Ele sunt necesare, dar nu suficiente. Frumusețile naturii trebuie completate de frumusețile culturale, spirituale și simbolice ale locuitorilor orașelor și satelor. Și aceste lucruri înseamnă tocmai poziționare urbanistică, de care managementul urbanistic trebuie să se preocupe permanent.

Toate aceste aspecte negative sunt manifestări ale unui management defectuos. Ele se regăsesc în tot atâtea deziluzii în plan social. Tocmai de aceea, managementul urbanistic, prin acumulările la care ne așteptăm, trebuie să devină un izvor de frumoase așteptări, deoarece „De obicei, muncitorii (locuitorii s.n.) veseli și mulțumiți sunt, pur și simplu, reflexia stării de spirit a celui care îi conduce”¹.

1. Napoleon Hill, Calea spre succes, Editura Curtea Veche, București, 2011, p. 207

BIBLIOGRAFIE

1. Cibela Neagu, Mircea Udrescu, Managementul organizației, Editura Tritonic, București, 2008
2. Mark Eppler, Capcanele managementului, Editura Polirom, București, 2007
3. Napoleon Hill, Calea spre succes, Editura Curtea Veche, București, 2011, p. 207
4. Neamtu B., Abordari teoretice cu privire la managementul dezvoltarii periurbane, Revista Transilvana de Stiinte Administrative 1(21)2008, pp.75-98, p 2, www.researchgate.net
5. Campbell, S., Green cities , growing cities, just cities? Urban planning and the contradictions of sustainable development in Campbell , S si Fainstein, S., Readings in planning theory, Blackwell Publishing , 2003.
6. Levy , J. M., Contemporary urban planning, 6 th edition, Prentice Hall: New Jersey, 2003
7. Sakrison, RG., 1995, *New urbanism , growth management and the effect on metropolitan water demands*, Publisher: American Water Works Association, Denver, CO 80235, United States of America, www.sciencebase.gov
8. Ministerul Dezvoltării Regionale, Administrației Publice și Fondurilor Europene, Sinteza activității de control și inspecție desfășurată de către Inspectoratul de Stat in Constructii- I.S.C. în anul 2016, p.23, <https://www.isc.gov.ro/files/2017/Control%20si%20sinteza/2016-T4%20SINTEZA.pdf> accesat 15.10. 2020

URBAN MANAGEMENT BETWEEN EXPECTATIONS AND DISAPPOINTMENTS

Prof. PhD. Mircea Alecsandru UDRESCU (mirceaudrescu@yahoo.com)

Artifex University from Bucharest

Lecturer PhD. Alina GHEORGHE (alina20eu@yahoo.com)

Artifex University from Bucharest

Abstract

Smart urban development is a topical issue in Romania, and not only. The need for urban expansion is necessary, however, in order to support local and national communities, which focus on opportunity, representativeness, national symbolism and tradition, the protection of the environment must be taken into account, but also the rational and responsible use of available funds. In this sense, in the specialized literature are targeted two managerial coordinates, which are interconnected conditionally: urban development and intelligent development. In our view, the two phrases specific to the general theory of general management form a unitary whole, in the sense that intelligent urban development is the result of intelligent urban management, and intelligent urban management is a guarantee of intelligent urban development. Such a methodological requirement cannot be manifested in situations where the administrative management does not have national, regional, zonal and local visions, viable strategies, normative directions, etc., which leaves open the way for an urban management according to the "principle that it goes any way".

Key words: *urban management, intelligent urban development, social efficiency, economic efficiency.*

JEL codes: M0, R1, R5

Introduction

Management is a notion of maximum generalization, which suggests a set of systems, methods and working techniques, which aims to achieve the objectives. But these tools are valuable only if there is the will to use them and science in applying them, to the most diverse areas of social and economic life. Therefore, urban management can be considered a state of mind, consisting of attitudes, skills, intellectual components - which act as a catalyst in triggering and maintaining the application of methods and techniques to support decision-making decisions that underlie a development smart urban planning. The surrounding reality, not only in terms of urban development, but provides sufficient examples in which intuition wins over

the method, regularity over effectiveness, improvisation or routine over realism, dogmatism over pragmatism, and traditional practices prevail in the face of scientific methods. In a universal environment, it is always said that management shows us why one country is poor and another is rich, but also why one social community has a modern urban infrastructure and others a poor and inadequate one. The difference is given by order, discipline, legality, efficiency, effectiveness, economy, responsibility, good faith, ethics, integrity, etc. Country management is found in good governance, and all these are expressions of intelligent urban management. Therefore, in our study we try to suggest some of the directions in which to act, so that urban management is no longer confined to the limits of management, it is possible.

Literature review

The media abounds with articles, comments, views, analyzes, discussions, etc. about managerial performance, in the most different fields: administration, education, public finances, commercial companies, autonomous administrations, ministries, so on. Beyond any field of activity, the management of the urban environment is by far the one that creates the most acute appreciations about management, power and responsibility. Everywhere we want an efficient management, and maybe because of this, we appreciate that there is no person who does not show accusation towards someone who, in urban planning, is guilty of disregarding the rules of civic coexistence, especially the uneconomical spending of few available resources. If one tries to determine the performance in management, there are enough attitudes that consider that there are areas of activity in which managerial performance must be accepted „so in general”, with some approximation, especially in administration, education, army, so on. ., but also domains, especially the urban ones, in which it is conditioned by the achievement of quantifiable and well determined parameters. This dual vision generates a nebulous perception of management, suggesting that there would be a management that appreciates approximately, according to the criteria of each and no one, but also a responsible management of short-term, medium-term and long-term solutions, corresponding to its specificity, which are found in quantified results. In other words, one can consider a management that has a disguised, less precise responsibility, and a management responsible for the finality of human action.

In the specialized literature, management expresses the coherent set of knowledge about the processes and management relationships of the organization (company), which generates stability in the system, principles, methods and management techniques, whose use ensures the optimal use of human, material and financial potential. available, and the manager is the person who exercises

the attributes of management by virtue of the objectives, competencies and responsibilities specific to the position he holds.

As a process, the management of the organization is responsible, in essence, for: the objectives to be achieved - ie to know, to clearly define what is to be achieved, what results must be obtained and in what priority; managing the means to achieve the goal - to know if the goal can be achieved, with what means and what are the processes of transforming the means available until the goals are achieved; analysis of actual results - determine correctly how the goal was achieved; comparing the final result with the predicted one and drawing the final conclusion from which to result if the objectives were fulfilled in good conditions or less well. Unfortunately, social practice shows that there are many organizations that do not pay full attention to these four stages of managerial processes, ie do not have a well-defined strategy of action, there is no realistic planning, do not watch over wasteless management and well-designed control is not encouraged. Although management must make rational, coherent, effective, efficient and innovative thinking and actions, they are often not clearly foreseen, not appreciated by cost and revenue centers, objectives are overestimated and means are underestimated, especially in public structures. Mainly, the purpose of management is given by economic efficiency, in the sense that any organization must achieve its objectives, but with the lowest costs, in terms of efficiency, and social effectiveness, which is the very *raison d'être* of any organizations. Therefore, modern management has to deal with two major inconsistencies, namely: the widening gap between the novelty of the problems faced by organizations and the maintenance of traditional methods of thinking, decision-making and asset management, which are too often called upon, and the resulting distortion between the existence of new methods of managerial approach and their still limited use in practice.

Of course, the management of any organization must be appreciated through the competent analysis of quantifiable results. From this perspective, such expressions can only be confusing: the situation of our country is not well appreciated due to the performances in agriculture, health and, especially, in agriculture. Or, quite often, the company's performance did not live up to expectations. Formally, performance means "Result (particularly good) obtained by someone in a sports competition; pp. ext. outstanding achievement in a field of activity. The best result obtained by a technical system, a machine, a device, etc."¹

1. XXX The Explanatory Dictionary of the Romanian Language, Academy Publishing House, Bucharest, 1975, p. 676. The same definition in Florin Marcu, Constant Maneca, Dictionary of Neologisms, Academy Publishing House, Bucharest, 1978, p. 809.

By generalization, performance cannot be confused with any result, with any achievement, regardless of the field of activity. Undoubtedly, performance is only those particularly good results.

Obviously, aiming at the field of urban management, the performance is equivalent to the fulfillment of the objectives in the conditions in which the quantifiable indicators must approach the superlative. In the conditions of the market economy, the company that obtains profit can be accepted as a performance, especially if it is the result of a favorable dynamics of increasing labor productivity and reducing expenses.

For simplification, we consider that a company (organization) is efficient if, mainly, the production and economic-financial indicators are efficient.

The productive activity, focused on physical indicators, is efficient if the company (organization) obtains and capitalizes on the planned products or services, in the agreed volume, structure, quality and terms, respecting the requirements and requirements of labor protection, environment and human health. The products (services) are intended. Production indicators show what is produced, in what volume and with what labor productivity, and they are performing insofar as they are superior to other productive entities in similar conditions.

The economic-financial component must express, in essence, the profitability of the company (organization) and the evolution of the degree of liquidity, thus rendering the value image of its financial efforts. Profitability indicators reflect a state of performance when the provisions on profit and rate of return have been met and exceeded, not only by total activity, but also by types of activities, as well as by each type of product obtained and capitalized. The degree of liquidity consists of the indicators that show the structure of the balance sheet assets and liabilities, the correlation between the economic means from the balance sheet assets and the financial resources involved in their constitution from the balance sheet liabilities. Overall, a firm is efficient in terms of liquidity, insofar as it can easily pay off short-term debts, especially from its own revenues, while maintaining high confidence in business partners and state institutions in its ability to withstand the market. Of course, these indicators show the economic and financial situation of the company (organization), but this situation reflects the managerial capacity to adapt the organization to environmental changes. Management is mainly appreciated as a set of systems, methods and working techniques, through which objectives are set and their fulfillment is pursued. But these tools are only valuable if there is a will to use them. Therefore, management can be considered a true state of mind, consisting of attitudes, skills, intellectual components and skills

that play a catalytic role in triggering and maintaining the process of applying methods to achieve goals.

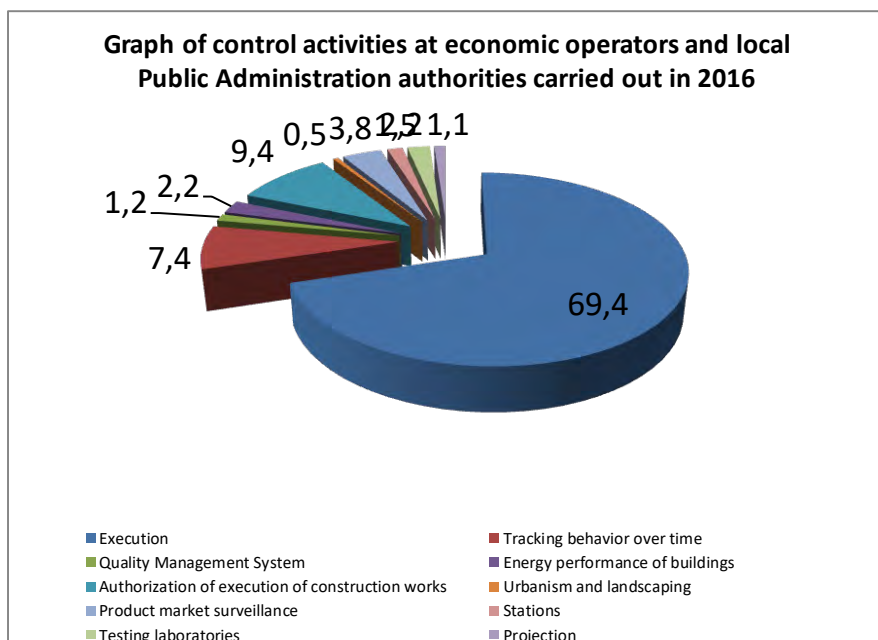
The characteristics of the mood that animate the efficient management are: a prospective mentality - of permanent adaptation of the organization (company) to change; a methodical and scientific mentality - every problem has a scientific, rational solution; an economic mentality - which involves knowing the limits of resources, risk and threat analysis and designing all actions according to the principles of effectiveness and efficiency, a social mentality - the ultimate goal is consumer satisfaction and satisfaction of their employees. Although the surrounding reality provides sufficient examples in which intuition wins over the method, regularity over effectiveness, improvisation or routine over realism, dogmatism over pragmatism, and traditional practices prevail over scientific methods, managerial performance must be based on pre-factum established performance indicators, to which post-factum results can be reported.

After all, the management of Romanian urban planning is an example of management focused on the principle „it is possible”. A simple look at Romanian villages and towns brings countless evidence in the sense that urban management, over time, has fallen into traps such as: elected leaders did not create perennial values, but wanted to be themselves stars; they did not understand that the essential principle of leadership is the cultivation of trust, goodness, beauty and usefulness, and not the imposition of power; they did not listen to the genius of the specialists, but made them patch up what they had done badly; they failed to integrate socially through respect and consideration and did not leave behind things that radiated admiration and emotion; they did not understand that the most important factors of success are desire, talent, method and effort; did not set stimulus goals and did not cultivate the emotions of the demiurgic delegation; they did not use the symbols of their own social culture and cynically tarnished good faith; they did not understand that the competitive advantage comes from cultivating value, not from offering generic products; they did not put into practice the dowry of values of the moment and remained in the public consciousness only as themselves that did not rise to the level of expectations, so on.¹

The urban management is obliged to ensure the perspective of a civilized coexistence, through zonal urban plans, but also to administratively ensure the good observance of the legislation in urbanism, through effective controls. Only through the control activity, the existing competent bodies communicate publicly the following control directions, as follows: control in

1. Selection after Mark Eppler, The pitfalls of management, Polirom Publishing House, Bucharest, 2007, p.5-11

design, control in execution, control regarding the monitoring of the behavior in operation of constructions, control regarding the implementation of quality management system in constructions, control of compliance with energy performance of buildings, control of the authorization of construction works, control of the construction products market, of concrete production stations, asphalt mixtures, mineral aggregates, as well as of analysis and testing laboratories in constructions, control of the public works approval activity, and of petition settlement activities, so on. Overall, such a managerial control effort may have the expression contained in the adjacent chart:



Source: Ministry of Regional Development, Public Administration and European Funds, Synthesis of the control and inspection activity carried out by the State Inspectorate for Constructions- I.S.C. in 2016, p.23, <https://www.isc.gov.ro/files/2017/Control%20si%20sinteza/2016-T4%20SINTEZA.pdf> accessed at 15.10. 2020

Triumphalist analyzes develop on their own, to impress, not to persuade. For example, in the above summary, we can find: construction quality control occupies a share of approximately 50% of the total control activity performed at the level of territorial structures and includes controls on the factors involved in the design, execution and operation of construction works , as well as controls regarding the organization and implementation of the quality management system at economic operators with design and

execution activity in constructions. A number of controls were carried out at economic operators with design activity in the field of constructions, finding many major and serious non-conformities regarding the elaboration of incomplete / non-compliant projects, which do not comply with the provisions of seismic design code P100-1 / 2013, which contain inconsistencies between the written and the drawn part, without details of execution or which do not comply with the appropriate quality level, with incomplete specifications, unverified to all fundamental quality requirements, for which a very small number of fines have been imposed.

Regarding the control in execution, thousands of controls were performed on investment objectives which are registered in the records of the county inspectorates in constructions, respectively of the Inspectorate in Constructions of the Municipality of Bucharest. Thousands of non-compliances were found, including: hundreds of contraventions, for which contravention sanctions were applied, but also major non-conformities or with a high degree of repeatability identified by the controls in the execution stage of construction works, such as: violation of the provisions of agreements / permits / building permit, non-fulfillment of obligations established by regulations and procedures developed in application of Law no. 10/1995, regarding the realization and maintenance of the fundamental requirements of the constructions; failure by investors to verify the execution of construction works by authorized site managers; construction of buildings without authorized technical specialists with execution; failure to ensure the conditions for verifying the works that have reached decisive stages; failure to comply with the measures ordered; non-compliance with the technical norms, the provisions of the technical design and the execution details, of those in the specifications; affecting neighboring or adjacent buildings; the non-arrangement of the temporarily occupied lands in order to bring them to the initial state, at the end of the construction works; making changes to existing buildings or changing destinations.

Following such triumphalist reports, no one is surprised that the country's localities are sinking into cociobism and dysfunction.

Conclusions

A simple discussion with a group of students or master students, which has as its subject urban management, highlights few achievements, countless dissatisfactions and points out a lot of shortcomings. Of the latter, we will dwell only on a few, which we consider to be obvious.

1. Lack of a national vision of national urbanism. No one can seriously say what Romania will look like in the next decades, in the next century, etc. The

basic principles of construction systems, of infrastructure design, of cultivating the national specificity are not known. Those who visit other countries find that certain cities have been designed since antiquity by renowned architects, who outlined the general lines of development, and the decision-makers decided on a variant of execution, which once adopted, was implemented by the work of tens of generations. Even the improvements made have been rigorously framed in the general context, by consulting other brand specialists of the moment. In other words, first the future was drawn and then construction began

2. Lack of a national strategy and viable vision support plans. In fact, it is very difficult to establish realistic and mobilizing strategies and plans, since there is no national vision on this issue. Everyone builds what they want, how they want and where they want. The access roads are specific to hypo transports, and the issue of public utilities is completely ignored. The laws of the nature of the location of buildings are knowingly ignored, so that in winter many homes are subject to insulation, and in other seasons, they are subject to flooding. In fact, in recent years, first the construction of utilities is built and then drawn, ie the present and the current interest have priority over the future and the general interest. The lack of regulation means that at the beginning of the 21st century, even in the country's capital, people live in harsher conditions than in the Middle Ages: without drinking water, without sewerage, without electricity, without gas connection, with wood heating, with unpaved streets etc. Moreover, the lack of regulation, especially the lack of civic responsibility, makes possible the emergence of tasteful, defiant constructions, which have only one social role: to show how strong and rich the owner is.

3. Lack of a normative offer for constructive development. For each historical or cultural region, the average citizen cannot refer to reference projects. The need for housing requires one-room, two-room, three-room apartments, so on. This need should be covered by a number of standard projects, in connection with which the person who wants to build can define his option. In this way, the construction of housing could enter a regulated framework, but also open to suggestions for improvement, which would reduce the process of uncontrolled emergence of huts, both in towns and villages, which have already given the name of „cociobism” style, current chaotic civil construction.

4. Lack of civic respect, which is manifested by engaging in works lacking the most basic common sense. As soon as an alley is paved, it is soon broken to replace a cold water pipe, then a hot water pipe, then a wiring network, so on. The phenomenon is so widespread that it has become something everyday, which is part of our organizational culture. To these aspects, we can add the frequent situations in which construction sites are opened, without multiannual financing, which makes the physical degradation of the constructive components endanger the very completion of the project.

5. Lack of a tourist perspective on localities, objectives and cultural areas or with historical resonance. Tourism has become the mass commercial phenomenon, with the greatest development in modern times. For many years, there have been countries that have established themselves by attracting millions of foreign tourists, who have made a significant contribution to sustaining a certain standard of living. For this, the urban management restores the cultural and historical heritage, builds buildings that project a certain cultural future, supports through infrastructure the promotion of stories of tourist interest. In practice, our country should also have national strategies for cultivating tourist routes, but each administrative unit should also develop and promote local and regional tourism, meant to complement, even compete, at the national level. National beauties are a heavenly gift. They are necessary, but not enough. The beauties of nature must be complemented by the cultural, spiritual and symbolic beauties of the inhabitants of towns and villages. And these things mean precisely urban positioning, which urban management must be constantly concerned with.

All these negative aspects are manifestations of poor management. They are found in as many social disappointments. That is why urban management, through the accumulations we expect, must become a source of good expectations, because “Usually, happy (satisfied) workers are simply a reflection of the mood of the one who lead”¹.

BIBLIOGRAPHY

1. Cibela Neagu, Mircea Udrescu, Managementul organizației, Editura Tritonic, București, 2008
2. Mark Eppler, Capcanele managementului, Editura Polirom, București, 2007
3. Napoleon Hill, Calea spre succes, Editura Curtea Veche, București, 2011, p. 207
4. Neamtu B., Abordari teoretice cu privire la managementul dezvoltării periurbane, Revista Transilvana de Științe Administrative 1(21)2008, pp.75-98, p 2, www.researchgate.net
5. Campbell, S., Green cities , growing cities, just cities? Urban planning and the contradictions of sustainable development in Campbell , S si Fainstein, S., Readings in planning theory, Blackwell Publishing , 2003.
6. Levy , J. M., Contemporary urban planning, 6 th edition, Prentice Hall: New Jersey, 2003
7. Sakrison, RG., 1995, *New urbanism , growth management and the effect on metropolitan water demands*, Publisher: American Water Works Association, Denver, CO 80235, United States of America, www.sciencebase.gov
8. Ministerul Dezvoltării Regionale, Administrației Publice și Fondurilor Europene, Sinteza activității de control și inspecție desfășurată de către Inspectoratul de Stat în Construcții- I.S.C. în anul 2016, p.23, <https://www.isc.gov.ro/files/2017/Control%20si%20sinteza/2016-T4%20SINTEZA.pdf> accesat 15.10. 2020

1. Napoleon Hill, The path to success, Curtea Veche Publishing House, Bucharest, 2011, p. 207

Conceptul de valoare mobilă în construirea portofoliilor

Prof. Constantin ANGHELACHE PhD (*actincon@yahoo.com*)

Academia de Studii Economice din București / Universitatea Artifex din București

Prof. Ion PÂRȚACHI PhD (*ipartachi@ase.md*)

Academia de Studii Economice din Moldova

Iulian RADU PhD Student (*julian@linux.com*)

Academia de Studii Economice din București

Abstract

Valorile mobiliare sunt diferite și pot fi incluse într-un portofoliu, mai ales dacă termenului de garanție i se dă sensul mai larg, adică un sens care să acopere toate posibilitățile de apariție a unor riscuri.

Titlurile în principiu sunt divizibile în limitele specificate, sens în care orice sumă dorită poate fi investită în piața de capital. De regulă, rata reală a rentabilității nu este afectată de suma investită, cât mai ales de structura valorilor mobiliare avute în vedere. Rata efectivă de rentabilitate a unui portofoliu este o medie ponderată a ratei prețurilor raportată la ratele de rentabilitate ale valorilor mobiliare componente, utilizând proporțiile portofoliilor investite în acel moment.

Unul dintre atributele majore ale teoriei portofoliilor este accentul pus pe incertitudinile care există și care trebuie prevăzute, pe baza acestuia stabilindu-se relațiile dintre ratele de rentabilitate ale valorilor mobiliare, care pot fi stabilite sub formă de coeficienți de corelație, coeficienți de determinare sau covarianță. În practică problema este aceea de estimat măsura în care rata de rentabilitate a fiecărei valori mobiliare este legată și de celelalte valori mobiliare care constituie împreună portofoliul.

Relația între rata de rentabilitate a celor două valori mobiliare se exprimă cel mai corect prin intermediul unui coeficient de corelație. Acest coeficient de corelație se calculează pe baza unor regresii, care dau semnificație și pe baza cărora se calculează parametrii care pot fi folosiți în estimarea rezultatelor finale. În practică discutăm despre divergența randamentului real a unei valori mobiliare, față de valoarea așteptată a fi exprimată în unități standard. Corelația dintre variabile pe care le considerăm, nu este întotdeauna de cauzalitate, aceasta indică doar măsura în care cele două valori mobiliare sunt corelate. Este uneori posibil să se obțină un coeficient de corelație dintr-o distribuție de probabilitate comună, care trebuie apoi explicată, fiind preferabil să se estimeze direct legătura între cele două rate ale rentabilității a două valori mobiliare, fără a se specifica și distribuția respectivă.

Covariația dintre ratele de rentabilitate a celor două valori mobiliare este media ponderată a produsului abaterilor nenormalizate. Spunem aceasta deoarece nu întotdeauna distribuția este una normală.

Randamentul real a unui portofoliu este media ponderată a randamentului real al valorilor mobiliare componente, stabilit pe baza utilizării proporțiilor investite sub formă de ponderi. De aceea, abaterea standard a ratei de rentabilitate a unui portofoliu depinde și de abaterile standard de rentabilitate pentru titlurile componente, exprimate de coeficienții de corelație și de proporțiile în care valorile mobiliare sunt investite.

Cuvinte cheie: valori mobiliare, rată de rentabilitate, riscuri, investitori, piață de capital, coeficienți, regresii.

Clasificarea JEL: C10, G14.

Introducere

Concertul de valoare mobilă utilizată în construcția portofoliilor este esențială în sensul că, trebuie să se bazeze pe garanții privite în sens mai larg. În acest articol am expus rând pe rând o serie de aspecte cu privire la investirea acestor valori mobiliare, presupunând că investitorul selectează un portofoliu care include unul sau mai multe titluri (N).

Considerând că titlurile sunt divizibile în limitele specifice, ar rezulta că rata reală a rentabilității nu este afectată de suma investită, cât mai ales de valorile mobiliare considerate în constituirea acestor portofolii.

Am luat în discuție în acest articol o serie de variante pe care le-am prelucrat din punct de vedere econometric, rezultând o serie de date care dau sens aprecierilor exprimate de autori. Astfel, am arătat că dacă rata de rentabilitate reală pentru fiecare titlu ar putea fi prevăzută cu exactitate, s-ar putea prezice rata de rentabilitate reală pentru fiecare portofoliu, dar acesta este un element teoretic deoarece în practică rezultă că problema de a emite predicții despre portofolii trebuie să se țină seama în primul rând de abaterea medie pătratică și de media calculată pentru fiecare dintre aceștia.

Prin exemplele utilizate am căutat să exprimăm faptul că este posibil ca un randament considerat a fi asociat cu un randament mare pe celălalt tronson, să nu fie corelat, iar rentabilitatea valorilor mobiliare să fie uneori afectată de această lipsă de concordanță. Corelația nu este întotdeauna cauzală și de aceea prin exemplele pe care le-am folosit în studiu, rezultă că aceasta poate fi o relație liniară între profiturile a două titluri sau să fie neliniară în cazul în care variabilitatea acestor titluri este diferită. De asemenea, utilizând o serie de criterii și concepte econometrice am exprimat faptul că valoarea coeficientului de corelație indică întotdeauna raportul între incertitudinea atribuită relației dintre cele două valori mobiliare și incertitudinea totală asociată doar cu una

dintre ele. Studiile și datele utilizate evidențiază cu precizie tocmai acest aspect.

În continuare după abordarea coeficientului de corelație, care măsoară relația dintre rata de rentabilitate a celor două valori mobiliare, am abordat unele aspecte referitoare la covarianța dintre ratele de rentabilitate a celor două valori mobiliare. În acest sens, am ajuns la concluzia că media ponderată a produsului abaterilor nenormalizate stă la baza aprecierii covarianței care există între cele două valori mobiliare. Covarianța este importantă pentru analiza produsului coeficientului de corelație și a abaterilor standard ale ratelor de rentabilitate ale celor două valori mobiliare.

Randamentul real al unui portofoliu este media ponderată a randamentului real al valorilor mobiliare componente și aceasta se stabilește utilizând proporțiile investite ca ponderi. Relațiile matematice stabilite dau esență tocmai acestui aspect.

Din studiile efectuate, pe baza exemplilor pe care le-am utilizat, rezultă că nu este o chestiune banală să calculăm abaterea standard de rentabilitate pentru un portofoliu, atunci când acesta conține mai multe titluri de valoare. Pentru a găsi setul de portofolii eficiente printr-un proces de enumerare și eliminare este necesar să se calculeze abaterile standard de returnare pentru un număr mare de portofolii.

Articolul este însoțit de o serie exemple simple care pot evidenția tocmai aspectul complex pe care îl presupune utilizarea valorilor mobiliare în construirea a portofoliilor.

Literature review

Anghelache C, Anghel M.G., Marinescu A.I., Popovici M. (2019) abordează unele probleme legate de alocarea resurselor financiare pe piața de capital, urmărind astfel să soluționeze unele aspecte pe care le ridică prognozele referitoare la evoluția de joasă frecvență a portofoliilor. În altă ordine de idei, Anghel M.G, Anghelache C. , Radu I. (2020) studiază în lucrarea lor interconexiunile dintre rentabilități și volatilitate, acestea fiind importante atât pentru cuantificarea riscului de piață, cât și pentru evaluarea opțiunilor, în cazul cărora nu sunt formule pentru evaluare în cadrul proceselor GARCH și pe cale de consecință, fiind necesar să se apeleze la metode de simulare pentru evaluarea produselor financiare. De asemenea, Anghel M.G, Petre A., Olteanu C. (2019) sunt preocupați de modelarea în cazul portofoliilor pornind de la definirea proceselor ratelor dobânzilor pe termen scurt, urmând să realizeze aproximarea variabilelor care intră în model, în condiții de timp continuu și timp discret. În altă ordine de idei, Black, F. (1972) abordează în lucrarea sa unele modele de stabilire a prețurilor activelor pe piețele de

capital în condiții de echilibru al pieței. Ferreira, M.A., Santa-Clara, P. (2011) au abordat probleme legate de prognoza rentabilităților portofoliilor investite pe piața de capital. Iacob Ș.V., Dumitru D., Popovici M. (2020) abordează în lucrarea lor unele aspecte privind alegerea portofoliului și testarea modelului privind prețul activelor de capital, pornind de la ideea că piața este aceea care determină evoluția prețurilor de piață. Welch, I., Goyal, A. (2008) și-au îndreptat atenția asupra unor aspecte legate de previziunea primei de capital.

Metodologie, date, rezultate și discuții

O mulțime de valori mobiliare diferite pot fi incluse într-un portofoliu, mai ales dacă termenului de garanție i se dă sensul cel mai larg. În practică este considerat doar un subset de posibilități. Dacă informațiile și calculul ar fi gratuite, toate posibilitățile ar trebui luate în considerare.

Presupunem că investitorul selectează un portofoliu care include unul sau mai multe titluri N . Numărul considerat poate fi mic (de exemplu, $N = 10$) sau mare (de exemplu, $N = 10.000$), în funcție de avantajele și dezavantajele unei selecții limitate față de o selecție mai completă. De asemenea, considerăm că titlurile sunt divizibile. În limitele specificate, orice sumă dorită poate fi investită în fiecare titlu de valoare. În același timp rata reală a rentabilității nu este afectată de suma investită.

Un portofoliu poate fi descris în funcție de proporția investită în fiecare titlu de valoare, conform datelor structurate în tabelul de mai jos.

Proporția investită în fiecare titlu de valoare

Tabel 1

Valoare mobiliară	Proporția investită
1	0,10
2	0,50
3	0,00
4	0,30
5	0,00
6	0,10
	1,00

Proporția investită în valoarea mobilă 1 este notată X_1 , proporția investită în 2 este X_2 și așa mai departe. Deoarece întregul este egal cu suma părților sale, proporțiile probabilistice trebuie să însumeze 1, adică:

$$\sum_{i=1}^N X_i = 1 \quad (1)$$

Dacă $X_i = 0$, portofoliul nu oferă nici o garanție i . O valoare negativă exprimă emiterea unei garanții insuficiente. Acest aspect poate fi sau nu posibil, în funcție de situația investitorului.

O valoare mai mare de 1 indică participațiile care necesită mai mult decât fondurile pe care le-a furnizat investitorul. Acest aspect este posibil numai dacă poate obține bani suplimentari prin emiterea unuia sau mai multor titluri probabilistice, fiecare X_i este limitat la intervalul de la 0 la 1, inclusiv. Un portofoliu este un set de X_i valori însumând 1. Pentru a fi posibil, trebuie îndeplinite și alte restricții (de exemplu, toate $X_i \geq 0$).

Rata efectivă de rentabilitate a unui portofoliu este media ponderată a ratei de prețuri, raportată la ratele de rentabilitate ale valorilor mobiliare componente, utilizând proporțiile portofoliilor investite ca ponderi. R_p permite să indice rata efectivă a rentabilității portofoliului și R_i rata efectivă a rentabilității garanției i . Determinarea R_p se face utilizând relația:

$$R_p = \sum_{i=1}^N X_i R_i \quad (2)$$

Tabelul numărul 2 oferă calcule pentru portofoliul descris anterior. Rata reală de rentabilitate este de 18%. Formula este utilizată pentru toate titlurile. Dacă un activ nu este inclus în portofoliu, atunci X_i este egal cu zero, astfel $X_i R_i$ este egal cu zero, iar totalul nu este afectat.

Proporția investită și rata reală de rentabilitate

Tabel 2

Valori mobiliare (i)	Proporția investită w	Rata reală de rentabilitate	XH 1 1
1	0,10	0,10	0,100
2	0,50	0,20	0,100
3	0,00	0,05	0,000
4	0,30	0,15	0,045
5	0,00	0,07	0,000
6	0,10	0,25	0,025
	1,00		0,180

Tabelul numărul 3 prezintă sumele în euro ale investițiilor și a încasărilor, presupunând o investiție totală de 100 euro. Randamentul general este de 18%.

Suma investită și randamentul

Tabel 3

Valori mobiliare (/)	Investiții	Randament
1	10,00	11,00
2	50,00	60,00
3	0,00	0,00
4	30,00	34,50
5	0,00	0,00
6	10,00	12,50
	100,00 euro	118,00 euro

Dacă rata de rentabilitate reală pentru fiecare titlu ar putea fi prevăzută cu exactitate, s-ar putea prezice rata de rentabilitate reală pentru fiecare portofoliu. Dar nici rata de rentabilitate a portofoliului, nici cea a fiecăruia din titlurile sale componente nu pot fi prezise cu certitudine. Problema este de a stabili predicții despre titluri care pot fi utilizate pentru a produce predicții despre portofolii, în special E_p și σ_p din fiecare portofoliu.

Este necesară o estimare a ratei de rentabilitate prognozate sau preconizate pentru fiecare titlu. O astfel de estimare poate fi furnizată direct, ca cea mai bună soluție sau estimare.

Față de rata de rentabilitate prevăzută, este necesară o oarecare doză de incertitudine (divergența probabilă a rezultatului prevăzut). În mod formal, se consideră că aceasta este abaterea standard a unei astfel de distribuții.

Concluzionând două măsuri sunt utilizate pentru a preciza predicțiile pentru fiecare dintre cele N titluri, respectiv:

E_i = rata de rentabilitate preconizată;

σ_i - abaterea standard (incertitudine) a ratei de rentabilitate a valorii mobiliare i .

Cu toate acestea, se presupune că astfel de numere indică o distribuție subiectivă a probabilităților pentru rata de rentabilitate a valorii mobiliare.

Unul dintre atributele majore ale teoriei portofoliului este accentul pus pe incertitudinile care există. Relațiile dintre ratele de rentabilitate ale valorilor mobiliare pot fi stabilite în termeni de coeficienți de corelație, coeficienți de determinare sau covarianțe.

Problema este de a estima măsura în care rata de rentabilitate a fiecărei valori mobiliare este legată de cea a tuturor celorlalte. În practică, astfel de estimări sunt adesea derivate dintr-un model relativ simplu al relațiilor dintre valori mobiliare. Dar teoria prevede o valoare separată pentru fiecare pereche de valori mobiliare.

Figura numărul 1a prezintă un caz extrem. Sunt considerate doar perechile situate de-a lungul liniei drepte. Randamentele sunt corelate.

Figura numărul 1b prezintă un caz cu probabilitate mai ridicată. Orice pereche în zona hașurată este considerată posibilă. Valori mari de R_1 , sunt asociate cu valori mari de R_2 , dar asocierea nu este exactă și randamentele sunt corelate, dar nu perfect.

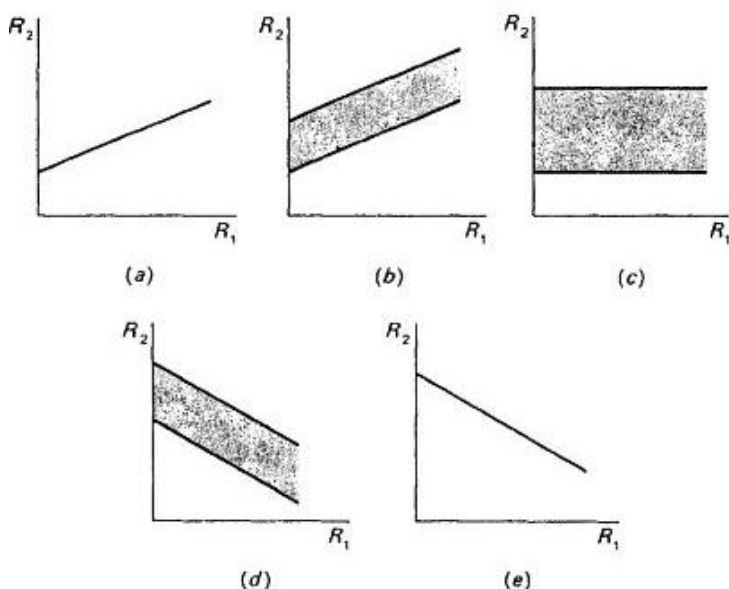
Figura numărul 1c reprezintă un caz în care randamentele sunt necorelate.

În figurile numerele 1a și 1b corelația este pozitivă, fiind probabil ca un randament considerat să fie asociat cu un randament mare pe celălalt. Figurile 1d și 1e arată situații în care o rentabilitate ridicată a unei valori mobiliare este probabil asociată cu o rentabilitate scăzută a celeilalte valori mobiliare.

Valorile mobiliare din figura numărul 1d sunt corelate negativ. Cele din figura numărul 1e sunt perfect corelate negativ

Cazuri de corelare a randamentelor

Figura 1



Relația dintre ratele de rentabilitate ale celor două valori mobiliare poate fi exprimat prin intermediul unui coeficient de corelație. O valoare de +1 indică o corelație pozitivă perfectă (figura numărul 1a). O valoare 0 arată că nu există corelație (figura numărul 1c). O valoare de -1 indică o corelație

negativă perfectă (figura numărul 1e). Într-un caz precum cel arătat în figura numărul 1c, valoarea coeficientului de corelație este cuprins între 0 și +1; într-un caz precum cel prezentat în figura numărul 1d, coeficientul de corelație este cuprins între 0 și -1.

Valoarea numerică a coeficientului de corelație depinde de similaritatea fiecărei perechi de rezultate. Un set de predicții de astfel de probabilități se numește **distribuție comună a probabilităților**. Tabelul numărul 4 relevă că există o probabilitate de 0,07 că rentabilitatea valorii mobiliare va fi între 3% și 4% și că rentabilitatea valorii mobiliare k va fi între 2% și 3%.

Distribuțiile comune de probabilitate pot fi prezenți în termeni bruți sau în mod detaliat. Intervalele pot fi largi (3% până la 4%) sau înguste (3,1% până la 3,2%). Indiferent de interval, punctul mediu este utilizat în scop de calcul.

Distribuția comună a probabilității conține toate informațiile necesare pentru a calcula valoarea așteptată și deviația standard a ratei de rentabilitate a fiecărei valori mobiliare. Sumele coloanei, prezentate în partea de jos a tabelului numărul 4, oferă distribuția probabilității pentru R_j . Sumele de rând, afișate la stânga, asigură distribuția probabilității pentru R_k .

Distribuția comună a probabilităților

Tabel 4

	R_k						
	5%	.01	.02	.03	.05	.04	
.15	4%	.02	.03	.07	.06	.05	
.23	3%	.03	.06	.05	.07	.03	
.24	2%	.05	.05	.06	.03	.03	
.22	1%	.03	.05	.03	.03	.02	
.16	0						
		0	1%	2%	3%	4%	5% R_j
		.14	.21	.24	.24	.17	

Divergența randamentului real al unei valori mobiliare față de valoarea sa așteptată poate fi exprimată în unități de deviere standard. Pentru valorile mobiliare j , utilizăm relația:

$$d_j = \frac{R_j - E_j}{\sigma_j} \quad (3)$$

Dacă R_j reprezintă două abateri standard peste valoarea așteptată, $d_j = +2$; dacă este mai jos cu două abateri standard $d_j = -2$; dacă este egală cu valoarea așteptată $d_j = 0$.

Vom considera o pereche de valori pentru R_j și R_k . Fiecare poate fi exprimat ca o abatere normalizată de la valoarea așteptată. Produsul oferă o măsură a abaterii globale, respectiv:

$$d_j d_k = \left(\frac{R_j - E_j}{\sigma_j} \right) \left(\frac{R_k - E_k}{\sigma_k} \right), \quad (4)$$

unde: $d_j d_k$ reprezintă abateri normalizate de la valoarea așteptată

R_j, R_k reprezintă abateri peste valoarea așteptată

E_j, E_k reprezintă ratele de rentabilitate

σ_j, σ_k reprezintă abaterile standard ale ratelor de rentabilitate

Coeficientul de corelație este media ponderată a tuturor valorilor mobiliare, cu probabilitatea ca fiecare să fie utilizat ca pondere:

$$P_{jk} = \sum P_r(d_j, d_k)(d_j d_k) \quad (5)$$

unde: P_{jk} reprezintă coeficient de corelație

$P_r(d_j, d_k)$ reprezintă probabilitatea perechii d_j, d_k . Alternativ

$$P_{jk} = \sum P_r(R_j, R_k) \left(\frac{R_j - E_j}{\sigma_j} \right) \left(\frac{R_k - E_k}{\sigma_k} \right) \quad (6)$$

unde $P_r(R_j, R_k)$ reprezintă probabilitatea perechii R_j, R_k .

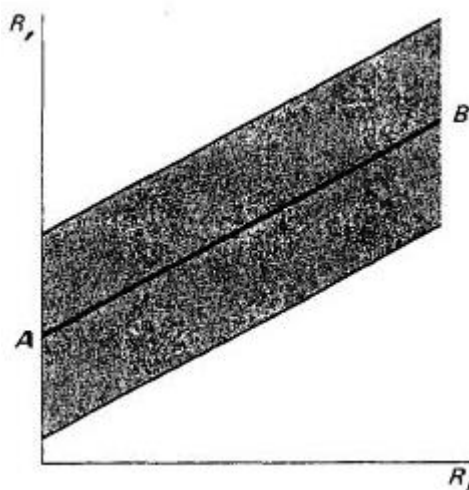
Corelația nu implică întotdeauna cauzalitate. După cum sugerează denumirea, aceasta indică doar măsura în care cele două valori mobiliare sunt corelate.

Este posibil să se obțină un coeficient de corelație dintr-o distribuție de probabilitate comună. Cu toate acestea, în multe cazuri, poate fi preferabil să se estimeze direct legătura dintre ratele de rentabilitate a două valori mobiliare fără a se specifica o astfel de distribuție. Dacă se obține o astfel de estimare, coeficientului de corelație trebuie să i se dea un sens intuitiv.

În cazul unei corelații perfecte, există o relație liniară exactă între profiturile pe două titluri. Dacă corelația este mai puțin decât perfectă, nici o astfel de relație nu se menține exact. Dar este posibil să se construiască o relație liniară bună. Presupunem că linia AB din figura numărul 2 se raportează cel mai bine la R_j la R_k . Incertitudinea cu privire la valoarea reală a R_j este măsurată de σ_j . Unele se datorează posibilității unui rezultat care nu se află pe linia AB. Dar, dacă numai valorile de-a lungul AB ar fi posibile, ar exista totuși o anumită incertitudine în ceea ce privește R_j , deoarece sunt probabil un număr de alte puncte de-a lungul liniei. Dacă totuși R_k ar fi fost cunoscut în prealabil, o astfel de incertitudine ar fi înlăturată. Această parte a incertitudinii cu privire la R_j este notată σ_{j-k} .

Corelația dintre două valori mobiliare

Figura 2



Valoarea coeficientului de corelație indică raportul dintre incertitudinea atribuită relației dintre două valori mobiliare și incertitudinea totală asociată cu una dintre ele. În acest caz putem exprima incertitudinea prin relația: $\frac{\sigma_{j-k}}{\sigma_j}$

Coeficientul de determinare este pătratul coeficientului de corelație, respectiv:

$$D_{jk} = \rho_{jk}^2 \text{ sau } \rho_{jk} = \sqrt{D_{jk}} \quad (7)$$

Acesta indică procentul variației totale atribuite relației dintre valorile mobiliare considerate:

$$D_{jk} = \rho_{jk}^2 = \left(\frac{\sigma_{j+k}}{\sigma_j} \right)^2 = \frac{\sigma_{j+k}^2}{\sigma_j^2} \quad (8)$$

Să presupunem că un analist consideră că aproximativ 60% din variația rentabilității acțiunii X este atribuibilă relației sale cu acțiunile sale și 40% nu. În această situație obținem:

$$\rho_{jk}^2 = 0,60$$

$$\rho_{jk} = \sqrt{0,60} = \pm 0,77$$

Dacă randamentele sunt corelate pozitiv avem $\rho_{jk} = +0,77$, iar dacă sunt corelate negativ avem $\rho_{jk} = -0,77$.

Coeficientul de corelație măsoară relația dintre rata de rentabilitate a două valori mobiliare. Ordinea în care sunt indicate este irelevantă, respectiv:

$$\rho_{jk} = \rho_{kj} \text{ și } \rho_{jk}^2 = \rho_{kj}^2 \quad (9)$$

Dacă 60% din variația asociată cu rentabilitatea stocului X este atribuită relației sale cu cea din stocul Y, atunci 60% din variația asociată stocului Y trebuie să fie atribuită relației sale cu stoc de X.

Covarianța dintre ratele de rentabilitate ale celor două valori mobiliare este media ponderată a produsului abaterilor nenormalizate, respectiv:

$$C_{jk} = \sum P_r(R_j, R_k)(R_j - E_j)(R_k - E_k), \quad (10)$$

unde: C_{jk} reprezintă covarianța

$P_r(R_j, R_k)$ reprezintă probabilitatea perechii R_j, R_k

Covarianța importantă pentru analiza care urmează este egală cu produsul coeficientului de corelație și abaterile standard ale ratelor de rentabilitate ale valorilor mobiliare, respectiv:

$$C_{jk} = \rho_{jk} \rho_j \rho_k \quad (11)$$

unde: C_{jk} reprezintă covarianța

ρ_{jk} reprezintă coeficientul de corelație

ρ_j, ρ_k reprezintă abaterile standard ale ratelor de rentabilitate

Randamentul preconizat al unui portofoliu este media ponderată a rentabilităților preconizate ale titlurilor sale componente, folosind proporțiile investite ca ponderi:

$$E_p = \sum_{i=1}^N X_i E_i \quad (12)$$

unde: E_p reprezintă randamentul preconizat al unui portofoliu

E_i reprezintă rentabilitățile preconizate

X_i reprezintă valorile mobiliare

Toate valorile mobiliare X pot fi incluse, deoarece $X_i = 0$ dacă activul i nu este inclus în portofoliu.

Randamentul real al unui portofoliu este media ponderată a randamentului real al valorilor mobiliare componente, utilizând proporțiile investite, ca ponderi. Formula pentru E_p indică faptul că o relație comparabilă este valabilă pentru randamentele așteptate (previzionate).

Abaterile standard a ratei de rentabilitate a unui portofoliu depinde de abaterile standard de rentabilitate pentru titlurile sale componente, de coeficienții de corelație și de proporțiile investite:

$$\sigma_p^2 = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N X_i X_j \rho_{ij} \sigma_i \sigma_j \quad (13)$$

unde: σ_p^2 reprezintă abaterea standard a ratei de rentabilitate

X_i, X_j reprezintă valorile mobiliare

ρ_{ij} reprezintă coeficientul de corelație

$\sigma_i \sigma_j$ reprezintă abaterile standard ale ratelor de rentabilitate

Formula este valabilă pentru toate valorile mobiliare, deoarece $X_i = 0$ dacă garanția i nu este inclusă în portofoliu.

Această relație de interzicere nu este complicată. Dubla însumare indică faptul că numerele N^2 trebuie adăugate împreună. Fiecare dintre numere este obținut prin substituirea uneia dintre perechile de valori posibile pentru i și j . Pentru $N = 2$, rezultă:

$$\sigma_p^2 = X_1 X_1 \rho_{11} \sigma_1 \sigma_1 + X_1 X_2 \rho_{12} \sigma_1 \sigma_2 + X_2 X_1 \rho_{21} \sigma_2 \sigma_1 + X_2 X_2 \rho_{22} \sigma_2 \sigma_2 \quad (14)$$

Primii și ultimii termeni pot fi simplificați. În mod clar, rentabilitatea poate fi corelată perfect (pozitiv) cu ea însăși. Astfel $\rho_{11} = 1$, la fel ca ρ_{22} . Al doilea și al patrulea termen pot fi combinați, deoarece $\rho_{21} = \rho_{12}$. Rezultatul este:

$$\sigma_p^2 = X_1^2 \sigma_1^2 + X_2^2 \sigma_2^2 + 2X_1 X_2 \rho_{12} \sigma_1 \sigma_2 \quad (15)$$

Produsul $(\rho_{ij} \sigma_i \sigma_j)$ este C_{ij} , adică covarianța dintre i și j . Formula generală poate fi scrisă sub forma:

$$\sigma_p^2 = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N X_i X_j C_{ij}, \quad (16)$$

unde: σ_p^2 reprezintă abaterea standard a ratei de rentabilitate

$X_i X_j$ reprezintă valorile mobiliare

C_{ij} reprezintă covarianța dintre i și j

Tabelul numărul 5 prezintă calculele pentru un exemplu care implică trei valori mobiliare. În fiecare parte valorile numerice sunt afișate în dreapta și variabilele în stânga.

Tabelul numărul 5a prezintă coeficienții de corelație și deviații standard pentru titluri. Observăm că există σ_1 de-a lungul diagonalei în tabelul coeficienților de corelație. De asemenea, fiecare intrare din triunghiul din stânga jos este egală cu intrarea corespunzătoare din triunghiul din dreapta sus. Desigur, acest lucru trebuie să fie valabil pentru orice tabel de coeficienți de corelație.

Fiecare intrare din tabel este produsul coeficientului de corelație, abaterea standard de lângă rândul său și abaterea standard deasupra coloanei sale.

Tabelul numărul 5 arată, de asemenea, proporția investită în fiecare dintre cele trei valori mobiliare. Cincizeci la sută din portofoliu este investit în activul 1, 30% în activul 2 și 20% în activul 3.

Covarianțele și proporțiile investite pentru trei valori mobiliare

Tabel 5

σ_1 σ_2 σ_3			5 15 10				
σ_1	$\rho_{1,1}$	$\rho_{1,2}$	$\rho_{1,3}$	5	1	.5	6
σ_2	$\rho_{2,1}$	$\rho_{2,2}$	$\rho_{2,3}$	15	.5	1	.7
σ_3	$\rho_{3,1}$	$\rho_{3,2}$	$\rho_{3,3}$	10	.6	.7	1
X_1 X_2 X_3			.5 .3 .2				
X_1	$C_{1,1}$	$C_{1,2}$	$C_{1,3}$.5	25	37.5	30
X_2	$C_{2,1}$	$C_{2,2}$	$C_{2,3}$.3	37.5	225	105
X_3	$C_{3,1}$	$C_{3,2}$	$C_{3,3}$.2	30	105	100

După cum rezultă din acest exemplu, nu este o chestiune banală să calculăm abaterea standard de rentabilitate pentru un portofoliu, în special una care conține multe titluri. Pentru a găsi setul de portofolii eficiente printr-un proces de enumerare și eliminare ar fi necesar să se calculeze abaterile standard de returnare pentru un număr mare de portofolii.

Concluzii

În activitatea pieței de capital se consideră că titlurile sunt indivizibile. În limitele specificate orice sumă dorită poate fi investită în fiecare dintre portofolii, iar rata reală a rentabilității nu este afectată doar de suma investită. Astfel, un portofoliu este definit și în funcție de proporția investită în fiecare titlu de valoare. Rata efectivă de rentabilitate a unui portofoliu se determină prin media ponderată a ratei de prețuri raportate la ratele de rentabilitate ale valorilor mobiliare, utilizând ca ponderi proporțiile portofoliilor investite.

Dacă rata de rentabilitate reală pentru fiecare titlu ar putea fi prevăzută cu exactitate, atunci s-ar putea prognoza rata de rentabilitate reală în cazul fiecărui portofoliu. Având în vedere că sunt în discuție de multe ori construirea de portofolii alternative, dintre acestea se va alege acela care dă rezultatele cele mai certe în legătură cu estimarea, previziunea, rentabilității finale.

Unul dintre atributele importante ale teoriei portofoliului constă în considerarea incertitudinilor care pot să existe. În acest sens, tragem concluzia

că relațiile dintre ratele de rentabilitate ale valorilor mobiliare pot fi stabilite în termen de coeficienți de corelație, coeficienți de determinare sau covarianță. În acest context, problema care se pune este aceea de a estima măsura în care rata de rentabilitate a fiecărei valori mobiliare este legată de rata tuturor celorlalte valori mobiliare care intră în constituirea portofoliului.

În activitatea practică asemenea estimări derivă dintr-un model relativ simplu al relațiilor dintre valorile mobiliare, utilizând un model econometric care conduce la rezultate precise și pe baza parametrilor respectivi se pot face estimări certe.

O altă concluzie este aceea că valoarea numerică a coeficientului de corelație depinde de similaritatea fiecărei perechi de rezultate. Din acest punct de vedere putem aprecia că unul din atributele majore ale teoriei portofoliului este accentul pus pe incertitudinea care există. De regulă, relațiile dintre ratele de rentabilitate ale valorilor mobiliare pot fi stabilite în termen de coeficienți de determinare și covariație. Corelația nu implică întotdeauna cauzalitate, după cum sugerează denumirea, aceasta indică doar în măsura în care cele două valori mobiliare considerate sunt corelate. În cazul unei corelații perfecte există o relație liniară exactă între profiturile pe cele două titluri, acesta putând fi demonstrată utilizând un model econometric adecvat.

După cum rezultă din modul în care a fost prezentat studiul efectuat de autori, problema valorilor mobiliare în construirea portofoliului este de maximă importanță, deoarece prin calcularea abaterii standard a rentabilității unui portofoliu putem evidenția în mod individual care sunt titlurile și valorile mobiliare care trebuie luate în considerație.

Analiza de mai sus poate fi exprimată și prin utilizarea altor modele econometrice de extindere a acestor aspecte ale valorilor mobiliare.

Bibliografie

1. Anghelache C, Anghel M.G., Marinescu A.I., Popovici M. (2019), *Forecasts regarding the low frequency evolution of portfolios*, Romanian Statistical Review, Supplement, no. 10/2019
2. Anghel M.G, Anghelache C. , Radu I. (2020), *Study models of the capital market volatility in some countries that joined to the European Union in the last wave*, Romanian Statistical Review, Supplement, no. 9/2020
3. Anghel M.G, Petre A., Olteanu C. (2019), *Modeling under continuous and discrete time conditions*, Romanian Statistical Review, Supplement, no. 12/2019
4. Black, F. (1972), *Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing*, The Journal of Business, 45.3, 444-555. Ferreira, M.A., Santa-Clara, P. (2011). *Forecasting stock market returns: The sum of the parts is more than the whole*, Journal of Financial Economics, 100 (2011), 514-537
6. Iacob Ș.V., Dumitru D., Popovici M. (2020), *The main issues regarding the choice of portfolio and the testing of the model regarding the price of capital assets*, Romanian Statistical Review, Supplement, no. 2/2020
7. Welch, I., Goyal, A. (2008). *A comprehensive look at the empirical performance of equity premium prediction*. Review of Financial Studies, 21 (4), 1455-1508

THE CONCEPT OF SECURITIES IN BUILDING PORTFOLIOS

Prof. Constantin ANGHELACHE PhD (*actincon@yahoo.com*)

The Academy of Economic Studies in Bucharest / Artifex University of Bucharest

Prof. Ion PÂRȚACHI PhD (*ipartachi@ase.md*)

Academy of Economic Studies of Moldova

Iulian RADU PhD Student (*julian@linux.com*)

The Academy of Economic Studies in Bucharest

Abstract

Securities are different and can be included in a portfolio, especially if the term of the guarantee is given a broader meaning, namely a meaning that covers all the possibilities of risks.

The securities are in principle divisible within the specified limits, meaning that any desired amount can be invested in the capital market. As a rule, the real rate of return is not affected by the amount invested, but especially by the structure of the securities considered. The effective rate of return on a portfolio is a weighted average of the price ratio relative to the rates of return on the component securities, using the proportions of the portfolios invested at that time.

One of the major attributes of portfolio theory is the emphasis on the uncertainties that exist and must be anticipated, based on which the relationships between the rates of return of securities are established, which can be established in the form of correlation coefficients, coefficients of determination or covariance. In practice, the problem is to estimate the extent to which the rate of return of each security is linked to the other securities that together make up the portfolio.

The relationship between the rates of return of the two securities is most correctly expressed by means of a correlation coefficient. This correlation coefficient is calculated on the basis of regressions, which give significance and on the basis of which the parameters that can be used in estimating the final results are calculated. In practice we discuss the divergence of the real yield of a security, compared to the value expected to be expressed in standard units. The correlation between the variables we consider is not always causal, it only indicates the extent to which the two securities are correlated. It is sometimes possible to obtain a correlation coefficient from a common probability distribution, which must then be made explicit, and it is preferable to directly estimate the link between the two rates of return of two securities, without specifying the distribution.

The covariation between the rates of return of the two securities is the weighted average of the product of the non-normalized deviations. We say this because the distribution is not always normal.

The real return of a portfolio is the weighted average of the real return of the component securities, established on the basis of the use of the proportions invested in the form of weights. Therefore, the standard deviation of the return rate of a portfolio also depends on the standard deviations of the return for the component securities, expressed by the correlation coefficients and the proportions in which the securities are invested.

Keywords: securities, rate of return, risks, investors, capital market, coefficients, regressions.

JEL classification: C10, G14.

Introduction

The concert of securities used in the construction of portfolios is essential in the sense that it must be based on guarantees seen in a broader sense. In this article, we have set out a series of issues regarding the investment of these securities, assuming that the investor selects a portfolio that includes one or more securities (N).

Considering that the securities are divisible within specific limits, it follows that the real rate of return is not affected by the amount invested, but in particular by the securities considered in the constitution of these portfolios.

We have discussed in this article a series of variants that we have processed from an econometric point of view, resulting in a series of data that give meaning to the appreciations expressed by the authors. Thus, we have shown that if the real rate of return for each security could be accurately predicted, the real rate of return for each portfolio could be predicted, but this is a theoretical element because in practice it turns out that the problem of making predictions about portfolios must first take into account the mean square deviation and the average calculated for each of them.

Through the examples used, we sought to express the fact that it is possible that a yield considered to be associated with a high yield on the other section may not be correlated, and the profitability of securities may sometimes be affected by this mismatch. The correlation is not always causal and therefore from the examples we used in the study, it results that this can be a linear relationship between the profits of two securities or be non-linear if the variability of these securities is different. Also, using a series of econometric criteria and concepts, we expressed that the value of the correlation coefficient always indicates the ratio between the uncertainty attributed to the relationship between the two securities and the total uncertainty associated with only one of them. The studies and data used accurately highlight this very aspect.

Next, after approaching the correlation coefficient, which measures the relationship between the rate of return of the two securities, we addressed

some issues regarding the covariance between the rates of return of the two securities. In this regard, we came to the conclusion that the weighted average of the product of non-normalized deviations is the basis for assessing the covariance that exists between the two securities. Covariance is important for the analysis of the product of the correlation coefficient and the standard deviations of the rates of return of the two securities.

The actual return of a portfolio is the weighted average of the actual return on the component securities and this is determined using the proportions invested as weights. The established mathematical relations give essence to this aspect.

From the studies conducted, based on the examples we used, it results that it is not a trivial matter to calculate the standard deviation of profitability for a portfolio, when it contains several securities. To find the effective set of portfolios through an enumeration and elimination process it is necessary to calculate the standard return deviations for a large number of portfolios.

The article is accompanied by a series of simple examples that can highlight the complex aspect of the use of securities in building portfolios.

Literature review

Anghelache C, Anghel M.G., Marinescu A.I., Popovici M. (2019) address some issues related to the allocation of financial resources on the capital market, thus seeking to address some issues raised by forecasts regarding the low frequency evolution of portfolios. In other words, Anghel MG, Anghelache C., Radu I. (2020) study in their paper the interconnections between profitability and volatility, these being important both for quantifying market risk and for evaluating options, in which case they are not formulas for evaluation in GARCH processes and consequently, it is necessary to use simulation methods for the evaluation of financial products. Also, Anghel MG, Petre A., Olteanu C. (2019) are concerned with modeling in the case of portfolios starting from the definition of short-term interest rate processes, and will approximate the variables that enter the model, in continuous time conditions and discrete time. In another line of ideas, Black, F. (1972) approaches in his paper some models of setting the prices of assets on the capital markets in conditions of market equilibrium. Ferreira, M.A., Santa-Clara, P. (2011) addressed issues related to the forecast of returns on portfolios invested in the capital market. Iacob Ș.V., Dumitru D., Popovici M. (2020) address in their paper some aspects regarding the choice of the portfolio and the testing of the model regarding the price of capital assets, starting from the idea that the market is the one that determines the evolution of market prices. Welch, I., Goyal, A. (2008) focused on issues related to the capital premium forecast.

Methodology, data, results and discussions

A lot of different securities can be included in a portfolio, especially if the warranty term is given the broadest meaning. In practice it is considered only a subset of possibilities. If the information and calculation were free, all possibilities should be considered.

We assume that the investor selects a portfolio that includes one or more N securities. The number considered may be small (e.g., $N = 10$) or large (e.g., $N = 10,000$), depending on the advantages and disadvantages of a limited selection over a more complete selection. We also consider the securities to be divisible. Within the specified limits, any desired amount may be invested in each security. At the same time, the real rate of return is not affected by the amount invested.

A portfolio can be described according to the proportion invested in each security, according to the data structured in the table below.

Proportion invested in each security

Table 1

Securities	Proportion invested
1	0,10
2	0,50
3	0,00
4	0,30
5	0,00
6	0,10
	1,00

The proportion invested in security 1 is denoted X_1 , the proportion invested in 2 is X_2 and so on. Since the whole is equal to the sum of its parts, the probabilistic proportions must add up to 1, namely:

$$\sum_{i=1}^N X_i = 1 \quad (1)$$

If $X_i = 0$, the portfolio does not offer any guarantee i . A negative value expresses the issuance of an insufficient guarantee. This may or may not be possible, depending on the investor's situation.

A value greater than 1 indicates holdings that require more than the funds provided by the investor. This is possible only if he can obtain additional money by issuing one or more probabilistic securities, each X_i is limited to the range from 0 to 1, inclusive.

A portfolio is a set of X_i values totalling 1. In order to be possible, other restrictions must be met (for example, all $X_i \geq 0$).

The effective rate of return of a portfolio is the weighted average price rate, relative to the rates of return of the component securities, using the proportions of the portfolios invested as shares. R_p allows indicating the effective rate of return of the portfolio and R_i the effective rate of return on the guarantee i . Determination R_p it is done using the relationship:

$$R_p = \sum_{i=1}^N X_i R_i \quad (2)$$

Table number 2 provides calculations for the portfolio described above. The real rate of return is 18%. The formula is used for all titles. If an asset is not included in the portfolio, then X_i is equal to zero, thus $X_i R_i$ is equal to zero, and the total is not affected.

Proportion invested and real rate of return

Table 2

Securities (i)	Proportion invested w	Real rate of return	XH 1 1
1	0,10	0,10	0,100
2	0,50	0,20	0,100
3	0,00	0,05	0,000
4	0,30	0,15	0,045
5	0,00	0,07	0,000
6	0,10	0,25	0,025
	1,00		0,180

Table number 3 shows the amounts in euros of investments and revenues, assuming a total investment of 100 euros. The overall yield is 18%.

Amount invested and return

Table 3

Securities (/)	investment	return
1	10,00	11,00
2	50,00	60,00
3	0,00	0,00
4	30,00	34,50
5	0,00	0,00
6	10,00	12,50
	100,00 euro	118,00 euro

If the actual rate of return for each security could be accurately predicted, the actual rate of return for each portfolio could be predicted. But neither the rate of return of the portfolio nor that of each of its component securities can be predicted with certainty. The problem is to make predictions

about securities that can be used to make predictions about portfolios, especially E_p and σ_p from each portfolio.

An estimate of the forecasted or expected rate of return for each security is required. Such an estimate can be provided directly, as the best solution or estimate.

Compared to the expected rate of return, a certain amount of uncertainty is needed (probable divergence of the expected result). Formally, this is considered to be the standard deviation of such a distribution.

In conclusion, two measures are used to clarify the predictions for each of the N titles, namely:

E_i = expected rate of return;

σ_i - standard deviation (uncertainty) of the rate of return of the security i .

However, such numbers are assumed to indicate a subjective distribution of probabilities for the rate of return on the security.

One of the major attributes of portfolio theory is the emphasis on uncertainties that exist. The relationships between the rates of return on securities can be established in terms of correlation coefficients, coefficients of determination or covariances.

The problem is to estimate the extent to which the rate of return of each security is related to that of all the others. In practice, such estimates are often derived from a relatively simple model of securities relationships. But the theory provides a separate value for each pair of securities.

Figure number 1a shows an extreme case. Only pairs along the straight line are considered. Yields are correlated.

Figure number 1b shows a case with a higher probability. Any pair in the hatched area is considered possible. High values of R_1 are associated with high values of R_2 , but the association is not exact and the yields are correlated, but not perfectly.

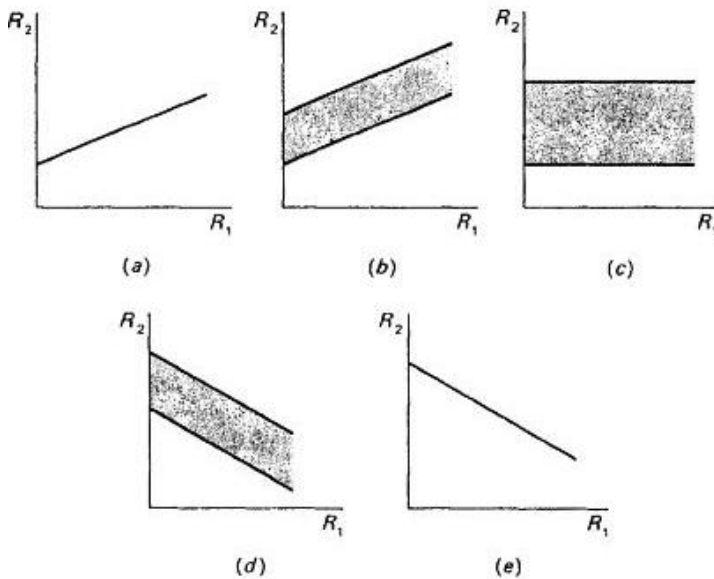
Figure number 1c represents a case in which the yields are uncorrelated.

In Figures 1a and 1b the correlation is positive, being likely that one yield is considered to be associated with a high yield on the other. Figures 1d and 1e show situations in which a high return on one security is probably associated with a low return on the other security.

The securities in figure number 1d are negatively correlated. Those in figure number 1e are perfectly negatively correlated.

Cases of yield correlation

Figure 1



The relationship between the rates of return of the two securities can be expressed by means of a correlation coefficient. A value of +1 indicates a perfect positive correlation (figure number 1a). A value of 0, shows that there is no correlation (figure number 1c). A value of -1 indicates a perfect negative correlation (figure number 1e). In a case such as the one shown in figure number 1c, the value of the correlation coefficient is between 0 and +1; In a case such as the one shown in Figure 1d, the correlation coefficient is between 0 and -1.

The numerical value of the correlation coefficient depends on the similarity of each pair of results. A set of predictions of such probabilities is called a common probability distribution. Table number 4 shows that there is a 0.07 probability that the return on securities will be between 3% and 4% and that the return on securities k will be between 2% and 3%.

Common probability distributions can be present in rough terms or in detail. The ranges can be wide (3% to 4%) or narrow (3.1% to 3.2%). Regardless of the interval, the midpoint is used for calculation purposes.

The common probability distribution contains all the information needed to calculate the expected value and the standard deviation of the rate of return of each security. The sums in the column, shown at the bottom of

table number 4, provide the probability distribution for R_j . The line amounts, displayed on the left, ensure the probability distribution for R_k .

Common probability distribution

Table 4

<table border="1" style="border-collapse: collapse; width: 50px; height: 100px;"> <tr><td style="text-align: center;">.15</td></tr> <tr><td style="text-align: center;">.23</td></tr> <tr><td style="text-align: center;">.24</td></tr> <tr><td style="text-align: center;">.22</td></tr> <tr><td style="text-align: center;">.16</td></tr> </table>	.15	.23	.24	.22	.16	R_k					
	.15										
	.23										
	.24										
	.22										
.16											
5%	.01	.02	.03	.05	.04						
4%	.02	.03	.07	.06	.05						
3%	.03	.06	.05	.07	.03						
2%	.05	.05	.06	.03	.03						
1%	.03	.05	.03	.03	.02						
0											
		0	1%	2%	3%	4%	5% R_j				
		.14	.21	.24	.24	.17					

The divergence of the real return of a security from its expected value can be expressed in units of standard deviation. For securities j , we use the relation:

$$d_j = \frac{R_j - E_j}{\sigma_j} \tag{3}$$

If R_j represents two standard deviations above the expected value, $d_j = +2$; if it is below two standard deviations $d_j = -2$; if it is equal to the expected value $d_j = 0$.

We will consider a pair of values for R_j and R_k . Each can be expressed as a normalized deviation from the expected value. The product provides a measure of the overall deviation, respectively:

$$d_j d_k = \left(\frac{R_j - E_j}{\sigma_j}\right) \left(\frac{R_k - E_k}{\sigma_k}\right), \quad (4)$$

where: $d_j d_k$ represents normalized deviations from the expected value

R_j, R_k represents deviations from the expected value

E_j, E_k represents rates of return

σ_j, σ_k represents standard deviations of rates of return

The correlation coefficient is the weighted average of all securities, with the probability that each will be used as a weighting:

$$P_{jk} = \sum P_r(d_j, d_k)(d_j d_k) \quad (5)$$

where: P_{jk} represents the correlation coefficient

$P_r(d_j, d_k)$ represents the probability of the pair d_j, d_k . Alternative

$$P_{jk} = \sum P_r(R_j, R_k) \left(\frac{R_j - E_j}{\sigma_j}\right) \left(\frac{R_k - E_k}{\sigma_k}\right) \quad (6)$$

where $P_r(R_j, R_k)$ represents the probability of the pair R_j, R_k .

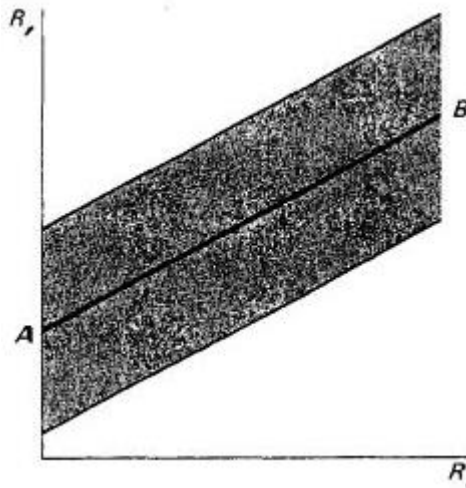
The correlation does not always imply causality. As the name suggests, this only indicates the extent to which the two securities are correlated.

It is possible to obtain a correlation coefficient from a common probability distribution. However, in many cases, it may be preferable to directly estimate the link between the rates of return of two securities without specifying such a distribution. If such an estimate is obtained, the correlation coefficient must be given an intuitive meaning.

In the case of a perfect correlation, there is an exact linear relationship between the profits on two securities. If the correlation is less than perfect, no such relationship is maintained exactly. But it is possible to build a good linear relationship. We assume that the line AB in figure number 2 relates best to R_j la R_k . Uncertainty about the real value of R_j is measured by σ_j . Some are due to the possibility of a result that is not on line AB. But if only values along the AB were possible, there would still be some uncertainty as to which R_j , because there are probably a number of other points along the line. If still R_k would have been known in advance, such uncertainty would have been removed. This part of the uncertainty about R_j is noted $\sigma_{j \leftarrow k}$.

Correlation between two securities

Figure 2



The value of the correlation coefficient indicates the ratio between the uncertainty attributed to the relationship between two securities and the total uncertainty associated with one of them. In this case we can express the uncertainty through the relationship: $\frac{\sigma_{j+k}}{\sigma_j}$

The coefficient of determination is the square of the correlation coefficient, respectively:

$$D_{jk} = \rho_{jk}^2 \text{ or } \rho_{jk} = \sqrt{D_{jk}} \quad (7)$$

It indicates the percentage of the total variation attributed to the relationship between the securities considered:

$$D_{jk} = \rho_{jk}^2 = \left(\frac{\sigma_{j+k}}{\sigma_j} \right)^2 = \frac{\sigma_{j+k}^2}{\sigma_j^2} \quad (8)$$

Suppose an analyst considers that approximately 60% of the change in the return on share X is attributable to its relationship with its shares and 40% is not. In this situation we get:

$$\rho_{jk}^2 = 0,60$$

$$\rho_{jk} = \sqrt{0,60} = \pm 0,77$$

If the yields are positively correlated we have $\rho_{jk} = +0,77$, and if they are negatively correlated we have $\rho_{jk} = -0,77$.

The correlation coefficient measures the relationship between the rates of return of two securities. The order in which they are indicated is irrelevant, respectively:

$$\rho_{jk} = \rho_{kj} \text{ and } \rho_{jk}^2 = \rho_{kj}^2 \quad (9)$$

If 60% of the change associated with the return on stock X is attributed to its relationship with that in stock Y, then 60% of the change associated with stock Y must be attributed to its relationship to stock of X.

The covariance between the rates of return of the two securities is the weighted average of the product of the non-normalized deviations, respectively:

$$C_{jk} = \sum P_r(R_j, R_k)(R_j - E_j)(R_k - E_k), \quad (10)$$

where: C_{jk} represents covariance

$P_r(R_j, R_k)$ represents the probability of the pair R_j, R_k

The important covariance for the following analysis is equal to the product of the correlation coefficient and the standard deviations of the rates of return on securities, respectively:

$$C_{jk} = \rho_{jk}\rho_j\rho_k \quad (11)$$

where: C_{jk} represents covariance

ρ_{jk} represents the correlation coefficient

ρ_j, ρ_k represents standard deviations of rates of return

The expected return of a portfolio is the weighted average of the expected returns on its component securities, using the proportions invested as weights:

$$E_p = \sum_{i=1}^N X_i E_i \quad (12)$$

where: E_p represents the expected return of a portfolio

E_i represents the expected returns

X_i represents securities

All securities X can be included because $X_i = 0$ if asset i is not included in the portfolio.

The real return of a portfolio is the weighted average of the real return of the component securities, using the invested proportions, as weights. The formula for E_p indicates that a comparable relationship is valid for expected (forecast) returns.

The standard deviation of the return rate of a portfolio depends on the standard deviations of the return for its component securities, the correlation coefficients and the proportions invested:

$$\sigma_p^2 = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N X_i X_j \rho_{ij} \sigma_i \sigma_j \quad (13)$$

where: σ_p^2 represents the standard deviation of the rate of return

X_i, X_j represents securities

ρ_{ij} represents the correlation coefficient

$\sigma_i \sigma_j$ represents standard deviations of rates of return

The formula is valid for all securities because $X_i = 0$ if i guarantee is not included in the portfolio.

This prohibition relationship is not complicated. Double summation indicates that the numbers N^2 must be added together. Each of the numbers is obtained by substituting one of the possible value pairs for i and j . For $N = 2$, it results:

$$\sigma_p^2 = X_1 X_1 \rho_{11} \sigma_1 \sigma_1 + X_1 X_2 \rho_{12} \sigma_1 \sigma_2 + X_2 X_1 \rho_{21} \sigma_2 \sigma_1 + X_2 X_2 \rho_{22} \sigma_2 \sigma_2 \quad (14)$$

The first and last terms can be simplified. Clearly, profitability can be perfectly (positively) correlated with itself. So $\rho_{11} = 1$, the same as ρ_{22} . The second and fourth terms can be combined because $\rho_{21} = \rho_{12}$. The result is:

$$\sigma_p^2 = X_1^2 \sigma_1^2 + X_2^2 \sigma_2^2 + 2X_1 X_2 \rho_{12} \sigma_1 \sigma_2 \quad (15)$$

Multiplication $(\rho_{ij} \sigma_i \sigma_j)$ is C_{ij} , that is, the covariance between i and j . The general formula can be written in the form:

$$\sigma_p^2 = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N X_i X_j C_{ij}, \quad (16)$$

where: σ_p^2 represents the standard deviation of the rate of return

X_i, X_j represents securities

C_{ij} represents the covariance between i and j

Table number 5 shows the calculations for an example involving three securities. In each part the numerical values are displayed on the right and the variables on the left.

Table number 5a shows the correlation coefficients and standard deviations for the securities. We notice that it exists σ_1 along the diagonal in the table of correlation coefficients. Also, each entry in the lower left triangle is equal to the corresponding entry in the upper right triangle. Of course, this must be true for any table of correlation coefficients.

Each entry in the table is the product of the correlation coefficient, the standard deviation next to its turn and the standard deviation above its column.

Table 5 also shows the proportion invested in each of the three securities. Fifty percent of the portfolio is invested in asset 1, 30% in asset 2 and 20% in asset 3.

Covariances and proportions invested for three securities

Table 5

	σ_1	σ_2	σ_3		5	15	10
σ_1	$\rho_{1,1}$	$\rho_{1,2}$	$\rho_{1,3}$	5	1	.5	.6
σ_2	$\rho_{2,1}$	$\rho_{2,2}$	$\rho_{2,3}$	15	.5	1	.7
σ_3	$\rho_{3,1}$	$\rho_{3,2}$	$\rho_{3,3}$	10	.6	.7	1

	X_1	X_2	X_3		.5	.3	.2
X_1	$C_{1,1}$	$C_{1,2}$	$C_{1,3}$.5	25	37.5	30
X_2	$C_{2,1}$	$C_{2,2}$	$C_{2,3}$.3	37.5	225	105
X_3	$C_{3,1}$	$C_{3,2}$	$C_{3,3}$.2	30	105	100

As this example shows, it is not a trivial matter to calculate the standard deviation of profitability for a portfolio, especially one containing many securities. To find the effective set of portfolios through an enumeration and elimination process it would be necessary to calculate the standard return deviations for a large number of portfolios.

Conclusions

In the activity of the capital market, the securities are considered to be indivisible. Within the specified limits any desired amount can be invested in each of the portfolios, and the real rate of return is not only affected by the amount invested. Thus, a portfolio is also defined according to the proportion invested in each security. The effective rate of return on a portfolio is determined by the weighted average of the price rate relative to the rates of return on the securities, using as proportions the proportions of the portfolios invested.

If the actual rate of return for each security could be accurately predicted, then the actual rate of return could be forecast for each portfolio. Given that the construction of alternative portfolios, are often discussed, the one that gives the most certain results in terms of estimation, forecast, final profitability will be chosen.

One of the important attributes of portfolio theory is to consider the uncertainties that may exist. In this regard, we conclude that the relationships between the rates of return on securities can be established in terms of correlation coefficients, coefficients of determination or covariance. In this context, the question that arises is to estimate the extent to which the rate of return of each security is related to the rate of all other securities that form part of the portfolio.

In practical activity such estimates derive from a relatively simple model of the relationships between securities, using an econometric model that leads to accurate results and based on the respective parameters can be made certain estimates.

Another conclusion is that the numerical value of the correlation coefficient depends on the similarity of each pair of results. From this point of view we can appreciate that one of the major attributes of the portfolio theory is the emphasis on the uncertainty that exists. As a rule, the relationships between the rates of return on securities can be established in terms of coefficients of determination and covariation. The correlation does not always imply causality, as the name suggests, it only indicates to the extent that the two securities considered are correlated. In the case of a perfect correlation there is an exact linear relationship between the profits on the two securities, which can be demonstrated using an appropriate econometric model.

As it results from the way the study was presented by the authors, the issue of securities in building the portfolio is of utmost importance, because by calculating the standard deviation of the profitability of a portfolio we can highlight individually which securities and securities to take into account. consideration.

The above analysis can also be expressed by using other econometric models to extend these aspects of securities.

References

1. Anghelache C, Anghel M.G., Marinescu A.I., Popovici M. (2019), *Forecasts regarding the low frequency evolution of portfolios*, Romanian Statistical Review, Supplement, no. 10/2019
2. Anghel M.G, Anghelache C. , Radu I. (2020), *Study models of the capital market volatility in some countries that joined to the European Union in the last wave*, Romanian Statistical Review, Supplement, no. 9/2020
3. Anghel M.G, Petre A., Olteanu C. (2019), *Modeling under continuous and discrete time conditions*, Romanian Statistical Review, Supplement, no. 12/2019
4. Black, F. (1972), *Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing*, The Journal of Business, 45.3, 444-555. Ferreira, M.A., Santa-Clara, P. (2011). *Forecasting stock market returns: The sum of the parts is more than the whole*, Journal of Financial Economics, 100 (2011), 514-537
6. Iacob Ș.V., Dumitru D., Popovici M. (2020), *The main issues regarding the choice of portfolio and the testing of the model regarding the price of capital assets*, Romanian Statistical Review, Supplement, no. 2/2020
7. Welch, I., Goyal, A. (2008). *A comprehensive look at the empirical performance of equity premium prediction*. Review of Financial Studies, 21 (4), 1455-1508

Șeptelul și producția animalieră sub efectul crizei pandemice și a celei financiare

Lecturer Ștefan Virgil IACOB PhD (*stefaniacob79@yahoo.com*)

Universitatea Artifex din București

Radu STOICA PhD Student (*radustoica68@yahoo.com*)

Academia de Studii Economice din București

Abstract

Agricultura a reprezentat întotdeauna o ramură importantă a economiei naționale. În condițiile anului 2020, cu o secetă pronunțată, cu obținerea subvențiilor guvernamentale și europene întârziate, agricultura a avut mult de suferit. În aceste condiții, în acest an, ca urmare a tulburării și a pieței interne datorită veniturilor în scădere, a imposibilității desfășurării normale a economiei ca urmare a crizei financiare, agricultura nu a mai fost ramura care să asigure pe plan intern gama de produse necesare pentru coșul zilnic al consumatorilor.

Seceta a avut efect și va avea în continuare și asupra posibilităților de obținere a nutrețurilor necesare pentru sectorul animalier. Astfel, în acest an s-a constatat o scădere continuă a numărului de bovine, a numărului de porcine și chiar al păsărilor crescute în ferme specializate sau în gospodărie țărănești. Același trend la manifestat și numărul de ovine, caprine care s-a redus și în felul acesta creează un semn mare de întrebare asupra capacității de hrană pentru populația țării, fără a apela la importuri masive.

Criza pandemică coronavirus, a avut și ea efecte care s-au cumulat cu celelalte cauze care au dus la scăderea producției animaliere, dar și a producției vegetale. Așa după cum toți specialiștii au preconizat, criza sanitară se va cumula cu o criză financiar-economică pe care probabil nu a cunoscut-o omenirea și nu numai România în ultimele decenii. Toate acestea la un loc conduc la concluzia că atât șeptelul, cât și producția animalieră vor scădea.

Cuvinte cheie: agricultură, sector animalier, producție, crize, evoluții, economie națională.

Clasificarea JEL: Q12, Q13, Q14.

Introducere

În acest articol, autorii și-au propus să facă o analiză atentă a evoluției agriculturii românești la sfârșitul anului 2020. Se prezintă rând pe rând situația șeptelului, a numărului de porcine și bovine, ca exemplu deoarece și pentru celelalte specii de animale situația este identică, relevând că acestea au scăzut.

Au scăzut atât pe total, cât și pe efectivele matcă care asigură perpetuarea speciilor în perioada următoare.

Se dau date în legătură cu această evoluție și se face și un studiu asupra situației în profil structural, teritorial, pe regiuni de dezvoltare. Se constată că în majoritatea regiunilor situația este aceeași, adică scăderea capetelor de bovine și porcine și pe cale de extensie și la celelalte caprine și ovine.

Prin tabele și grafice se evidențiază această evoluție a agriculturii în acest context. În trecut fie spus și producția vegetală a avut de suferit în anul 2020, atât datorită secetei, dar și ca urmare a întârzierii acordării subvențiilor guvernamentale și de la Uniunea Europeană agricultorilor. Pe acest fond anticipăm că în perioada următoare, în anul următor 2021, situația va rămâne tot negativă și aceasta va conduce la o participare foarte mică a agriculturii la formarea și creșterea Produsului Intern Brut, dar mai ales la asigurarea produselor alimentare necesare populației.

Nu mai putem vorbi în acest context de export de produse agroalimentare a României în Uniunea Europeană sau în alte zone, precum era în perioadele anterioare. Pentru ilustrarea situației în domeniul producției animaliere, ne-am referit și la sacrificările de animale și păsări, la greutatea medie a carcaselor la animale și păsările care au fost sacrificate, rezultând și aici o involuție caracteristică întregii economii naționale și cu accent pe cea a agriculturii.

Literature review

Anghelache, C., Dumitru D, Stoica, R. (2020) au abordat în lucrarea lor problemele legate de evoluția producției de cereale, carne, produse din carne și produse lactate din România în anul 2019. De asemenea, Anghel, Anghelache și Panait (2017) și Anghelache, Samson, Stoica (2019) au analizat avut în vedere unele aspecte care țin de strategia Uniunii Europene în ceea ce privește activitatea agricolă. Anghelache (2018) a abordat probleme legate de evoluția agriculturii românești. În aceeași ordine de idei, Anghelache și Dumitrescu (2015) au studiat indicii de producție în agricultură. Bezemer și Headey (2008) și-au îndreptat atenția asupra măsurilor care pot fi implementate pentru dezvoltarea agriculturii. Islam (2011) a făcut o analiză asupra posibilităților externe de finanțare și susținere a agriculturii. Quamrul și Michalopoulos (2015) au cercetat impactul pe care îl au fluctuațiilor climatice asupra evoluției agriculturii.

Metodologie

Pentru interpretarea corectă a datelor, analizei și concluziilor vom prezenta în mod sintetic unele prevederi metodologice ale Institutului Național de Statistică și Eurostat. Astfel, cercetarea statistică referitoare la

efectivele de bovine existente la 1 iunie 2020, a fost realizată în conformitate cu prevederile Regulamentului (CE) nr. 1165/2008 al Parlamentului European și al Consiliului din 19 noiembrie 2008 privind statisticile referitoare la efectivele de animale și la carne.

Datele lunare privind sacrificările totale de animale și păsări sunt obținute prin însumarea datelor provenite din două surse. Prima sursă o reprezintă cercetarea statistică lunară pentru unitățile industriale specializate (abatoare), care furnizează date privind producția de carne (numărul de capete sacrificate, greutatea în viu și greutatea în carcasă a acestora), în conformitate cu Regulamentul (CE) nr. 1165/2008 al Parlamentului European și al Consiliului privind statisticile referitoare la efectivele de animale și la carne, publicat în JOL nr. 321 din 1.12.2008. Cercetarea statistică este de tip exhaustiv (datele se colectează de la circa 200 de operatori economici) și se adresează tuturor întreprinderilor din întreaga țară care au activitate principală sau secundară Producția și conservarea cărnii, clasa 1011 sau Prelucrarea și conservarea cărnii de pasăre clasa 1012 conform clasificării CAEN Rev.2. O a doua sursă o reprezintă acele estimări ale sacrificărilor din afara abatoarelor, respectiv numărul de animale și păsări sacrificate și greutatea în viu a acestora realizate de specialiștii direcțiilor agricole județene ale Ministerului Agriculturii și Dezvoltării Rurale. Pentru obținerea greutății în carcasă a fost folosit un coeficient mediu de la unitățile industriale specializate (abatoare).

Termenul de *carcasă* se definește astfel: la bovine, greutatea în carcasă reprezintă greutatea corpului animalului sacrificat, întreg, după îndepărtarea pielii, sângelui și organelor interne, fără cap, uger, coadă, grăsime renală și picioare (separate la nivelul articulațiilor metacarpene și metatarsiene); la porcine, greutatea în carcasă reprezintă greutatea corpului animalului sacrificat (întreg sau împărțit în părți egale de-a lungul șirei spinării) după sângerare, fără organe interne, păr, copite, limbă, osânză și diafragmă; la ovine și caprine, greutatea în carcasă reprezintă greutatea corpului animalului sacrificat, după sângerare și îndepărtarea pielii, fără organe interne, fără cap și picioare (separate la nivelul articulațiilor metacarpene și metatarsiene, iar rinichii și grăsimea renală sunt incluse în carcasă) și la păsări, greutatea în carcasă înseamnă greutatea păsării sacrificate, după sângerare, fără fulgi, puf, organe interne (intestine, ficat, inimă, pipotă), cap, gât și gheare.

Date, rezultate și discuții

Agricultura a fost întotdeauna o ramură importantă a economiei naționale. Datorită modului defectuos în care s-a aplicat legea fondului funciar, agricultura a fost *retrogradată* cu zeci de ani în urmă, prin fărâmițare,

imposibilitatea aplicării agrotehnicii avansate (mecanizare, chimizare, irigații, etc.). În situația în care și nivelul hidrologic natural din anul 2020 (secetă, cred fără precedent) a fost absent, agricultura s-a prăbușit și mai mult.

La toate acestea se adaugă și criza pandemică actuală, care și-a *dat mâna* cu criza economico-financiară care ca fi fără precedent în anii următori, agricultura vegetală și animală s-a deteriorat fără posibilități de redresare imediată.

Subvențiile comunitare s-au acordat cu întârziere, practic fără efect pentru anul 2020 și perspectiva anului 2021 (lucrările și însămânțările din toamnă). De asemenea, despăgubirile pentru pierderile înregistrate de agricultori în acest an întârzie să fie acordate.

Pe acest fond agricultura va participa cu un procent nesemnificativ la formarea Produsului Intern Brut.

În acest articol vom face referiri, pe bază de analiză, cu privire la șeptelul existent și unele aspecte privind producția animalieră. În ceea ce privește șeptelul vom analiza situația cu privire la porcine și bovine.

Astfel, efectivele de porcine existente la 1 mai 2020 au scăzut cu 1,5% pe total și cu 5,6% la efectivul matcă, față de 1 mai 2019, așa cum se prezintă în tabelul numărul 1:

**Efectivele de porcine și efectivul matcă existente la 1 mai 2020,
față de 1 mai 2019 (capete)**

Tabel 1

	2019	2020 ^{*)}	2020 ^{*)} față de 2019 (±)
Porcine - total	3726282	3669342	-56940
din care: efectiv matcă	250982	236843	-14139

^{*)} Date provizorii

Sursa: INS comunicat numărul 246 / 15 septembrie 2020

Distribuția pe regiuni de dezvoltare se prezintă în figurile numerele 1 și 2:

Anul 2019

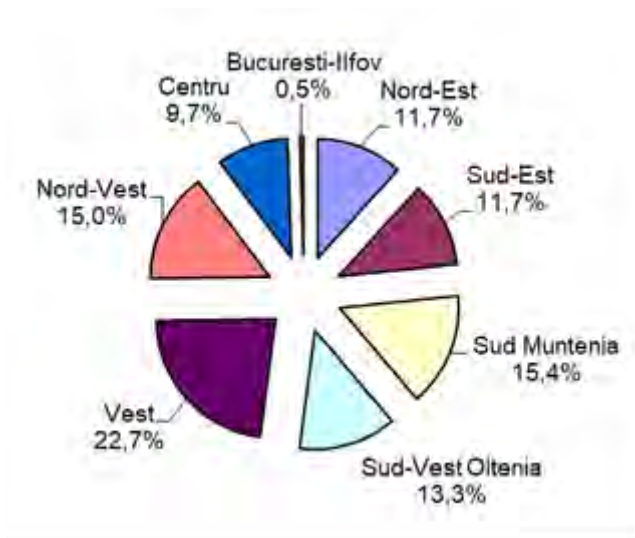


Figura 1

Anul 2020

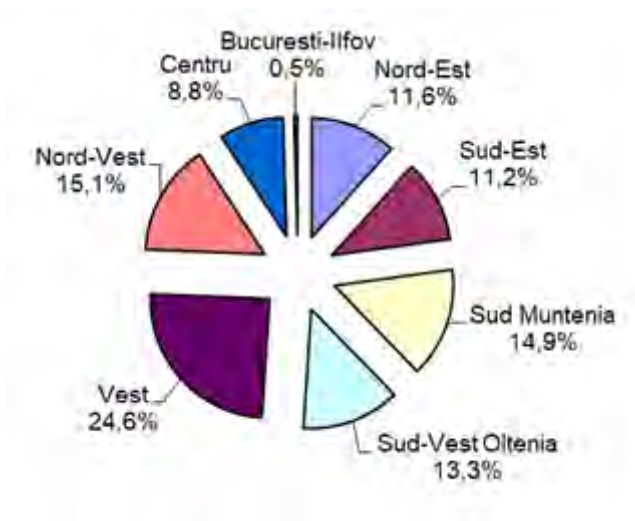


Figura 2

Se constată că pe regiuni de dezvoltare ponderea efectivelor de porcine existente la 1 mai 2020, față de aceeași dată a anului 2019 a crescut în regiunile Vest (+1,9 puncte procentuale) și Nord-Vest (+0,1 pp.), a scăzut în regiunile Centru (-0,9 pp.), Sud Muntenia (-0,5 pp.), Sud-Est (-0,5 pp.) și Nord-Est (-0,1 pp.), iar în regiunile Sud-Vest Oltenia și București-Ilfov a rămas constantă.

Scăderea până la 1 mai 2020 a efectivelor de porcine se prezintă în tabelul numărul 2.

Efectivele de porcine existente la 1 mai (capete)

Tabel 2

Efectivele de porcine existente la 1 mai	2019	2020 ^{*)}
Porcine - total	3726282	3669342
din care: efectiv matcă	250982	236843

*) Date provizorii

Sursa: INS comunicat numărul 246 / 15 septembrie 2020

În ceea ce privește distribuția pe regiuni de dezvoltare, așa cum este prezentată în figurile numerele 1 și 2, sunt sintetizate în tabelul numărul 3.

Efectivele de porcine existente la 1 mai, pe regiuni de dezvoltare

Tabel 3

	Nord- Est	Sud- Est	Sud Muntenia	Sud-Vest Oltenia	Vest	Nord- Vest	Centru	București- Ilfov	TOTAL
2019	436573	434503	574530	494051	846880	558025	362751	18969	3726282
2020^{*)}	427314	410598	546782	487716	903715	554888	321248	17081	3669342

*) Date provizorii

Sursa: INS comunicat numărul 246 / 15 septembrie 2020

În legătură cu efectivele de bovine constatăm că până la 1 iunie 2020 acestea au scăzut față de perioada comparabilă din 2019. Astfel, efectivele de bovine existente la 1 iunie 2020 au scăzut cu 2,4% pe total și cu 1,7% la efectivul matcă, față de 1 iunie 2019. Datele sunt cuprinse în tabelul numărul 4 și apoi reprezentate grafic (structură pe regiuni) figurile numerele 3 și 4.

Efectivele de bovine existente la 1 iunie 2020, pe regiuni de dezvoltare

Tabel 4

	2019	2020 ^{*)}	2020 ^{*)} față de 2019 (±)
Bovine - total	1962573	1914602	-47971
din care: efectiv matcă	1262957	1241059	-21898

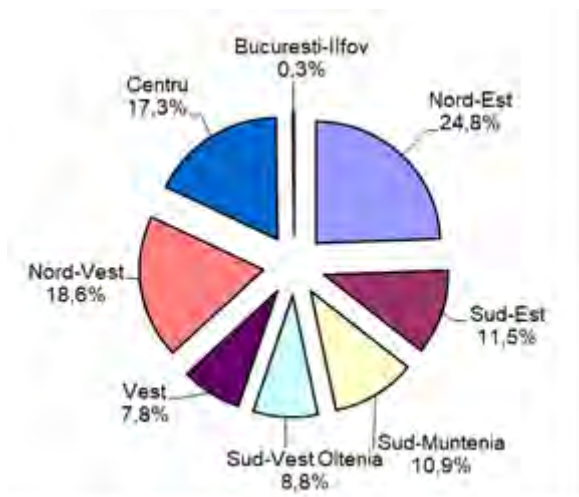
*) Date provizorii

Sursa: INS comunicat numărul 250 / 21 septembrie 2020

Distribuția pe regiuni de dezvoltare a efectivelor de bovine existente la 1 iunie.

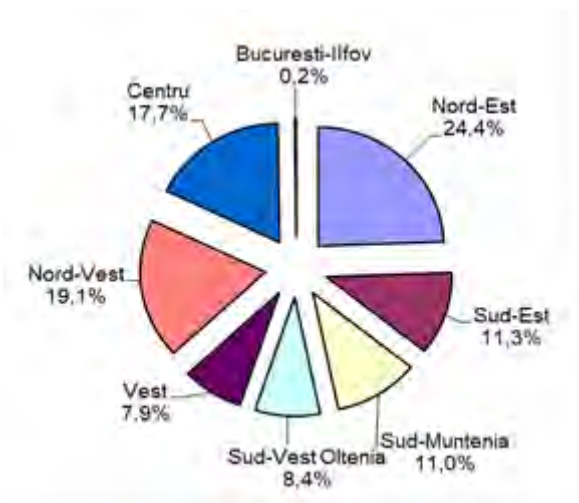
Anul 2019

Figura 3



Anul 2020

Figura 4



Distribuția pe regiuni de dezvoltare arată că ponderea efectivelor de bovine existente la 1 iunie 2020, față de aceeași dată a anului 2019 a crescut în

regiunile Nord-Vest (+0,5 puncte procentuale), Centru (+0,4 pp.), Sud Muntenia (+0,1 pp.) și Vest (+0,1 pp.) și a scăzut în regiunile Nord-Est (-0,4 pp.), Sud-Vest Oltenia (-0,4 pp.), Sud-Est (-0,2 pp.) și București-Ilfov (-0,1 pp.).

În tabelul numărul 5 sunt prezentate datele referitoare la efectivele de bovine existente la 01 iunie 2020, pe regiuni de dezvoltare.

Efectivele de bovine existente la 01 iunie 2020

Tabel 5

	Nord-Est	Sud-Est	Sud Muntenia	Sud-Vest Oltenia	Vest	Nord-Vest	Centru	București-Ilfov	TOTAL
2019	486041	225321	214741	171654	153385	365055	340005	6371	1962573
2020*)	467771	216263	210676	160571	151961	365037	338158	4165	1914602

*) Date provizorii

Sursa: INS comunicat numărul 250 / 21 septembrie 2020

Cu privire la producția de carne în luna iunie 2020 se constată că în luna iunie 2020, față de luna mai 2020, numărul sacrificărilor a crescut la porcine și la ovine și caprine, a scăzut la bovine, iar la păsări a rămas aproape constant. În comparație cu luna iunie 2019, numărul sacrificărilor a crescut la porcine și la păsări, iar la bovine și la ovine și caprine a scăzut. În același timp, greutatea în carcasă a crescut la porcine, iar la bovine, la ovine și caprine și la păsări a scăzut. Datele sunt structurate în tabelul numărul 6.

Sacrificările de animale și păsări (procente)

Tabel 6

	Animale și păsări sacrificate		Greutatea în carcasă	
	Luna Iunie 2020*)		Luna Iunie 2020*)	
	față de:		față de:	
	Iunie 2019	Mai 2020	Iunie 2019	Mai 2020
Bovine - total	87,0	90,4	92,7	93,4
din care: în unități industriale specializate (abatoare)	62,5	100,0	68,6	106,1
Porcine - total	101,5	101,2	103,8	98,1
din care: în unități industriale specializate (abatoare)	109,0	106,4	111,6	103,3
Ovine și caprine - total	82,4	103,7	73,2	118,4
din care: în unități industriale specializate (abatoare)	56,9	82,9	59,2	89,5
Păsări - total	100,7	100,0	97,2	102,5
din care: în unități industriale specializate (abatoare)	99,6	99,0	97,4	101,8

*) Date provizorii

Sursa: INS comunicat numărul 205 / 10 august 2020

În aceeași ordine de idei, greutatea în carcasă a crescut la ovine și caprine și la păsări, iar la bovine și la porcine a scăzut, datele fiind structurate și prezentate în tabelul numărul 7.

Greutatea medie în carcasă la animalele și păsările sacrificate (kilograme)

Tabel 7

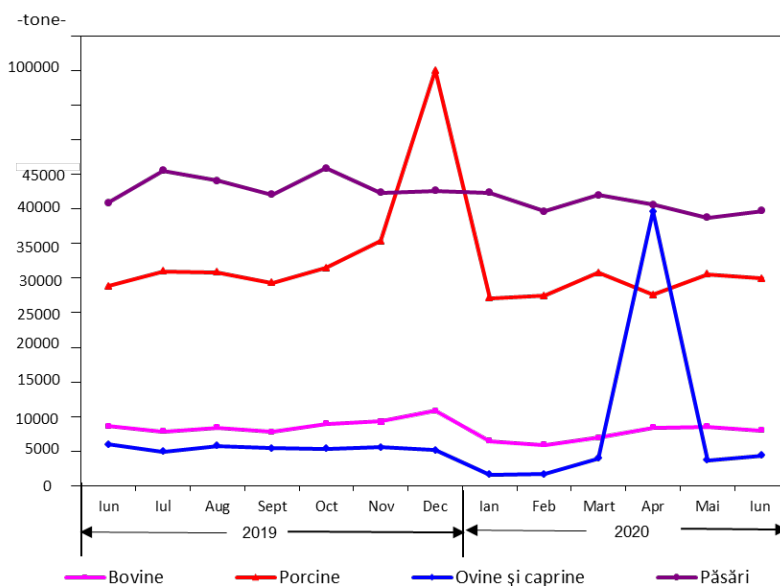
	Greutatea medie în carcasă		
	Iunie 2019	Mai 2020	Iunie 2020*)
Bovine - total	159,5	164,4	169,9
din care: în unități industriale specializate (abatoare)	230,4	238,3	252,9
Porcine - total	88,3	93,1	90,3
din care: în unități industriale specializate (abatoare)	87,9	92,7	90,0
Ovine și caprine- total	14,6	11,4	13,0
din care: în unități industriale specializate (abatoare)	14,6	14,1	15,2
Păsări - total	1,7	1,6	1,6
din care: în unități industriale specializate (abatoare)	1,7	1,6	1,7

*) Date provizorii

Sursa: INS comunicat numărul 205 / 10 august 2020

Evoluția greutății în carcasă a animalelor și a păsărilor sacrificate, în perioada iunie 2019 – iunie 2020

Figura 5



În ceea ce privește cantitatea de lapte de vacă colectată de la exploatațiile agricole și centrele de colectare de către unitățile procesatoare în luna iulie 2020 a scăzut cu 1,8% față de luna iunie 2020 și a crescut cu 2,9% față de luna iulie 2019. De asemenea, cantitatea de lapte de vacă colectată de la exploatațiile agricole și centrele de colectare de către unitățile procesatoare a scăzut cu 0,2% în perioada 01.01–31.07.2020 față de perioada 01.01–31.07.2019.

În tabelul numărul 8 este structurată cantitatea de lapte de vacă colectată de unitățile procesatoare și produsele lactate obținute.

Cantitatea de lapte de vacă colectată de unitățile procesatoare și produsele lactate obținute

Tabel 8

	U.M.	Iulie 2019	Iunie 2020	Iulie 2020	1.I – 31.VII. 2019**)	1.I – 31.VII. 2020 **)
Lapte de vacă colectat de unitățile procesatoare	tone	103947	108979	106965	686151	684889
Conținutul mediu de grăsime	%	3,72	3,75	3,72	3,79	3,80
Conținutul mediu de proteine	%	3,24	3,25	3,24	3,27	3,27
Lapte brut importat	tone	6598	10102	8470	57150	81311
Produse lactate obținute						
Lapte de consum	tone	26246	27479	27011	189158	210256
Smântână de consum	tone	5704	5260	5617	39465	39270
Lapte acidulat*)	tone	19889	17268	18691	132614	134549
Unt	tone	737	897	761	6008	6959
Brânzeturi - total -	tone	8807	10332	9841	58494	60176
din care: din lapte de vacă	tone	7026	8184	8064	49096	51307

*) Include iaurt, iaurt de băut, lapte bătut și alte produse lactate similare.

**) Datele aferente perioadelor cumulate pot diferi de cele rezultate din însumarea lunilor din cauza revizuirii datelor lunare și a rotunjirilor.

Sursa: INS comunicat numărul 240 / 11 septembrie 2020

În luna iulie 2020, comparativ cu luna iunie 2020, cantitatea de lapte de vacă colectată de unitățile procesatoare a scăzut cu 2014 tone. În același timp, producția a scăzut în luna iulie 2020 comparativ cu luna iunie 2020 la următoarele produse lactate: unt cu 136 tone (-15,2%), brânzeturi cu 491 tone (-4,8%) și lapte de consum cu 468 tone (-1,7%).

Creșteri ale producției s-au înregistrat la: lapte acidulat (iaurt, lapte bătut și alte produse lactate similare) cu 1423 tone (+8,2%) și smântână de consum cu 357 tone (+6,8%).

În ceea ce privește cantitatea de lapte brut importată de către unitățile procesatoare, aceasta a scăzut în luna iulie 2020 față de luna precedentă cu 1632 tone (-16,2%).

În luna iulie 2020, față de luna corespunzătoare din anul precedent, cantitatea de lapte de vacă colectată de unitățile procesatoare a crescut cu 3018 tone (+2,9%). De asemenea, creșteri ale producției s-au înregistrat la următoarele produse lactate: brânzeturi cu 1034 tone (+11,7%), unt cu 24 tone (+3,3%) și lapte de consum cu 765 tone (+2,9%). Producția a scăzut la lapte acidulat (iaurt, iaurt de băut, lapte băut și alte produse lactate similare) cu 1198 tone (-6,0%) și smântână de consum cu 87 tone (-1,5%).

Cantitatea de lapte brut importată de către unitățile procesatoare a crescut în luna iulie 2020 cu 1872 tone (+28,4%) față de luna corespunzătoare din anul precedent.

Datele referitoare la evoluția cantității de lapte de vacă colectate de unitățile procesatoare sunt structurate în tabelul numărul 9 și prezentate grafic în figura numărul 6.

Evoluția cantității de lapte de vacă colectate de unitățile procesatoare

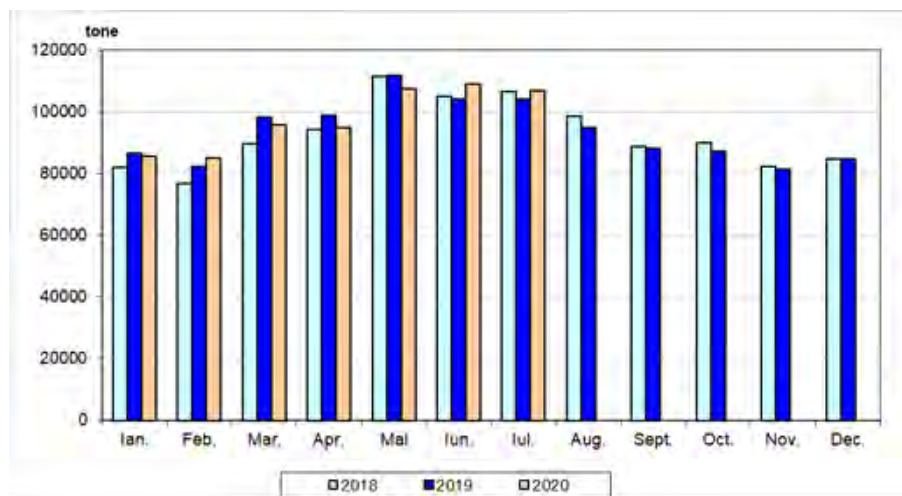
Tabel 9

Ani	UM	Ian.	Feb.	Mar.	Apr.	Mai	Iun.	Iul.	Aug.	Sept.	Oct.	Nov.	Dec.
2018	tone	81986	76835	89502	94161	111428	105017	106679	98552	88802	89843	82368	84597
2019	tone	86720	82336	98315	98912	111765	104156	103947	94953	87975	87255	81349	84644
2020	tone	85641	85122	95737	94834	107611	108979	106965					

Sursa: INS comunicat numărul 240 / 11 septembrie 2020

Evoluția cantității de lapte de vacă colectate de unitățile procesatoare

Figura 6



În perioada 1.01 – 31.07.2020, comparativ cu perioada similară din anul 2019, cantitatea de lapte de vacă colectată de unitățile procesatoare a scăzut cu 1262 tone (-0,2%). De asemenea, producția de smântână de consum a scăzut cu 195 tone (-0,5%).

S-au înregistrat creșteri ale producției la: unt cu 951 tone (+15,8%), lapte de consum cu 21098 tone (+11,2%), brânzeturi cu 1682 tone (+2,9%) și lapte acidulat (iaurt, iaurt de băut, lapte bătut și alte produse lactate similare) cu 1935 tone (+1,5%).

În aceeași ordine de idei cantitatea de lapte brut importată de către unitățile procesatoare a crescut cu 24161 tone (+42,3%) în perioada 1.01 – 31.07.2020 față de perioada similară din anul 2019.

Concluzii

Din studiul efectuat, pe baza căruia s-a definitivat acest articol, rezultă câteva concluzii mai ales practice. În primul rând agricultura a fost afectată în 2020 de seceta prelungită și de lipsa finanțări prin subvențiile care trebuiau să fie încasate la timp.

O a doua concluzie este aceea că efectele crizei sanitare conjugate cu efectele crizei financiar-economice vor avea efecte negative asupra agriculturii și în perioada următoare, adică cu alte cuvinte a anului viitor. În acest context, va scădea producția agricolă în ambele sectoarele, vegetală și animală, ceea ce va face imposibilă alimentarea pieței interne cu produse agroalimentare realizate pe plan intern.

De aici decurge și o altă concluzie și anume că de aici în perioada următoare vor urma importuri mai mari de produse agroalimentare din țările Uniunii Europene, dar și din alte țări din Europa sau poate la unele produse specifice din alte continente. Nu este vorba de un semnal de alarmă, ci este vorba doar de o atenționare serioasă asupra nevoii de a asigura pe cât posibil alocarea de resurse financiare la timp, în măsura posibilităților, pentru a putea da un nou impuls agriculturii românești.

Bibliografie

1. Anghelache, C., Dumitru D, Stoica, R. (2020). Study on the evolution of agricultural activity in Romania in 2019, Romanian Statistical Review, Supplement, 4, 171-183
2. Anghel, M.G., Anghelache, C., Panait, M. (2017). Evolution of agricultural activity in the European Union, Romanian Statistical Review, Supplement, 6, 63-74
3. Anghelache, C., Samson, T., Stoica, R. (2019). European Union policies on rural development of agriculture and industry. Romanian Statistical Review, Supplement, 1, 176-187
4. Anghelache, C. (2018). Structural analysis of Romanian agriculture. Romanian Statistical Review, Supplement, 2, 11-18

-
5. Anghelache, C., Dumitrescu, D. (2015). The Production Indices in Agriculture. Romanian Statistical Review Supplement, 1, 67-71
 6. Bezemer, D., Headey, D. (2008). Agriculture, Development, and Urban Bias. World Development, 36 (8), 1342-1364
 7. Islam, N. (2011). Foreign Aid to Agriculture. Review of Facts and Analysis. International Food Policy Research Institute, Discussion Paper 01053
 8. Quamrul, A., Michalopoulos, S. (2015). Climatic Fluctuations and the Diffusion of Agriculture. The Review of Economics and Statistics, MIT Press, 97(3), 589-609
 9. Institutul Național de Statistică, Comunicat nr. 246 / 15 septembrie 2020
 10. Institutul Național de Statistică, Comunicat nr. 250 / 21 septembrie 2020
 11. Institutul Național de Statistică, Comunicat nr. 205 / 10 august 2020
 12. Institutul Național de Statistică, Comunicat nr. 240 / 11 septembrie 2020

LIVESTOCK AND ANIMAL PRODUCTION AS A RESULT OF THE PANDEMIC AND FINANCIAL CRISIS

Lecturer Ștefan Virgil IACOB PhD (*stefaniacob79@yahoo.com*)

Universitatea Artifex din București

Radu STOICA PhD Student (*radustoica68@yahoo.com*)

Academia de Studii Economice din București

Abstract

Agriculture has always been an important branch of the national economy. In the conditions of 2020, with a pronounced drought, with the obtaining of delayed governmental and European subsidies, agriculture suffered a lot. Under these conditions, this year, due to the turmoil and the internal market due to declining incomes, the impossibility of the normal development of the economy due to the financial crisis, agriculture was no longer the branch to provide domestically the range of products needed for the daily basket of consumers.

The drought has had and will continue to have an effect on the possibilities for obtaining the necessary fodder for the animal sector. Thus, this year there was a continuous decrease in the number of cattle, the number of pigs and even birds raised on specialized farms or in the peasant household. The same trend was manifested by the number of sheep, goats, which decreased and thus creates a big question mark on the food capacity of the country's population, without resorting to massive imports.

The coronavirus pandemic crisis also had effects that combined with other causes that led to decreased animal production, but also plant production. As all specialists predicted, the health crisis will be combined with a financial-economic crisis that humanity has probably not known and not only Romania in recent decades. All this together leads to the conclusion that both livestock and animal production will decrease.

Keywords: agriculture, animal sector, production, crises, developments, national economy.

JEL classification: Q12, Q13, Q14.

Introduction

In this article, the authors set out to make a careful analysis of the evolution of Romanian agriculture at the end of 2020. The situation of livestock, number of pigs and cattle is presented one by one, as an example

because for other animal species the situation is identical, noting that they have decreased. They have decreased both in total and in the number of queens that ensure the perpetuation of the species in the next period.

Data are given in connection with this evolution and a study is made on the situation in structural, territorial profile, by development regions. It is found that in most regions the situation is the same, the decrease in the heads of cattle and pigs and by extension to other goats and sheep.

Tables and graphs highlight this evolution of agriculture in this context. Incidentally, crop production also suffered in 2020, both due to the drought and also due to the delay in granting government and European Union subsidies to farmers. Against this background, we anticipate that in the next period, in the year 2021, the situation will remain negative and this will lead to a very low participation of agriculture in the formation and growth of Gross Domestic Product, but especially in providing food for the population.

We can no longer speak in this context of Romania's agri-food export to the European Union or other areas, as it was in previous periods. To illustrate the situation in the field of animal production, we also referred to the slaughter of animals and birds, the average weight of carcasses in animals and birds that were slaughtered, resulting in an involution characteristic of the entire national economy and with an emphasis on agriculture.

Literature review

Anghelache, C., Dumitru D, Stoica, R. (2020) addressed in their paper the issues related to the evolution of cereals, meat, meat products and dairy products in Romania in 2019. Also, Anghel, Anghelache and Panait (2017) and Anghelache, Samson, Stoica (2019) analyzed taking into account some aspects related to the strategy of the European Union in terms of agricultural activity. Anghelache (2018) addressed issues related to the evolution of Romanian agriculture. In the same vein, Anghelache and Dumitrescu (2015) studied production indices in agriculture. Bezemer and Headey (2008) focused on the measures that can be implemented for agricultural development. Islam (2011) made an analysis of the external possibilities of financing and supporting agriculture. Quamrul and Michalopoulos (2015) investigated the impact of climate fluctuations on the evolution of agriculture.

Methodology

For the correct interpretation of the data, analysis and conclusions we will briefly present some methodological provisions of the National Institute of Statistics and Eurostat. Thus, the statistical survey on cattle existing on June 1, 2020, was conducted in accordance with the provisions of Regulation

(EC) no. Regulation (EC) No 1165/2008 of the European Parliament and of the Council of 19 November 2008 on livestock and meat statistics.

Monthly data on total animal and bird slaughter are obtained by summing data from two sources. The first source is the monthly statistical survey for specialized industrial units (slaughterhouses), which provide data on meat production (number of slaughtered heads, live weight and carcass weight), in accordance with Regulation (EC) No 1782/2003. 1165/2008 of the European Parliament and of the Council on statistics on livestock and meat, published in JOL no. 321 din 1.12.2008. The statistical research is exhaustive (data are collected from about 200 economic operators) and is addressed to all enterprises across the country that have main or secondary activity Meat production and preservation, class 1011 or Processing and preserving of poultry meat class 1012 according to classification CAEN Rev.2. A second source is represented by those estimates of slaughterings outside the slaughterhouses, respectively the number of animals and birds slaughtered and their live weight made by the specialists of the county agricultural directorates of the Ministry of Agriculture and Rural Development. An average coefficient from specialized industrial units (slaughterhouses) was used to obtain the weight in the housing.

The term carcass is defined as: in cattle, the carcass weight is the body weight of the slaughtered animal, whole, after removal of skin, blood and internal organs, without head, udder, tail, kidney fat and legs (separated at the metacarpal and metatarsal joints) ; in pigs, the carcass weight is the weight of the body of the slaughtered animal (whole or divided equally along the spinal cord) after bleeding, without internal organs, hair, hooves, tongue, bone and diaphragm; in sheep and goats, the carcass weight is the body weight of the slaughtered animal, after bleeding and removal of the skin, without internal organs, without head and legs (separated at the metacarpal and metatarsal joints and kidneys and kidney fat are included in the carcass) and in birds , carcass weight means the weight of the slaughtered bird, after bleeding, without flakes, down, internal organs (intestines, liver, heart, pipette), head, neck and claws.

Data, results and discussions

Agriculture has always been an important branch of the national economy. Due to the defective way in which the land fund law was applied, agriculture was demoted decades ago, through fragmentation, the impossibility of applying advanced agrotechnics (mechanization, chemicalization, irrigation, etc.). In the situation where the natural hydrological level in 2020 (drought, I think unprecedented) was absent, agriculture collapsed even more.

To all this is added the current pandemic crisis, which has shaken hands with the economic and financial crisis which, as unprecedented in the following years, has deteriorated plant and animal agriculture without the possibility of immediate recovery.

Community grants were awarded late, with virtually no effect for 2020 and the outlook for 2021 (autumn works and sowing). Compensation for losses incurred by farmers this year is also delayed.

Against this background, agriculture will participate with an insignificant percentage in the formation of the Gross Domestic Product.

In this article we will make references, based on analysis, on the existing livestock and some aspects of animal production. Regarding the herd, we will analyse the situation regarding pigs and cattle.

Thus, the existing pig herds on May 1, 2020 decreased by 1.5% in total and by 5.6% in the queen herd, compared to May 1, 2019, as shown in table number 1:

Pig herds and queens existing on 1 May 2020, compared to 1 May 2019 (ends)

Table 1

	2019	2020 ^{*)}	2020 ^{*)} to 2019 (±)
Pigs - total	3726282	3669342	-56940
of which: actually queen	250982	236843	-14139

^{*)} Provisional data

Source: INS communicated number 246/15 September 2020

The distribution by development regions is shown in figures 1 and 2:

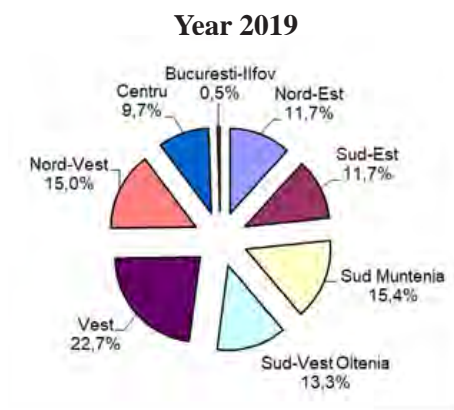
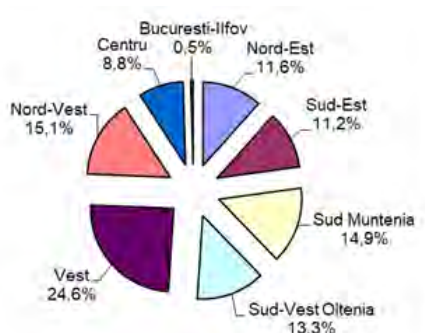


Figure 1

Year 2020

Figure 2



It is found that by development regions the share of pigs existing on May 1, 2020, compared to the same date in 2019 increased in the West (+1.9 percentage points) and North-West (+0.1 pp.), decreased in the Central (-0.9 pp.), South Muntenia (-0.5 pp.), South-East (-0.5 pp.) and North-East (-0.1 pp.) regions, and in the South-West Oltenia and Bucharest-Ilfov regions it remained constant.

The decrease until 1 May 2020 in the number of pigs is shown in Table 2.

Pigs existing on 1 May (heads)

Table 2

Herds of pigs existing on 1 May	2019	2020 ^{*)}
Pigs - total	3726282	3669342
of which: actually queen	250982	236843

*) Provisional data

Source: INS communicated number 246/15 September 2020

Regarding the distribution by development regions, as shown in Figures 1 and 2, they are summarized in Table 3.

Herds of pigs existing on 1 May, by development regions

Table 3

	North-east	South-East	South Muntenia	South-West Oltenia	West	North-West	Center	București-Ilfov	TOTAL
2019	436573	434503	574530	494051	846880	558025	362751	18969	3726282
2020^{*)}	427314	410598	546782	487716	903715	554888	321248	17081	3669342

*) Provisional data

Source: INS communicated number 246/15 September 2020

In relation to cattle herds, we find that by 1 June 2020 they decreased compared to the comparable period of 2019. Thus, the existing cattle herds on 1 June 2020 decreased by 2.4% in total and by 1.7% in the herd queen, compared to June 1, 2019. The data are contained in table number 4 and then represented graphically (structure by regions) figures numbers 3 and 4.

Cattle herds existing on June 1, 2020, by development regions

Table 4

	2019	2020 ^{*)}	2020 ^{*)} to 2019 (±)
Cattle - total	1962573	1914602	-47971
of which: actually queen	1262957	1241059	-21898

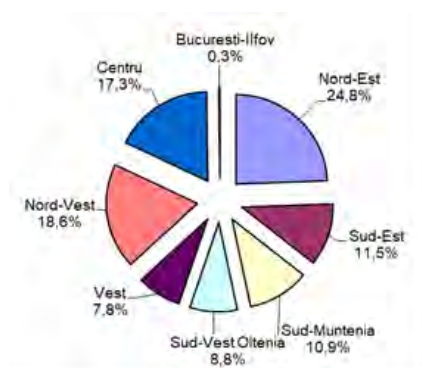
*) Provisional data

Source: INS communicated number 250/21 September 2020

Distribution by developing regions of existing cattle on 1 June.

Year 2019

Figure 3



Year 2020

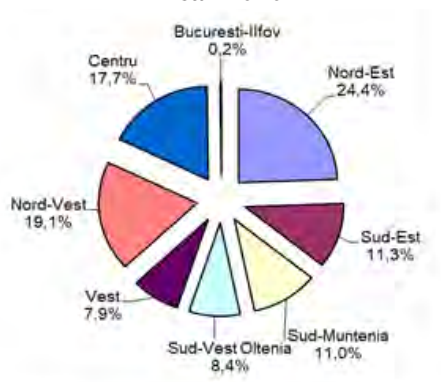


Figure 4

The distribution by development regions shows that the share of cattle existing on June 1, 2020, compared to the same date of 2019 increased in the North-West regions (+0.5 percentage points), Center (+0.4 pp.), South Muntenia (+0.1 pp.) And West (+0.1 pp.) And decreased in the North-East regions (-0.4 pp.), Southwest Oltenia (-0.4 pp.), Sud-Est (-0.2 pp.) And Bucharest-Ilfov (-0.1 pp.).

Table 5 shows the data on cattle existing on 1 June 2020, by development regions.

Cattle herds existing on 1 June 2020

Table 5

	North-east	South-East	South Muntenia	South-West Oltenia	West	North-West	Center	București-Ilfov	TOTAL
2019	486041	225321	214741	171654	153385	365055	340005	6371	1962573
2020*	467771	216263	210676	160571	151961	365037	338158	4165	1914602

*) Provisional data

Source: INS communicated number 250/21 September 2020

Regarding meat production in June 2020, it is found that in June 2020, compared to May 2020, the number of slaughters increased in pigs and sheep and goats, decreased in cattle, and in birds remained almost constant. Compared to June 2019, the number of slaughters increased in pigs and birds, and in cattle and sheep and goats decreased. At the same time, carcass weight increased in pigs, and decreased in cattle, sheep and goats and birds. The data are structured in table number 6.

Animal and bird slaughter (percentages)

Table 6

	Slaughtered animals and birds		Weight in the housing	
	June 2020*) compared to:		June 2020 *) compared to:	
	June 2019	May 2020	June 2019	May 2020
Cattle - totalC	87,0	90,4	92,7	93,4
of which: in specialized industrial units (slaughterhouses)	62,5	100,0	68,6	106,1
Pigs - total	101,5	101,2	103,8	98,1
of which: in specialized industrial units (slaughterhouses)	109,0	106,4	111,6	103,3
Sheep and goats - total	82,4	103,7	73,2	118,4
of which: in specialized industrial units (slaughterhouses)	56,9	82,9	59,2	89,5
Birds - total	100,7	100,0	97,2	102,5
of which: in specialized industrial units (slaughterhouses)	99,6	99,0	97,4	101,8

*) Provisional data

Source: INS communicated number 205/10 August 2020

In the same vein, carcass weight increased in sheep and goats and birds, and in cattle and pigs decreased, the data being structured and presented in Table 7.

Average carcass weight in slaughtered animals and birds (kilograms)

Table 7

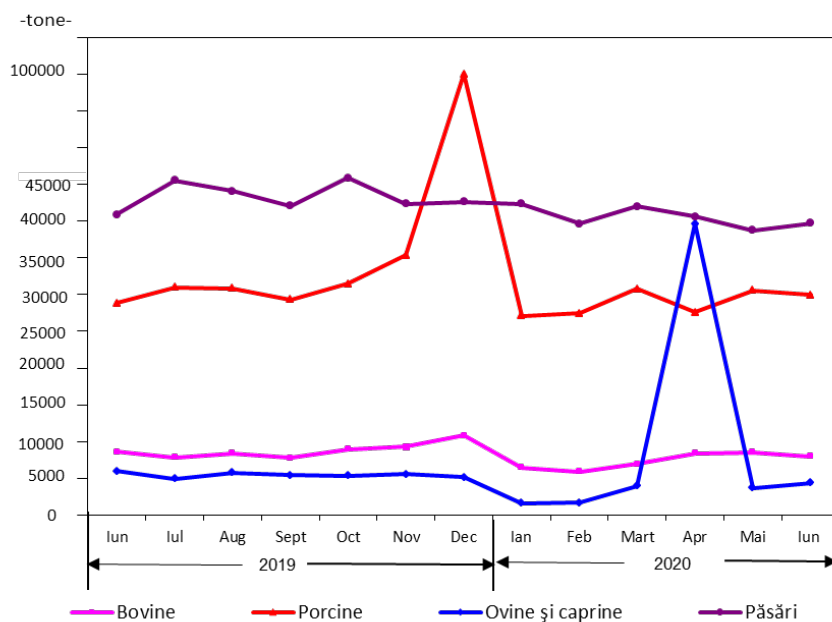
	Average weight in the housing		
	June 2019	May 2020	June 2020*)
Cattle - total	159,5	164,4	169,9
of which: in specialized industrial units (slaughterhouses)	230,4	238,3	252,9
Pigs - total	88,3	93,1	90,3
of which: in specialized industrial units (slaughterhouses)	87,9	92,7	90,0
Sheep and goats - total	14,6	11,4	13,0
of which: in specialized industrial units (slaughterhouses)	14,6	14,1	15,2
Birds - total	1,7	1,6	1,6
of which: in specialized industrial units (slaughterhouses)	1,7	1,6	1,7

*) Provisional data

Source: INS communicated number 205/10 August 2020

Evolution of carcass weight of slaughtered animals and birds, June 2019 - June 2020

Figure 5



Regarding the amount of cow's milk collected from farms and collection centers by processing units in July 2020 decreased by 1.8% compared to June 2020 and increased by 2.9% compared to July 2019. Also, the quantity of cow's milk collected from agricultural holdings and collection centres by processing units decreased by 0.2% in the period 01.01–31.07.2020 compared to the period 01.01–31.07.2019.

Table 8 structures the quantity of cow's milk collected by the processing units and the dairy products obtained.

Quantity of cow's milk collected by processing units and dairy products obtained

Table 8

	U.M.	July 2019	June 2020	July 2020	1.I – 31.VII. 2019**)	1.I – 31.VII. 2020 **)
Cow's milk collected by processing units	tons	103947	108979	106965	686151	684889
Average fat content	%	3,72	3,75	3,72	3,79	3,80
Average protein content	%	3,24	3,25	3,24	3,27	3,27
Imported raw milk	tons	6598	10102	8470	57150	81311
Dairy products obtained						
Drinking milk	tons	26246	27479	27011	189158	210256
Consumable cream	tons	5704	5260	5617	39465	39270
Sour milk *)	tons	19889	17268	18691	132614	134549
Butter	tons	737	897	761	6008	6959
Cheeses - total -	tons	8807	10332	9841	58494	60176
of which: cow's milk	tons	7026	8184	8064	49096	51307

*) Includes yogurt, drinking yogurt, whipped milk and other similar dairy products.

**) Data for cumulative periods may differ from those resulting from the summation of months due to revision of monthly data and rounding.

Source: INS communicated number 240/11 September 2020

In July 2020, compared to June 2020, the amount of cow's milk collected by the processing units decreased by 2014 tons. At the same time, production decreased in July 2020 compared to June 2020 for the following dairy products: butter by 136 tons (-15.2%), cheese by 491 tons (-4.8%) and drinking milk by 468 tons (-1.7%).

Increases in production were recorded for: sour milk (yogurt, whipped milk and other similar dairy products) by 1423 tons (+ 8.2%) and sour cream by 357 tons (+ 6.8%).

Regarding the quantity of raw milk imported by the processing units, it decreased in July 2020 compared to the previous month by 1632 tons (-16.2%).

In July 2020, compared to the corresponding month of the previous year, the amount of cow's milk collected by the processing units increased by 3018 tons (+ 2.9%). Also, increases in production were registered for the following dairy products: cheeses with 1034 tons (+ 11.7%), butter with 24 tons (+ 3.3%) and drinking milk with 765 tons (+2.9 %). Production decreased

for sour milk (yogurt, drinking yogurt, whipped milk and other similar dairy products) by 1198 tons (-6.0%) and sour cream by 87 tons (-1.5%).

The quantity of raw milk imported by the processing units increased in July 2020 by 1872 tons (+ 28.4%) compared to the corresponding month of the previous year.

The data regarding the evolution of the quantity of cow's milk collected by the processing units are structured in table number 9 and presented graphically in figure number 6.

Evolution of the quantity of cow's milk collected by the processing units

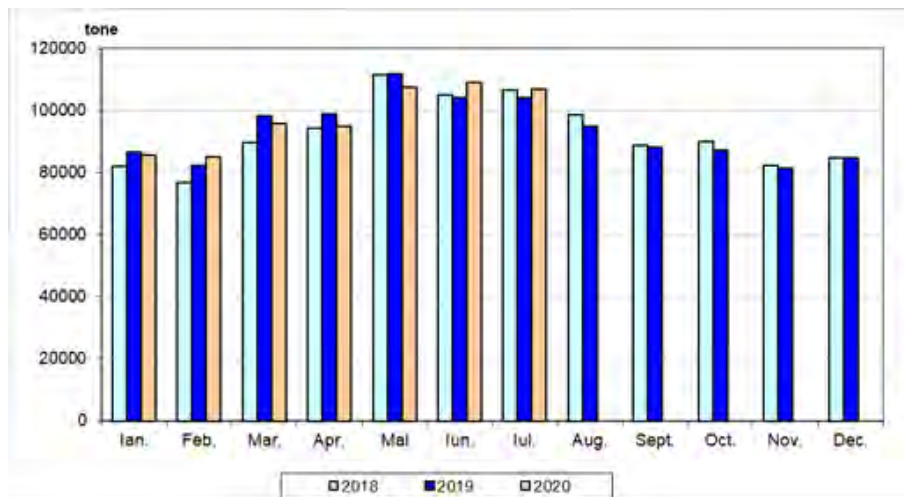
Table 9

Years	UM	January	February	March	April	May	June	July	August	Sept.	Oct.	Nov.	Dec.
2018	tone	81986	76835	89502	94161	111428	105017	106679	98552	88802	89843	82368	84597
2019	tone	86720	82336	98315	98912	111765	104156	103947	94953	87975	87255	81349	84644
2020	tone	85641	85122	95737	94834	107611	108979	106965					

Source: INS communicated number 240/11 September 2020

Evolution of the amount of cow's milk collected by the processing units

Figure 6



In the period 1.01 - 31.07.2020, compared to the similar period in 2019, the quantity of cow's milk collected by the processing units decreased by 1262 tons (-0.2%). Also, the production of consumer cream decreased by 195 tons (-0.5%).

There were increases in production of: butter by 951 tons (+ 15.8%), drinking milk by 21098 tons (+ 11.2%), cheese by 1682 tons (+ 2.9%) and sour milk (yogurt, drinking yoghurt, whipped milk and other similar dairy products) by 1935 tons (+ 1.5%).

In the same order, the quantity of raw milk imported by the processing units increased by 24,161 tons (+ 42.3%) between 1.01 and 31.07.2020 compared to the similar period of 2019.

Conclusions

From the study carried out, on the basis of which this article was finalized, there are some especially practical conclusions. First of all, agriculture was affected in 2020 by the prolonged drought and the lack of funding through subsidies that had to be collected on time.

A second conclusion is that the effects of the health crisis combined with the effects of the financial-economic crisis will have negative effects on agriculture in the next period, in other words next year. In this context, agricultural production in both the vegetable and animal sectors will decrease, which will make it impossible to supply the domestic market with domestically produced agri-food products.

Hence another conclusion, namely that from here in the next period will follow higher imports of agri-food products from European Union countries, but also from other European countries or perhaps to some specific products from other continents. This is not an alarm signal, but only a serious warning about the need to ensure as much as possible the allocation of financial resources in time, as far as possible, in order to give a new impetus to Romanian agriculture.

References

1. Anghelache, C., Dumitru D, Stoica, R. (2020). Study on the evolution of agricultural activity in Romania in 2019, Romanian Statistical Review, Supplement, 4, 171-183
2. Anghel, M.G., Anghelache, C., Panait, M. (2017). Evolution of agricultural activity in the European Union, Romanian Statistical Review, Supplement, 6, 63-74
3. Anghelache, C., Samson, T., Stoica, R. (2019). European Union policies on rural development of agriculture and industry. Romanian Statistical Review, Supplement, 1, 176-187
4. Anghelache, C. (2018). Structural analysis of Romanian agriculture. Romanian Statistical Review, Supplement, 2, 11-18
5. Anghelache, C., Dumitrescu, D. (2015). The Production Indices in Agriculture. Romanian Statistical Review Supplement, 1, 67-71
6. Bezemer, D., Headey, D. (2008). Agriculture, Development, and Urban Bias. World Development, 36 (8), 1342-1364
7. Islam, N. (2011). Foreign Aid to Agriculture. Review of Facts and Analysis. International Food Policy Research Institute, Discussion Paper 01053

-
8. Quamrul, A., Michalopoulos, S. (2015). Climatic Fluctuations and the Diffusion of Agriculture. *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press, 97(3), 589-609
 9. Institutul Național de Statistică, Comunicat nr. 246 / 15 septembrie 2020
 10. Institutul Național de Statistică, Comunicat nr. 250 / 21 septembrie 2020
 11. Institutul Național de Statistică, Comunicat nr. 205 / 10 august 2020
 12. Institutul Național de Statistică, Comunicat nr. 240 / 11 septembrie 2020

Noțiuni teoretice privind riscul de piață în investirea portofoliilor de valori mobiliare

Assoc. prof. Mădălina-Gabriela ANGHEL PhD (*madalinagabriela_angel@yahoo.com*)

Universitatea Artifex din București

Ștefan Gabriel DUMBRAVĂ PhD Student (*stefan.dumbrava@gmail.com*)

Academia de Studii Economice din București

Abstract

Un obiectiv principal al managementului riscului este acela de evaluare și îmbunătățire a performanțelor instituțiilor financiare în contextul asumării de riscuri, în vederea obținerii de profit. Prin urmare, cuantificarea riscului într-o problemă de optimizare a portofoliului este esențială, deoarece aceasta reprezintă primul pas în gestiunea riscului unui portofoliu. Volatilitatea piețelor financiare implică o analiză detaliată a riscurilor, precum și cuantificarea riscurilor care generează soluții optime.

Formarea cea mai utilizată în practică privind problematica selecției portofoliilor eficiente este modelul medie-varianță dezvoltat de Markowitz. Acesta reprezintă o piatră de temelie a teoriei moderne a portofoliului și în ciuda unor puncte de vedere rezervate și a mai multor propuneri de noi măsuri de risc, varianța este încă cea mai utilizată măsură de cuantificare a riscului în practica financiară. Principala abordare constă în faptul că agenții selectează optim portofolii eficiente folosind criteriul medie-varianță. În practică, acest model este larg utilizat pentru a gestiona riscul de portofoliu. Utilizările specifice includ stabilirea alocărilor optime a activelor; cuantificarea câștigurilor din diversificarea internațională și evaluarea performanțelor unui portofoliu.

Modelele de acest tip cuprind distribuțiile rentabilităților caracterizate și comparate cu două statistici: rentabilitatea așteptată și volatilitatea ca măsură de risc. Modelele medie-varianță au o interpretare intuitivă a rezultatelor și în cele mai multe cazuri sunt convenabile din punct de vedere computațional. Unii cercetători contestă aceste avantaje, deoarece practica de a utiliza o distribuție care depinde de doar doi parametri implică neglijarea unor informații, care se dovedesc a fi necesare.

Cuvinte cheie: risc, performanță, portofolii eficiente, valori mobiliare, modele statistico-econometrice.

Clasificarea JEL: C10, G11

Introducere

În general cea mai des utilizată măsură a riscului de piață este Valoarea la Risc (Value-at-Risk-VaR). VaR o măsură de risc specificată în funcție de o cuantilă, a devenit una dintre măsurile cele mai utilizate printre practicieni. Pentru un anumit orizont de timp t și un nivel de încredere β , valoarea la risc a unui portofoliu este cea pierdere de-a lungul orizontului de timp t , care poate fi garantată cu o probabilitate $1 - \beta$. VaR este utilizat deoarece este ușor de calculat, analizat și interpretat. Ca măsură a riscului de piață, VaR are anumite limite recunoscute. Unii cercetători au analizat faptul că VaR nu ia în considerare pierderile care depășesc VaR și că pentru niveluri de încredere diferite acesta poate oferi rezultate contradictorii.

VaR este lipsit de proprietățile de sub-aditivitate și convexitate, fiind o măsură de risc care satisface aceste axiome, devenind o măsură de risc coerentă. Din 1999, conceptul de măsură de risc coerentă a devenit un criteriu de evaluare a măsurilor de risc. Dar, VaR nu este o măsură de risc coerentă, deoarece aceasta nu respectă axioma de sub-aditivitate, implicând faptul că VaR, pentru o combinație de două portofolii, poate fi mai mare decât suma VaR-urilor portofoliilor individuale. Precizăm că VaR este o măsură de risc coerentă numai atunci când aceasta se bazează pe abaterea standard a distribuțiilor normale. Este de remarcat faptul că VaR este în contrast cu diversificarea portofoliului, datorită nerespectării axiomei și consideră că VaR nu este o măsură de risc, deoarece o măsură de risc nu poate încălca axioma de sub-aditivitate.

A fost demonstrat că problema minimizării VaR-ului unui portofoliu poate conduce la mai multe minime locale. De asemenea, optimizarea VaR poate conduce la o problemă neliniară și neconvexă dificilă, foarte greu de rezolvat. De aceea, în ciuda unei cantități considerabile de activitate de cercetare, optimizarea VaR este încă o problemă deschisă studiului, analizelor și interpretărilor.

Din aceste motive, în literatura de specialitate a fost recomandată o altă măsură a riscului portofoliului, și anume Valoarea la Risc Condiționată (CVaR). Pentru un anumit orizont de timp t și nivelul de încredere β , CVaR este nivelul așteptat al pierderii anticipate condiționat de faptul că aceasta este mai mare decât VaR.

Totodată, CVaR este o măsură a riscului care prezintă proprietăți foarte interesante, respectiv CVaR este atractiv pentru că este o măsură de risc coerentă. CVaR fiind o funcție convexă, este relativ ușor de controlat și de optimizat, ca o soluție a unei probleme de optimizare. Prin experimente numerice s-a demonstrat că minimizarea CVaR conduce la soluții aproape optime și minimizarea VaR, având în vedere că VaR nu depășește niciodată

CVaR. Mai mulți autori au creat o nouă tehnică, o formulă de minimizare. Folosind această tehnică, se poate calcula în același timp valoarea VaR și se poate optimiza CVaR. S-a remarcat faptul că măsura CVaR, ca instrument de modelare în cazurile de optimizare, are proprietăți adecvate în mai multe privințe. De asemenea, reducerea CVaR conduce de obicei la un portofoliu cu un VaR mic.

Literature review

Modelele statistico-econometrice de analiză a riscului în ceea ce privește investirea portofoliilor pe piața de capital au fost abordate în lucrările lor de specialiști în domeniu, din care menționăm unele lucrări cum ar fi Anghelache C., Anghel M.G., Iacob Ș.V. (2020), în care autorii s-au concentrat asupra unui model econometric utilizabil în situația acumulării de active și deciziile de portofoliu care sunt luate sub riscul inflației, pornind de la faptul că piața de capital este influențată și de efectul modificărilor de preț. De asemenea, Anghelache C., Dumitru M., Grigorescu D.L. (2020) abordează problema obținerii unui rezultat optim pornind de la estimarea multiplicatorului între două ecuații, demonstrând că soluția optimă sau contractul optim pentru un investitor este dată de două ecuații care conduc la eficiența Pareto, punând astfel în evidență perspectiva fundamentării deciziilor de încheiere a unui contract optim. În aceeași sferă se află și lucrarea lui Anghelache C., Anghel M.G., Iacob Ș.V., Pârțachi I. (2020), în care autorii au abordat problema efectului riscului operațional în contextul plasării investițiilor pe diverse piețe. În ceea ce privește echilibrul pieței de capital, acest aspect este analizat în lucrarea lui de către Black, F. (1972). De asemenea, Hagstromer și Binner (2009) au abordat o serie de aspecte cu privire la selecția portofoliului de instrumente financiare. În aceeași ordine de idei, Linton, O. (2016), este preocupat de aspecte legate de modelarea statistico-econometrică, iar Okhrimenko și Manaenko (2014) au analizat unele aspecte cu privire la factorii determinanți în ceea ce privește adoptarea deciziilor de investiții pe piața de capital.

Metodologie, date, rezultate și discuții

Determinarea frontierelor pentru portofoliile eficiente formate din active se poate efectua utilizând modelul VaR, fundamentat de Markowitz. De asemenea, valoarea la Risc Condiționată (CVaR) poate fi utilizată determinarea riscului portofoliului. Problema investirii portofoliilor de active pe piața de capital nu se poate efectua decât după ce au fost determinate și analizate efectele apariției riscului de piață.

Avantajele lui CVaR față de VaR, ca o măsură a riscului, au condus la dezvoltarea unor concepții care explorează utilizarea CVaR în optimizarea

portofoliului. Astfel, se caracterizează portofolii cu rentabilități așteptate maxime în cazul unor constrângeri CVaR diferite. În aceeași perioadă, apariția unor constrângeri CVaR pot fi utilizate pentru a controla riscul atunci când există un activ de referință (benchmark).

Constatăm că, varianța și CVaR cuantifică riscul din perspective diferite. Varianța măsoară împărțirea în jurul valorii așteptate a unei variabile aleatoare, în timp ce CVaR măsoară pierderea așteptată aferentă celor mai defavorabile cazuri posibile, în funcție de nivelul de încredere stabilit. Modelele medie-varianță și modelele medie-CVaR ar putea duce la soluții diferite. Un portofoliu obținut ca soluție în modelul medie-varianță poate fi considerat inacceptabil de către o autoritate de reglementare, deoarece acesta poate avea un CVaR excesiv de mare, ceea ce conduce la pierderi foarte mari în cazul scenariilor nefavorabile. În același, managerii de fonduri tradiționali pot considera un portofoliu obținut cu modelul medie-CVaR inacceptabil, deoarece acesta ar putea avea o varianță excesiv de mare și, astfel, un indice Sharpe excesiv de mic.

Studiul are ca obiectiv analiza alocării avuției în active, precum și evaluarea implicațiilor generate de impunerea mai multor tipuri de constrângeri în problema de selecție a portofoliului. Alocarea optimă a avuției se calculează prin impunerea unor constrângeri VaR sau CVaR. Integrând o constrângere VaR sau CVaR în politica de construire a portofoliului optim, investitorii pot optimiza în mod direct reducerea riscurilor prin diversificare. În practică, conceptul este impus de multe ori atunci când se utilizează o simulare istorică pentru estimarea VaR și CVaR.

Putem considera că adăugarea unei constrângeri VaR pentru acest model este motivată de faptul că industria de administrare a portofoliilor îl utilizează din ce în ce mai des pentru a stabili anumite limite de risc. O constrângere CVaR în cazul modelului medie-varianță este motivată de faptul că există o serie de avantaje ale folosirii CVaR în loc de VaR pentru a controla riscul.

În activitatea practică se apreciază că modelul medie-varianță a fost pe larg utilizat în domeniul bancar, în timp ce VaR este utilizat pentru calculul cerințelor minime de capital asociate cu expunerea lor la riscul de piață. Reglementarea capitalului bancar pe baza CVaR este, în anumite condiții, mai eficientă decât în cazul modelului VaR.

Granița cu constrângeri CVaR constă în portofolii care, având în vedere constrângerea CVaR, minimizează varianța pentru un anumit nivel așteptat al randamentului. Atunci când constrângerea este atinsă, portofoliile de pe această frontieră pot fi construite folosind fonduri mutuale (K+3), unde K este numărul de stări pentru care portofoliile suferă pierderi egale cu

VaR. În cazul unei constrângeri VaR, acest rezultat simplifică problema de selecție a portofoliului, ceea ce implică faptul că portofoliile de pe granița cu constrângeri CVaR sunt medie-varianță ineficiente.

Opiniile principale cu privire la frontiera cu constrângeri VaR sunt după cum urmează: rentabilitatea așteptată, deviația standard, VaR și CVaR pentru portofoliul unui agent cu constrângeri VaR sunt mai mici decât cele ale unui portofoliu optim fără restricții și distanța unui portofoliu optim cu constrângeri VaR față de frontiera portofoliilor fără constrângeri este mai mare pentru constrângeri VaR și mici pentru agenți cu aversiune scăzută față de risc.

Rezultatul sugerează faptul că o constrângere CVaR este mai eficientă decât o constrângere VaR în procesul de diminuare a pierderilor din modelul medie-varianță. Dacă VaR pentru portofoliul optim cu constrângeri CVaR este apropiat de valoarea portofoliului optim cu constrângeri VaR, CVaR în primul caz este mai mic decât CVaR din a doua situație.

Analizând implicațiile care decurg din impunerea unei constrângeri privind pierderea intermediară maximă într-o problemă de selecție a portofoliului și compararea cu cele care reies din impunerea unor constrângeri VaR sau CVaR, rezultând că în contextul alocării averii în cazul activelor din piețe emergente din ECE, apar soluții contradictorii.

Constrângere drawdown (MD) este o restricție privind setul de portofolii care sunt disponibile pentru selecție și specifică: perioada de timp pentru calculul MD și pragul privind MD.

Interesul în optimizarea portofoliului este evident, constatându-se că modelul medie-varianță poate subestima riscul indus de evenimente extreme. Dacă un manager de portofolii are informații private și este compensat pe baza performanțelor în raport cu un activ de referință, atunci acesta va selecta un portofoliu care nu este optim pentru alt investitor.

Există o legătură între VaR, CVaR și modelul de medie-varianță, rezultatele teoretice cu privire la impactul unei constrângeri MD în cazul modelelor medie-varianță. Concluzia teoretică principală constă în caracterizarea portofoliilor optime în aceste modele atunci când este prezentă o constrângere MD. Mulți autori prezintă exemple practice privind implicațiile în problema de selecție a portofoliilor eficiente.

Setul de portofolii care minimizează varianța pentru diferite niveluri de rentabilitate așteptată este denumit ca frontiera medie-varianță, în timp ce setul acelor portofolii care acționează la fel datorită unor constrângeri care sunt denumite ca portofoliile de pe frontiera medie-varianță cu constrângeri. Portofoliile optime sunt medie-varianță ineficiente atunci când este impusă o constrângere. Concluziile acestei analize sunt acelea că practicienii ar trebui

să fie conștienți de faptul că astfel de constrângeri pot conduce la selectarea de portofolii inefficiente. Investitorii instituționali și manageri de portofoliu, care au în vedere proiectarea unui model de gestionare a portofoliilor cu constrângeri, trebuie să considere că trade-off-ul rentabilitate-risc este foarte diferit.

Înainte de a dezvolta problema optimizării se impune a fi analizate o serie de concepte teoretice privind VaR și CVaR. Astfel, vom introduce conceptul de măsuri de risc coerente, definind un set complet de axiome, care trebuie să fie îndeplinite de o măsură de risc, în sens generalizat.

O măsură a riscului ρ este numită coerentă în cazul în care sunt îndeplinite patru axiome:

- Axioma invariantei la translație pentru o măsură de risc. Astfel, pentru toate pierderile aleatoare X și constantele $\alpha, \rho(X + a) = \rho(X) + \alpha$.
- Axioma subaditivității pentru o măsură de risc. Astfel, pentru toate pierderile aleatorii X și Y , $\rho(X + Y) \leq \rho(X) + \rho(Y)$.
- Axioma omogenității pozitive pentru o măsură de risc. Astfel, pentru toate $\lambda \geq 0$ și pierderile aleatoare X , $\rho(\lambda X) = \lambda \rho(X)$.
- Axioma monotoniei pentru o măsură de risc. în cazul în care $X \leq Y$ pentru fiecare scenariu, atunci $\rho(X) \leq \rho(Y)$.

Aceste precizări sunt importante, deoarece acestea definesc proprietățile statistice pe care trebuie să le respecte o măsură de risc corespunzătoare. Procesul de gestionare a riscurilor are propriile sale reguli științifice definite prin intermediul acestui nou cadru deductiv. Teoria măsurilor de risc coerente se bazează pe ideea că o măsură de risc potrivită este în concordanță cu teoria finanțelor și teoria portofoliului. Consecința coerenței în cazul unei probleme de optimizare a portofoliului este importantă deoarece aceasta păstrează caracteristica de convexitate.

Considerând o anumită cuantilă, cu alte cuvinte pentru un anumit nivel de încredere $\alpha \in (0,1)$ și o variabilă aleatoare X , nivelul VaR corespunzător α este definit prin relația:

$$VaR_{\alpha}(X) = -q_{\alpha}^{+}(X) = -q_{1-\alpha}^{-}(X) = \inf\{\beta | F_X(\beta) \geq \alpha\} \quad (1)$$

Precizăm că $z = f(x,y)$ reprezintă funcția de cost, x este vectorul de decizie, $x \in X \subset \mathbb{R}^n$ și y este o variabilă aleatoare definită pe un spațiu de probabilitate, reprezentând incertitudinile care pot afecta costurile. Distribuția de probabilitate a lui y în \mathbb{R}^m se consideră că are o densitate probabilistică notată cu $p(y)$. Cunoscând distribuția de probabilitate a lui y , z este o variabilă aleatoare. În această situație, distribuția lui z depinde de vectorul de decizie.

Pentru fiecare x , $F_X(\beta)$ definit pe \mathbb{R} , este funcția de repartiție pentru z . Când nivelul de încredere α este dat, probabilitatea ca $f(x, y)$, să nu depășească un anumit prag β este dată de:

$$F_X(\beta) = \int_{f(x,y) \leq \beta} p(y) dy \quad (2)$$

Statistica $VaR_\alpha(X) = -q_\alpha^+(X)$ prezintă pierderile minime ale portofoliului constituit, care pot apărea în cele mai defavorabile a din cazuri, pentru o anumită perioadă de timp. În aceste condiții, VaR este egal cu percentila α a distribuției pierderii VaR, care este cea mai mică valoare astfel încât probabilitatea ca pierderile să depășească sau să fie egale cu această valoare este mai mare sau egală cu α .

Cunoaștem că, VaR se bazează pe probabilități, deci nu poate fi stabilit cu certitudine, ci este mai degrabă un nivel de încredere, care este selectat în avans de către utilizator. Fiind o măsură de risc VaR satisface proprietățile unei măsuri de risc, dar nu reușește să respecte proprietatea de sub-aditivitate și nu este o măsură de risc coerentă. De regulă diversificarea portofoliului conduce întotdeauna la reducerea riscului. VaR contrastează cu diversificarea portofoliului. Se consideră că VaR nu este o măsură de risc, deoarece o măsură de risc nu poate încălca axioma de sub-aditivitate.

În plus, VaR nu este o măsură de risc convexă, aspect care se datorează faptului că sub-aditivitatea și omogenitatea pozitivă implică împreună convexitatea unei funcții, iar VaR nu satisface proprietatea de sub-aditivitate. În cazul unei probleme de optimizare, VaR poate avea mai multe minime locale, ceea ce înseamnă că VaR este nu este convex. Remarcăm faptul că în procesul de minimizare a riscului, numai suprafețele convexe au proprietatea că minimul local, ceea ce conduce la soluții optime la nivel global. Așadar, VaR este unul dintre instrumentele cele mai utilizate pentru gestionarea riscurilor, deși VaR este dificil de optimizat atunci când se calculează pe bază de scenarii.

Cunoaștem că VaR este pierderea minimă care poate apărea în cele mai defavorabile cazuri pentru portofoliu într-o anumită perioadă de timp. În același timp, CVaR reprezintă pierderea așteptată, care poate apărea în cele mai defavorabile cazuri, măsurând cât de mult se poate pierde, în medie, în cazul în care pierderile depășesc VaR. Acesta este o măsură de cuantificare a pierderilor mai mici decât VaR. Deci, CVaR poate fi definit a fi media condiționată a pierderii în raport cu x , în cazul în care pierderea este egală sau mai mare decât $q_\alpha(x)$, conform relației:

$$CVaR = \phi_\alpha(x) = E\{f(x, y) : f(x, y) \geq q_\alpha(x)\} = \frac{1}{1-\alpha} \int_{f(x,y) \geq q_\alpha(x)} f(x, y) p(y) dy \quad (3)$$

În ecuația prezentată se utilizează o altă funcție de distribuție care nu este descrescătoare și continuă, și este obținută prin redimensionarea funcției de distribuție $z = f(x,y)$ pe intervalul $[\alpha, 1]$. Precizăm că CVaR este o măsură de risc coerentă, deoarece aceasta satisface toate cele patru axiome prezentate mai sus.

VaR și CVaR pentru o funcție de pierdere $z = f(x,y)$ pot fi calculați prin rezolvarea unei probleme de optimizare convexă, unidimensională, pentru un anumit nivel de încredere α . Principala abordare constă în utilizarea unei funcții convexe speciale $F_\alpha(x, \beta)$ pentru a caracteriza $\phi_\alpha(x)$ și $q_\alpha(x)$. Funcția caracteristică pentru $\phi_\alpha(x)$ și $q_\alpha(x)$ este definită după cum urmează:

$$F_\alpha(x, \beta) = \beta + (1 - \alpha)^{-1} E\{[f(x, y) - \beta]^+\} \quad (4)$$

unde $[t]^+ = \max(0, t)$

Dacă se minimizează $F_\alpha(x, \beta)$ pentru toate $(x, \beta) \in X \times \mathbb{R}$, obținem rezultatul echivalent al minimizării valorii CVaR $\phi_\alpha(x)$ în funcție de $x \in X$:

$$\min \phi_\alpha(x) = \min F_\alpha(x, \beta) \quad (5)$$

În studiul realizat se pornește de la prezentarea problemei de optimizare ce se concentrează pe surprinderea riscului prin CVaR. Astfel, problema de optimizare are următoarea formă:

$$\min_x \text{CVaR}_\alpha(x), \quad x \in S, \quad (6)$$

unde α reprezintă nivelul de încredere dorit, iar

$$S = \{(x_1, x_2, \dots, x_m) | x_i \geq 0 (i = 1, 2, \dots, m), x_1 + x_2 + \dots + x_m = 1\}$$

În acest caz, x_i este variabila de decizie pentru ponderea în portofoliu a sub-portofoliului i . Se poate converti problema de optimizare dată de relația de mai sus într-o problemă de programare liniară, după cum urmează:

$$\min_{\beta, x} \beta + (1 - \alpha)^{-1} \int_{y \in R^*} [f(x, y) - \beta]^+ p(y) dy, \quad (7)$$

cu $x \in S$

Distribuția de probabilitate comună a rentabilităților $p(y)$ este necunoscută, ceea ce face ca problema (7) să fie mai greu de rezolvat. De aceea, de cele mai multe ori, procesul decizional este influențat de parametrii cu un grad mare de incertitudine, iar punerea sa în aplicare poate fi influențată de anumite erori.

Concluzii

Aspectele cuprinse în articolul realizat pe seama unui studiu atent asupra plasării investițiilor de portofolii de valori mobiliare conduc la unele concluzii mai ales practice. În general, investirea de portofolii în piață este supusă riscului. Luăm acest risc de piață deoarece el este sub influența anumitor factori care acționează în mod diferențiat de la o perioadă de timp la alta. În acest sens, în literatura de specialitate este recomandată ca măsură a riscului valoarea de risc condiționată, pentru că aceste riscuri apar sub influența unor factori.

O concluzie care se desprinde este aceea că plasarea de portofolii a unor valori mobiliare pe piață, va fi însoțită întotdeauna de un risc al pieței și de aici necesitatea de a evalua acest risc al pieței pentru a anticipa cum se finalizează, ca rezultate concret, investirea portofoliilor valorilor mobiliare în piața respectivă.

Există anumite constrângeri în plasarea acestor portofolii și de aceea din articol se desprinde concluzia că studiul trebuie adâncit prin considerarea acestor frontiere, așa încât să putem anticipa cu mai mare precizie riscul de piață pe care îl presupune plasarea de portofolii de valori mobiliare.

Plasarea portofoliilor de active (valori mobiliare) este una care trebuie să țină seama de piață, pentru că dacă nu se anticipează evoluția unor condiții pe care le presupune piața putem avea un risc mult mai ridicat și pe cale de consecință o rentabilitate mult mai redusă.

Bibliografie

1. Anghelache C., Anghel M.G., Iacob Ș.V. (2020). Statistical-econometric methods and models used in the analysis of the capital market under the risk of inflation, *Economic Computation and Economic Cybernetics Studies and Research*, volume 54, issue 2/2020, pp. 41-58
2. Anghelache C., Dumitru M., Grigorescu D.L. (2020). Mathematical model used in substantiating optimal contract, *Theoretical and Applied Economics*, Volume XXVII (2020), No. 2(623), Summer, pp. 5- 18
3. Anghelache C., Anghel M.G., Iacob Ș.V., Pârțachi I. (2020). The study of the effect of the operational risk in the context of moral hazard. *Romanian Statistical Review*, Supplement, no. 8, pp. 25-45
4. Black, F. (1972), *Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing*, *The Journal of Business*, 45.3, 444-55
5. Hagstromer, B., Binner, J.M. (2009). Stock portfolio selection with full-scale optimization and differential evolution. *Applied Financial Economics*, 1559–1571
6. Linton, O. (2016), *Probability, Statistic and Econometrics*, Academic Press
7. Okhrimenko, O., Manaenko, I. (2014). Determinants Of Investment Support: Principles, Mechanisms, Efficiency. *Economics of Development*, 69 (1), 34-40s

THEORETICAL NOTIONS ON MARKET RISK IN INVESTING IN SECURITIES PORTFOLIOS

Assoc. prof. Mădălina-Gabriela ANGHEL PhD (*madalinagabriela_anghel@yahoo.com*)
Artifex University of Bucharest

Ștefan Gabriel DUMBRAVĂ PhD Student (*stefan.dumbrava@gmail.com*)
The Academy of Economic Studies in Bucharest

Abstract

A main objective of risk management is to evaluate and improve the performance of financial institutions in the context of risk-taking, in order to make a profit. Therefore, quantifying risk in a portfolio optimization issue is essential, as it is the first step in managing a portfolio's risk. Financial market volatility involves a detailed analysis of risks, as well as the quantification of risks that generate optimal solutions.

The most used training in practice on the issue of efficient portfolio selection is the medium-variance model developed by Markowitz. It is a cornerstone of modern portfolio theory and despite reserved views and several proposals for new risk measures, variance is still the most widely used measure of risk quantification in financial practice. The main approach is that the agents optimally select efficient portfolios using the medium-variance criterion. In practice, this model is widely used to manage portfolio risk. Specific uses include establishing optimal asset allocations, quantifying gains from international diversification, and evaluating the performance of a portfolio.

Models of this type include the distributions of returns characterized and compared with two statistics: expected return and volatility as a measure of risk. Medium-variance models have an intuitive interpretation of the results and in most cases are computationally convenient. Some researchers dispute these advantages because the practice of using a distribution that depends on only two parameters involves neglecting some information, which proves to be necessary.

Keywords: risk, performance, efficient portfolios, securities, statistical-econometric models.

JEL classification: C10, G11

Introduction

In general, the most commonly used measure of market risk is Value-at-Risk-VaR. VaR a risk measure specified according to a quantile, has become one of the most used measures among practitioners. For a certain time horizon t and a confidence level β , the risk value of a portfolio is that loss over time horizon t , which can be guaranteed with a probability $1 - \beta$. VaR is used because it is easy to calculate, analyse and interpret. As a measure of market risk, VaR has certain recognized limits. Some researchers have analysed that VaR does not take into account losses that exceed VaR and that for different confidence levels it can provide contradictory results.

VaR lacks the properties of sub-additivity and convexity, being a risk measure that satisfies these axioms, becoming a coherent risk measure. Since 1999, the concept of coherent risk measurement has become a criterion for assessing risk measures. But, VaR is not a coherent risk measure because it does not respect the axiom of sub-additivity, implying that VaR, for a combination of two portfolios, can be higher than the sum of the VaRs of the individual portfolios. Please note that VaR is a coherent risk measure only when it is based on the standard deviation of normal distributions. It should be noted that VaR is in contrast to portfolio diversification due to non-compliance with the axiom and considers that VaR is not a risk measure because a risk measure cannot violate the axiom of sub-additivity.

It has been shown that the problem of minimizing the VaR of a portfolio can lead to more local minimums. Also, VaR optimization can lead to a difficult non-linear and non-convex problem, very difficult to solve. Therefore, despite a considerable amount of research activity, VaR optimization is still an open issue for study, analysis and interpretation.

For these reasons, another measure of portfolio risk has been recommended in the literature, namely Conditional Risk Value (CVaR). For a certain time horizon t and confidence level β , CVaR is the expected level of anticipated loss conditioned on the fact that it is higher than VaR.

At the same time, CVaR is a risk measure that has very interesting properties, respectively CVaR is attractive because it is a coherent risk measure. CVaR being a convex function, it is relatively easy to control and optimize, as a solution to an optimization problem. Numerical experiments have shown that minimizing CVaR leads to near-optimal solutions and minimizing VaR, given that VaR never exceeds CVaR. Several authors have created a new technique, a minimization formula. Using this technique, the VaR value can be calculated at the same time and the CVaR can be optimized. It was noted that the CVaR measure, as a modeling tool in optimization cases, has appropriate properties in several respects. Also, the reduction of CVaR usually leads to a portfolio with a low VaR.

Literature review

The statistical-econometric models of risk analysis regarding the investment of portfolios on the capital market were approached in their works by specialists in the field, from which we mention some works such as Anghelache C., Anghel M.G., Iacob Ş.V. (2020), in which the authors focused on an econometric model that can be used in the situation of asset accumulation and portfolio decisions that are taken at the risk of inflation, starting from the fact that the capital market is influenced by the effect of price changes. Also, Anghelache C., Dumitru M., Grigorescu D.L. (2020) addresses the problem of obtaining an optimal result starting from estimating the multiplier between two equations, demonstrating that the optimal solution or the optimal contract for an investor is given by two equations that lead to Pareto efficiency, thus highlighting the perspective of substantiating decisions to conclude a optimal contract. In the same sphere is the work of Anghelache C., Anghel M.G., Iacob Ş.V., Pârţachi I. (2020), in which the authors addressed the issue of the effect of operational risk in the context of placing investments in various markets. Regarding the balance of the capital market, this aspect is analysed in his paper by Black, F. (1972). Hagstromer and Binner (2009) also addressed a number of issues regarding the selection of the portfolio of financial instruments. In the same vein, Linton, O. (2016), is concerned with issues related to statistical-econometric modelling, and Okhrimenko and Manaenko (2014) analysed some aspects of the determinants of investment decisions on capital market.

Methodology, data, results and discussions

The determination of the boundaries for efficient asset portfolios can be performed using the VaR model, based on Markowitz. Also, Conditional Risk Value (CVaR) can be used to determine portfolio risk. The problem of investing asset portfolios on the capital market can only be done after the effects of market risk have been determined and analysed.

The advantages of CVaR over VaR, as a measure of risk, have led to the development of concepts that explore the use of CVaR in portfolio optimization. Thus, portfolios with maximum expected returns are characterized in case of different CVaR constraints. At the same time, the occurrence of CVaR constraints can be used to control risk when there is a benchmark asset.

We find that variance and CVaR quantify risk from different perspectives. Variance measures the sharing around the expected value of a random variable, while CVaR measures the expected loss for the most unfavourable possible cases, depending on the established confidence level. Medium-variance models and average-CVaR models could lead to different

solutions. A portfolio obtained as a solution in the medium-variance model may be considered unacceptable by a regulator, as it may have an excessively high CVaR, which leads to very high losses in unfavourable scenarios. At the same time, traditional fund managers may consider a portfolio obtained with the medium-CVaR model unacceptable, as it could have an excessively high variance and thus an excessively low Sharpe index.

The study aims to analyse the allocation of assets in assets, as well as to evaluate the implications generated by the imposition of several types of constraints in the issue of portfolio selection. The optimal allocation of wealth is calculated by imposing VaR or CVaR constraints. By integrating a VaR or CVaR constraint into the optimal portfolio building policy, investors can directly optimize risk reduction through diversification. In practice, the concept is often imposed when a historical simulation is used to estimate VaR and CVaR.

We can consider that the addition of a VaR constraint for this model is motivated by the fact that the portfolio management industry uses it more and more often to set certain risk limits. A CVaR constraint in the case of the medium-variance model is motivated by the fact that there are a number of advantages of using CVaR instead of VaR to control risk.

In the practical activity it is appreciated that the medium-variance model has been widely used in the banking field, while VaR is used for the calculation of the minimum capital requirements associated with their exposure to market risk. The regulation of bank capital based on CVaR is, under certain conditions, more efficient than in the case of the VaR model.

The CVaR constraint boundary consists of portfolios that, given the CVaR constraint, minimize variance for a certain expected level of return. When the constraint is reached, the portfolios on this border can be built using mutual funds ($K + 3$), where K is the number of states for which the portfolios suffer losses equal to VaR. In the case of a VaR constraint, this result simplifies the problem of portfolio selection, which implies that the portfolios on the border with CVaR constraints are inefficient medium-variance.

The main views on the boundary with VaR constraints are as follows: expected return, standard deviation, VaR and CVaR for the portfolio of an agent with VaR constraints are lower than those of an optimal portfolio without restrictions and the distance of an optimal portfolio with VaR constraints compared to the border of unconstrained portfolios is higher for VaR constraints and low for low risk aversion agents.

The result suggests that a CVaR constraint is more effective than a VaR constraint in the process of reducing losses from the mean-variance model. If the VaR for the optimal portfolio with CVaR constraints is close to

the value of the optimal portfolio with VaR constraints, the CVaR in the first case is lower than the CVaR in the second situation.

Analysing the implications of imposing a maximum intermediate loss constraint on a portfolio selection issue and comparing, it with those arising from the imposition of VaR or CVaR constraints, contradictory solutions.

Drawdown (MD) constraint is a restriction on the set of portfolios that are available for selection and specifies: the time period for calculating the MD and the MD threshold.

The interest in portfolio optimization is obvious, finding that the medium-variance model may underestimate the risk induced by extreme events. If a portfolio manager has private information and is compensated based on performance against a reference asset, then he will select a portfolio that is not optimal for another investor.

There is a link between VaR, CVaR and the mean-variance model, the theoretical results on the impact of an MD constraint on the mean-variance models. The main theoretical conclusion is to characterize the optimal portfolios in these models when an MD constraint is present. Many authors present practical examples of the implications for the selection of efficient portfolios.

The set of portfolios that minimize variance for different levels of expected return is referred to as the medium-variance boundary, while the set of those portfolios that act similarly due to constraints that are referred to as the medium-variance boundary portfolios with constraints. Optimal portfolios are medium-variance inefficient when a constraint is imposed. The conclusions of this analysis are that practitioners should be aware that such constraints can lead to the selection of inefficient portfolios. Institutional investors and portfolio managers, who are considering the design of a constrained portfolio management model, must consider that the profitability-risk trade-off is very different.

Before developing the optimization problem, it is necessary to analyse a series of theoretical concepts regarding VaR and CVaR. Thus, we will introduce the concept of coherent risk measures, defining a complete set of axioms, which must be fulfilled by a risk measure, in a general sense.

A measure of risk ρ is called coherent if four axioms are met:

- Axiom of translation invariance for a measure of risk. Thus, for all random losses X and constants α , $\rho(X + \alpha) = \rho(X) + \alpha$.
- Axiom of subadditivity for a measure of risk. Thus, for all random losses X and Y , $\rho(X + Y) \leq \rho(X) + \rho(Y)$.
- Axiom of positive homogeneity for a measure of risk. Thus, for all $\lambda \geq 0$ and random losses X , $\rho(\lambda X) = \lambda \rho(X)$.

- Axiom of monotony for a measure of risk. In case of $X \leq Y$ for each scenario, then $\rho(X) \leq \rho(Y)$.

These details are important because they define the statistical properties that an appropriate risk measure must meet. The risk management process has its own scientific rules defined through this new deductive framework. The theory of coherent risk measures is based on the idea that an appropriate risk measure is consistent with finance theory and portfolio theory. The consequence of consistency in the case of a portfolio optimization problem is important because it retains the convexity characteristic.

Considering a certain quantum, in other words for a certain level of confidence $\alpha \in (0,1)$ and a random variable X , the corresponding VaR level α is defined by the relationship:

$$VaR_{\alpha}(X) = -q_{\alpha}^{+}(X) = -q_{1-\alpha}^{-}(X) = \inf \{ \beta | F_X(\beta) \geq \alpha \} \quad (1)$$

Please note that $z=f(x,y)$ represents the cost function, x is the decision vector, $x \in X \subset \mathbb{R}^n$ and y is a random variable defined on a probability space, representing the uncertainties that can affect costs. Probability distribution of y in \mathbb{R}^m is considered to have a probabilistic density denoted by $p(y)$. Knowing the probability distribution of y , z is a random variable. In this situation, the distribution of z depends on the decision vector. For everyone x , $F_X(\beta)$ defined on \mathbb{R} , is the distribution function for z . When the confidence level is given, the probability that $f(x, y)$, not to exceed a certain threshold β is given by:

$$F_X(\beta) = \int_{f(x,y) \leq \beta} p(y) dy \quad (2)$$

Statistics $VaR_{\alpha}(X) = -q_{\alpha}^{+}(X)$ presents the minimum losses of the constituted portfolio, which can appear in the most unfavourable of cases, for a certain period of time. Under these conditions, VaR is equal to the percentile α of the VaR loss distribution, which is the lowest value so that the probability of losses exceeding or equalling this value is greater than or equal to α .

We know that VaR is based on probabilities, so it cannot be established with certainty, but rather a level of confidence, which is selected in advance by the user. Being a risk measure VaR satisfies the properties of a risk measure, but fails to respect the sub-additivity property and is not a coherent risk measure. Usually portfolio diversification always leads to risk reduction. VaR contrasts with portfolio diversification. VaR is not considered to be a risk measure, as a risk measure cannot violate the axiom of sub-additivity.

In addition, VaR is not a convex risk measure, which is due to the fact that sub-additivity and positive homogeneity together imply the convexity of a function, and VaR does not satisfy the sub-additivity property. In the case of an optimization problem, VaR may have several local minima, which means

that VaR is not convex. We note that in the process of minimizing risk, only convex surfaces have the property that the local minimum, which leads to optimal solutions globally. Therefore, VaR is one of the most used tools for risk management, although VaR is difficult to optimize when calculating based on scenarios.

We know that VaR is the minimum loss that can occur in the most unfavourable cases for the portfolio in a certain period of time. At the same time, the CVaR represents the expected loss, which can occur in the most unfavourable cases, measuring how much can be lost, on average, if the losses exceed the VaR. This is a measure to quantify losses lower than VaR. Thus, the CVaR can be defined to be the conditional average of the loss in relation to x , if the loss is equal to or greater than $q_\alpha(x)$, according to the relationship:

$$CVaR = \phi_\alpha(x) = E\{f(x, y) : f(x, y) \geq q_\alpha(x)\} = \frac{1}{1-\alpha} \int_{f(x,y) \geq q_\alpha(x)} f(x, y) p(y) dy \quad (3)$$

In the presented equation another distribution function is used which is not decreasing and continuous, and is obtained by resizing the distribution function $z = f(x, y)$ on the interval $[\alpha, 1]$. We specify that CVaR is a coherent risk measure, because it satisfies all four axioms presented above.

VaR and CVaR for a loss function $z = f(x, y)$ can be calculated by solving a convex, one-dimensional optimization problem for a certain confidence level, α . The main approach is to use a special convex function $F_\alpha(x, \beta)$ to characterize $\phi_\alpha(x)$ și $q_\alpha(x)$. The characteristic function for $\phi_\alpha(x)$ and $q_\alpha(x)$ is defined as follows:

$$F_\alpha(x, \beta) = \beta + (1 - \alpha)^{-1} E\{[f(x, y) - \beta]^+\} \quad (4)$$

where $[t]^+ = \max(0, t)$

If minimized $F_\alpha(x, \beta)$ for all $(x, \beta) \in X \times R$, we obtain the equivalent result of minimizing the value CVaR $\phi_\alpha(x)$ according to $x \in X$:

$$\min \phi_\alpha(x) = \min F_\alpha(x, \beta) \quad (5)$$

The study starts from the presentation of the optimization problem that focuses on capturing the risk through CVaR. Thus, the optimization problem has the following form:

$$\min_x CVaR_\alpha(x), \quad x \in S, \quad (6)$$

where α represents the desired confidence level, and

$$S = \{(x_1, x_2, \dots, x_m) | x_i \geq 0 (i = 1, 2, \dots, m), x_1 + x_2 + \dots + x_m = 1\}$$

In this case, x_i is the decision variable for the portfolio share of sub-portfolio i . The optimization problem given by the above relation can be converted into a linear programming problem, as follows:

$$\min_{\beta, x} \beta + (1 - \alpha)^{-1} \int_{y \in R^*} [f(x, y) - \beta]^+ p(y) dy, \quad (7)$$

with $x \in S$

The common probability distribution of returns $p(y)$ is unknown, which makes problem (7) more difficult to solve. Therefore, most of the time, the decision-making process is influenced by parameters with a high degree of uncertainty, and its implementation can be influenced by certain errors.

Conclusions

The aspects contained in the article carried out on the basis of a careful study on the placement of investments in securities portfolios lead to some especially practical conclusions. In general, investing in portfolios in the market is risky. We take this market risk because it is under the influence of certain factors that act differently from one period of time to another. In this sense, in the literature is recommended as a measure of risk the risk value conditioned, because these risks appear under the influence of certain factors.

A conclusion that emerges is that the placement of portfolios of securities on the market will always be accompanied by a market risk and hence the need to assess this market risk in order to anticipate how the investment will be completed, as concrete results, securities portfolios in that market.

There are certain constraints in the placement of these portfolios and therefore the article concludes that the study must be deepened by considering these boundaries, so that we can more accurately anticipate the market risk posed by the placement of securities portfolios.

The placement of asset portfolios (securities) is one that must take into account the market, because if we do not anticipate the evolution of conditions that the market implies we can have a much higher risk and consequently a much lower return.

References

1. Anghelache C., Anghel M.G., Iacob Ș.V. (2020). Statistical-econometric methods and models used in the analysis of the capital market under the risk of inflation, *Economic Computation and Economic Cybernetics Studies and Research*, volume 54, issue 2/2020, pp. 41-58
2. Anghelache C., Dumitru M., Grigorescu D.L. (2020). Mathematical model used in substantiating optimal contract, *Theoretical and Applied Economics*, Volume XXVII (2020), No. 2(623), Summer, pp. 5- 18
3. Anghelache C., Anghel M.G., Iacob Ș.V., Pârțachi I. (2020). The study of the effect of the operational risk in the context of moral hazard. *Romanian Statistical Review*, Supplement, no. 8, pp. 25-45
4. Black, F. (1972), Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing, *The Journal of Business*, 45.3, 444-55
5. Hagstromer, B., Binner, J.M. (2009). Stock portfolio selection with full-scale optimization and differential evolution. *Applied Financial Economics*, 1559–1571
6. Linton, O. (2016), *Probability, Statistic and Econometrics*, Academic Press
7. Okhrimenko, O., Manaenko, I. (2014). Determinants Of Investment Support: Principles, Mechanisms, Efficiency. *Economics of Development*, 69 (1), 34-40s

Tendențe ale datoriei administrației publice a României

Conf. univ. dr. Cristina BURGHELEA

Conf. univ. dr. Nicolae MIHĂILESCU

Conf. univ. dr. Claudia CĂPĂȚÎNĂ

Universitatea „Hyperion” - București

Rezumat

Analiza econometrică prezentată în acest studiu identifică modele econometrice ale dinamicii datoriei publice a României din perioada 2010 – 2018 în forma matematică a unor ecuații de tendință, care sunt confirmate din punct de vedere statistic ca modele viabile, deoarece sunt îndeplinite condițiile impuse pentru formularea acestei aprecieri.

Modelele se referă, în mod distinct, la dinamica datoriei publice totale, a datoriei administrației publice centrale, a administrației publice locale, precum și la dinamica datoriei externe. De asemenea, este elaborat un model al dinamicii datoriei administrației publice care revine la un locuitor și, respectiv, un model al dinamicii proporției datoriei totale a administrației publice în produsul intern brut.

Pe baza modelelor elaborate se estimează datoria publică a României ca proporție în produsul intern brut, ca datorie totală care revine la un locuitor și ca valoare absolută a datoriei totale a administrației publice, centrale și locale, precum și a datoriei externe totale a administrației publice, centrale și locale, pentru anii 2019 și 2020, ca valoare punctuală și ca interval de încredere garantat cu o probabilitate de 95%.

Acest studiu are valoarea și utilitatea unor informații cu caracter preventiv pentru corecția și fundamentarea deciziilor guvernamentale, în vederea încadrării deficitului bugetar în limite neinflaționiste, pentru o politică financiară și bugetară care să mențină echilibrele macroeconomice și stabilitatea economică a țării.

Cuvinte cheie: datoria administrației publice a României, model econometric.

Clasificare JEL: H63

Abstract

The econometric analysis presented in this study identifies models of the dynamics of the public debt of Romania from 2010 – 2018 in the mathematical form of some tendency equations that are statistically confirmed as viable models because the conditions imposed for formulating this assessment are met.

The models refer distinctly to the dynamics of total public debt, central government debt, local government and external debt dynamics. A model of the dynamics of general government debt per capita and a model of the dynamics of the proportion of total general government debt in gross domestic product are also developed.

Based on the developed models, Romania's public debt is estimated as a proportion of gross domestic product, as total debt per capita and as absolute value of the total debt of public, central and local government and the total external debt of public, central government and local, for the years 2019 and 2020, as a point value and as a guaranteed confidence interval with a probability of 95%.

This study has the value and usefulness of preventive information for correcting and substantiating government decisions, in order to frame the budget deficit within non-inflationary limits, for a financial and budgetary policy that maintains the macroeconomic balances and the economic stability of the country.

Keywords: the duty of the Romanian public administration, econometric model.

JEL Classification: H63

Conținutul conceptului de datorie publică și susținerea opțiunii de analiză a dinamicii datoriei publice prin modelare econometrică

Datoria publică este rezultatul direct al existenței deficitelor bugetare care s-au acumulat pe parcursul exercițiilor bugetare anterioare și care au fost finanțate prin împrumutare. De asemenea, datoria publică, prin soldul său, constituie un factor ce explică, într-o oarecare măsură, existența deficitelor bugetare ulterioare și chiar creșterea acestora.

Datoria publică este expresia bănească a obligațiilor existente la un moment dat, ca rezultat al împrumuturilor contractate de stat în nume propriu sau garantate de acesta. Aceasta este formată atât din datoria către persoanele fizice, cât și din datoria către persoanele juridice din țară sau din străinătate.

Datoria publică este stocul datoriei totale brute consolidate a administrației publice la finele perioadei, exprimat la valoarea nominală a următoarelor categorii de pasive guvernamentale (definite în Sistemul

European de Conturi Naționale și Regionale în Comunitate (SEC) ediția 2010): numerar și depozite, titluri de valoare, altele decât acțiuni, exclusiv produse financiare derivate, precum și împrumuturi.

Prin Tratatul de la Maastricht al Uniunii Europene, statele membre sunt obligate să respecte disciplina bugetară prin îndeplinirea a două criterii: un deficit de cel mult 3% din PIB și o datorie ce nu depășește 60% din PIB. Aceste valori de referință se bazează pe concepte definite în metodologia Sistemului European de Conturi Naționale și Regionale în Comunitate (SEC), ediția 2010.

Datoria publică are două posibilități de apariție și existență:

- datoria publică *internă*, care se referă la împrumuturile de stat de pe piața financiară internă, de la persoane fizice și juridice, nerambursate la un moment dat. Ea poate fi contractată de stat sau de autoritățile administrației publice locale, precum și sub forma împrumuturilor garantate de stat.

- datoria publică *externă* reprezintă împrumuturile externe, pe termen scurt, mediu sau lung, contractate direct de stat sau de către autoritățile administrației publice locale, precum și împrumuturile externe garantate de stat.

În funcție de durata pentru care sunt contractate împrumuturile de stat, se disting două forme: a) datorie publică *flotantă* (pe termen scurt - de până la un an) și b) datorie publică *consolidată* (pe termen mai mare de un an – mediu și lung).

Datoria publică a unei țări se poate exprima în valoare absolută, pentru a cunoaște sarcina valorică existentă la un moment dat la care este supusă economia unei țări față de creditorii, în valoare relativă ca proporție în produsul intern brut și, respectiv, ca mărime medie pe un locuitor, pentru a permite efectuarea de comparații, atât în profil dinamic, cât și în profil teritorial.

Statisticile finanțelor guvernamentale surprind activitatea economică a administrației publice, reflectată prin veniturile și cheltuielile guvernamentale, deficitul bugetar, datoria publică, tranzacțiile în active și pasive financiare, alte fluxuri economice și bilanțurile la sfârșitul perioadei.

Responsabilitățile instituționale în cadrul elaborării și raportării către Comisia Europeană a Notificării deficitului și datoriei guvernamentale în baza Procedurii Deficitului Excesiv au fost stabilite prin Protocolul de cooperare privind dezvoltarea Sistemului Național pentru Statistica Finanțelor Guvernamentale, încheiat între Ministerul Finanțelor Publice, Institutul Național de Statistică (cu rol de coordonator la nivel național), Banca Națională a României și Comisia Națională de Prognoză.

Ministerul Finanțelor Publice întocmește, anual, „**Contul general al datoriei publice**”, anexă la Contul general anual de execuție a bugetului

de stat, care se transmite, spre aprobare, Parlamentului României. Contul general al datoriei publice cuprinde „**Contul general al datoriei publice guvernamentale**” și „**Contul general al datoriei publice locale**”. Totodată, Ministerul Finanțelor Publice întocmește anual și prezintă Guvernului, spre aprobare, și Parlamentului, spre informare, „**Raportul privind datoria publică guvernamentală**”, până cel târziu la data de 30 iulie a anului următor celui de raportare.

Sustenabilitatea creșterii economice și echilibrul macroeconomic al României sunt obiective strategice ale programelor de guvernare, care impun o fundamentare argumentată a deciziilor de natură legislativă. Îndeplinirea acestui deziderat este posibilă prin efectuarea de analize și studii de impact asupra echilibrului bugetar, asupra limitării deficitului programat al acestuia, ca proporție în produsul intern brut, respectiv încadrarea sub limita maximă de 3%.

Analizele derulate în contextul acestui studiu de caz sunt în măsură să aducă informații de natură statistică referitoare la dinamica proporției datoriei administrației publice a României în produsul intern brut, precum și asupra dinamicii nivelului absolut al datoriei administrației publice a României.

Studiul dinamicii datoriei publice a României se bazează pe observațiile statistice referitoare la perioada 2010 – 2018 și are în vedere următoarele aspecte:

- A - Analiza dinamicii proporției datoriei administrației publice în produsul intern brut.
- B - Analiza dinamicii datoriei totale a administrației publice (datoriei guvernamentale).
- C - Analiza dinamicii datoriei administrației publice centrale.
- D - Analiza dinamicii datoriei administrației publice locale.
- E - Analiza dinamicii datoriei totale a administrației publice pe un locuitor.
- F - Analiza dinamicii datoriei externe totale a administrației publice.
- G - Analiza dinamicii datoriei externe a administrației publice centrale.
- H - Analiza dinamicii datoriei externe a administrației publice locale.

Metodologia de cercetare

Metodologia de cercetare se desfășoară pe parcursul următoarelor etape:

- se reprezintă grafic dinamica datoriei publice, pentru fiecare indicator, din perioada 2010-2018,
- se alege forma matematică a modelului pe baza reprezentării grafice,
- se definesc estimatorii modelului cu ajutorul metodei celor mai mici pătrate și se verifică semnificația statistică a acestora cu ajutorul „*Criteriului t*”,

- se calculează indicatorii de reprezentare econometrică și se apreciază viabilitatea statistică a modelului pe baza unui ansamblu de testări statistice care vizează: semnificația raportului de corelație cu ajutorul „*Criteriului F*”, normalitatea repartiției variabilei reziduale cu ajutorul „*Criteriului Jarque-Bera*”, existența fenomenului de autocorelare a reziduurilor cu ajutorul „*Criteriului Durbin-Watson*” și respectiv a fenomenului de homoscedasticitate a reziduurilor cu ajutorul „*Heteroskedasticity Test: White*”; de asemenea, se cuantifică „puterea” modelului pentru calculul unor niveluri previzibile ale datoriei administrației publice cu ajutorul „*Coeficientului de neregularitate/inegalitate al lui Theil*”,

- se estimează datoria publică a României ca proporție în produsul intern brut, ca datorie totală care revine la un locuitor și ca valoare absolută a datoriei totale a administrației publice, centrale și locale, precum și a datoriei externe totale a administrației publice, centrale și locale, pentru anii 2019 și 2020, ca valoare punctuală și ca interval de încredere garantat cu o probabilitate de 95%.

Baza de date

Informațiile statistice care vor fi utilizate pentru a analiza dinamica datoriei administrației publice (datoria guvernamentală) sunt sistematizate în Tabelul 1.

Evoluția datoriei guvernamentale conform metodologiei UE (perioada 2010 – 2018)

Tabelul 1

Anii	Datoria totală administrației publice (mil. lei) (Datoria guvernamentală) x_1	Datoria administrației publice centrale (mil. lei) x_2	Datoria administrației publice locale (mil. lei) x_3	Produsul intern brut (PIB) (mil. lei)	Proporția datoriei administrației publice în PIB (%) x_4	Variabila timp t
2010	157.410,4	144.464,1	12.946,4	529.624,0	29,7%	1
2011	191.035,3	176.920,6	14.114,9	562.062,0	34,0%	2
2012	219.761,5	204.437,2	15.322,8	595.367,0	36,9%	3
2013	238.882,3	223.349,8	15.532,5	637.456,0	37,5%	4
2014	262.195,2	246.055,0	16.140,2	668.590,0	39,2%	5
2015	269.151,3	253.353,1	15.798,2	712.588,0	37,8%	6
2016	285.553,1	270.013,6	15.539,5	765.135,0	37,3%	7
2017	301.158,5	286.399,6	14.758,8	856.700,0	35,2%	8
2018	330.046,9	315.932,9	14.114,1	944.220,2	35,0%	9

Anii	Datoria externă totală a administrației publice (mil. lei) x_5	Datoria externă a administrației publice centrale (mil. lei) x_6	Datoria externă a administrației publice locale (mil. lei) x_7	Populația rezidentă la 1 iulie (mil. locuitori)	Datoria totală a administrației publice pe un locuitor (lei) x_8	Variabila timp t
2010	75.479,7	70.160,1	5.319,6	20,29	7.758,03	1
2011	92.871,8	87.158,3	5.713,7	20,20	9.457,19	2
2012	111.258,9	105.264,5	5.992,9	20,10	10.933,41	3
2013	130.144,3	123.930,7	6.213,6	20,02	11.932,18	4
2014	136.655,5	130.333,7	6.321,8	19,95	13.142,62	5
2015	133.069,6	128.022,5	5.047,0	19,87	13.545,61	6
2016	137.268,1	132.588,3	4.679,8	19,76	14.451,07	7
2017	146.129,5	141.956,4	4.173,0	19,64	15.333,94	8
2018	157.800,8	153.818,7	3.982,2	19,53	16.899,48	9

Sursa datelor: Ministerul Finanțelor Publice și Institutul Național de Statistică

A. Analiza dinamicii proporției datoriei totale a administrației publice în produsul intern brut din perioada 2010 – 2018 și previziuni pentru anii 2019 și 2020

Analiza dinamicii proporției datoriei totale a administrației publice a României în produsul intern brut are ca obiectiv definirea unui model matematic care să sintetizeze legitatea tendinței acestui indicator cu valențe de viabilitate recunoscute din punct de vedere statistic. Pentru îndeplinirea obiectivului propus vom folosi seria dinamică a proporției datoriei administrației publice - totale a României în produsul intern brut, înregistrată în perioada 2010 – 2018, variabila x_4 (Tabelul 1.).

Definirea modelului și calculul indicatorilor de reprezentare econometrică

Reprezentarea grafică a dinamicii proporției datoriei administrației publice - totale a României în produsul intern brut (Figura 1.) oferă o informație suficient de edificatoare, prin modul de dispunere a norului de puncte, privind forma evoluției.

Pe parcursul primilor 5 ani ai perioadei analizate (2010-2014) se conturează o tendință de creștere a proporției la care ne referim, de la 29,7% în anul 2010, la 39,2% în anul 2014. Anii următori, 2015-2018, evidențiază însă diminuări succesive, cu remarcă faptului că în anul 2018 se înregistrează nivelul de 35,0%. În condițiile acestei serii dinamice se consideră oportun să se opteze pentru o ecuație de tendință în formă parabolică de gradul doi,

pentru seria nivelurilor estimate: $\hat{x}_t = a + b \cdot t + c \cdot t^2$

iar nivelurile reale sunt reprezentate de ecuația: $\hat{x}_t = a + b \cdot t + c \cdot t^2 + u$,

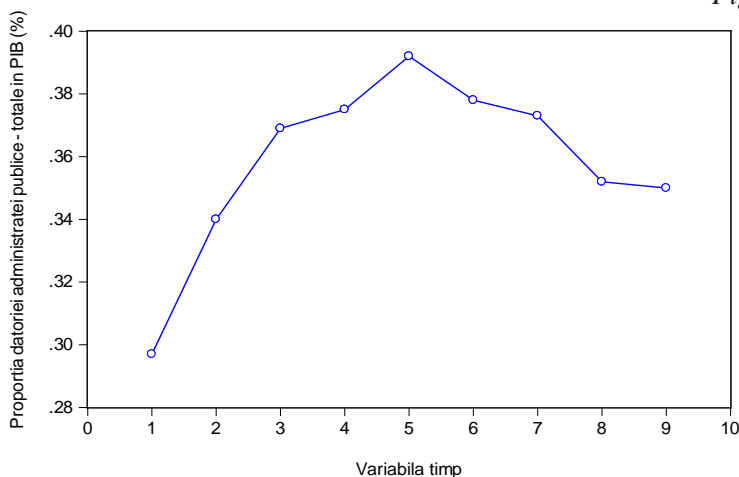
în care „t” este variabila timp și „u” este variabila reziduală.

Observații: Conform datelor publicate de EUROSTAT, la sfârșitul anului 2018, România (35,0% din PIB) s-a situat pe locul 7 între statele membre UE cu cel mai scăzut nivel de îndatorare după Estonia (8,4% din PIB), Luxemburg (21,4% din PIB), Bulgaria (22,6% din PIB), Republica Cehă (32,7% din PIB), Danemarca (34,1% din PIB) și Lituania (34,2% din PIB).

Un număr de 14 state membre au înregistrat, la finele anului 2018, un nivel al datoriei publice guvernamentale în PIB de peste 60% din PIB, cele mai ridicate niveluri înregistrându-se în Grecia (181,1%), Italia (132,2%), Portugalia (121,5%), Belgia (102,0%) și Spania (97,1%).

Reprezentarea grafică a dinamicii proporției datoriei administrației publice - totale a României în produsul intern brut, din perioada 2010-2018

Figura 1.



În cazul modelului polinomial de grad ul doi, $\hat{x} = a + b \cdot t + c \cdot t^2$, sistemul de ecuații care oferă posibilitatea determinării valorilor celor trei estimatori ai modelului, prin aplicarea metodei celor mai mici pătrate, este următorul:

$$\begin{cases} \Sigma x_4 = n \cdot a + b \cdot \Sigma t + c \cdot \Sigma t^2 \\ \Sigma x_4 \cdot t = a \cdot \Sigma t + b \cdot \Sigma t^2 + c \cdot \Sigma t^3 \\ \Sigma x_4 \cdot t^2 = a \cdot \Sigma t^2 + b \cdot \Sigma t^3 + c \cdot \Sigma t^4 \end{cases}$$

Estimatorii modelului sunt supuși unei metodologii de verificare a semnificației statistice în baza „**Criteriului t**”. Se obține informația că estimatorii sunt semnificativ diferiți de zero, deoarece pragurile de semnificație aferente sunt inferioare limitei maxime de 5% și prin aceasta se susține calitatea statistică a modelului.

Indicatorii de reprezentare econometrică sunt expuși atât în Tabelul 2.a., ca tabel sinoptic general pentru o serie de indicatori, cât și în Tabelul 2.b., Tabelul 3. și Tabelul 4., pentru aspecte econometrice complementare și, de asemenea, în graficele din Figura 2. și Figura 3. Se menționează că pentru îndeplinirea obiectivelor de calcul și testare statistică s-a utilizat programul informatic Eviews.

Tabelul sinoptic al indicatorilor de reprezentare econometrică care caracterizează dinamica proporției datoriei administrației publice - totale a României în produsul intern brut, din perioada 2010-2018, pe baza unui model polinomial (parabolă) de gradul doi

Tabelul 2.a.

Variabila dependentă: x_4 = Proporția datoriei administrației publice - totale în PIB				
Metoda celor mai mici pătrate				
Perioada supusă analizei: 2010 – 2018; Numărul observațiilor incluse în model: 9				
$\hat{x}_4 = a + b \cdot t + c \cdot t^2$ = ecuația de tendință: polinom (parabolă) de gradul 2				
$\hat{x}_4 = 0,265095 + 0,043462 \cdot t - 0,003915 \cdot t^2$				
Variabile	Coefficient	Estimația erorii standard a coeficientului	t-statistic	Prob. (pragul de semnificație)
t „b”	0,043462	0,005315	8,176641	0,0002
t ² „c”	-0,003915	0,000518	-7,551184	0,0003
C „a”	0,265095	0,011576	22,89999	0,0000
Coefficientul de determinare: R^2	0,921597	Valoarea medie a variabilei dependente x_4		0,358444
R^2 ajustat (corectat)	0,895463	Estimația abaterii standard a variabilei dependente		0,028139
Estimația erorii medii a ecuației de tendință (regresie): $\hat{\sigma}_{x_4, \hat{x}_4}$	0,009098	Criteriul de informare statistică Akaike		-6,300365
Suma pătratului reziduurilor	0,000497	Criteriul Schwarz		-6,234623
Log likelihood	31,35164	Criteriul Hannan-Quinn		-6,442235
F-statistic	35,26394	Coeficientul Durbin-Watson		2,058668
Prob. (pragul de semnificație) (F-statistic)	0,000482	Coeficientul de neregularitate/inegalitate Theil		1,0335%
Skewness (Coeficientul de asimetrie)	0,120803	Coeficientul Jarque-Bera		0,907464
Kurtosis (Coeficientul de boltire/aplatizare)	1,463273	Probabilitatea (Jarque-Bera)		0,635253

Intervalele de încredere pentru estimatorii parametrilor modelului definit printr-un polinom (parabolă) de gradul doi, în funcție de trei praguri de semnificație (q)

Tabelul 2.b.

Perioada supusă analizei: 2010 – 2018; Numărul observațiilor incluse în model: 9							
		$P = 90\%; (q = 10\%)$		$P = 95\%; (q = 5\%)$		$P = 99\%; (q = 1\%)$	
Variable	Coefficient	Lim. inf.	Lim. sup.	Lim. inf.	Lim. sup.	Lim. inf.	Lim. sup.
t	„b” = 0,043462	0,033133	0,053790	0,030456	0,056468	0,023755	0,063168
t^2	„c” = -0,003915	-0,004922	-0,002907	-0,005183	-0,002646	-0,005836	-0,001993
C	„a” = 0,265095	0,242601	0,287590	0,236769	0,293421	0,222177	0,308013

Limitele, inferioară și superioară, calculate pentru fiecare estimator al modelului (Tabelul 2.b.), se conformează următoarei metodologii:

- limita inferioară se obține prin scăderea erorii limită din valoarea estimatorului, iar

- limita superioară se obține prin adunarea erorii limită la valoarea estimatorului,

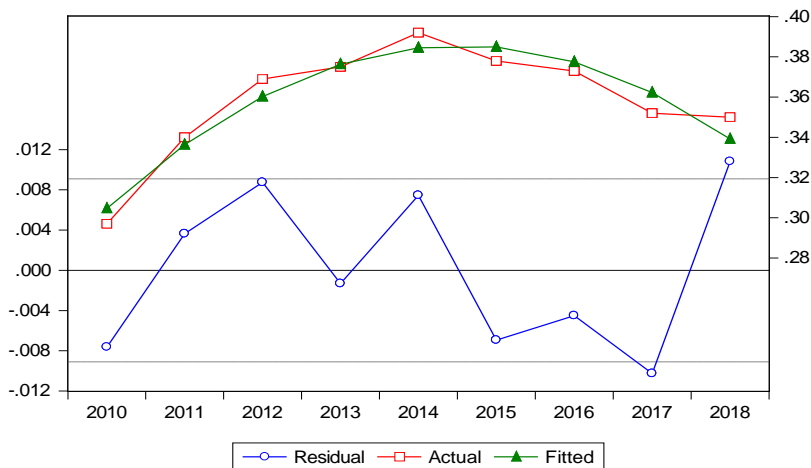
- eroarea limită se determină pentru fiecare prag de semnificație și pentru fiecare estimator de coeficient prin produsul valorii critice cu estimația erorii standard a coeficientului din Tabelul 2.a.,

- valoarea critică urmează o lege de repartiție Student și depinde de mărimea pragului de semnificație (q) dispus bilateral și de numărul gradelor de libertate ($f = n - k = 9 - 3 = 6$), $t_{q,f} = +/-2,447$.

Valoarea estimatorului „c” este negativă în condițiile faptului că parabola dinamicii indicatorilor estimați pentru datoria administrației publice – totale are un maxim în anul 2014 și se reduce în anii următori 2015 – 2018. De exemplu, cu o probabilitate de 95%, care de regulă este preferată să fie luată în considerație, se cunoaște că acest estimator este situat în intervalul – 0,005183 și – 0,002646.

Prezentarea grafică a reziduurilor, a nivelurilor reale și a nivelurilor estimate ale proporției datoriei administrației publice - totale a României în produsul intern brut, din perioada 2010-2018, pe baza modelului polinomial de gradul doi

Figura 2



Notă: Legenda graficului (Figura 2.) este explicată astfel:

Residual = seria valorilor variabilei reziduale

Actual = seria valorilor reale ale proporției datoriei administrației publice - totale a României în produsul intern brut, din perioada 2010 – 2018

Fitted = seria valorilor estimate ale proporției datoriei administrației publice - totale a României în produsul intern brut, din perioada 2010 – 2018, pe baza ecuației de tendință (regresie), care are forma unui polinom de gradul doi.

În Tabelul 3 sunt listate date comparative ale nivelurilor reale și respectiv estimate, pe baza ecuației de tendință (parabolă de gradul doi), privind proporția datoriei administrației publice - totale a României în produsul intern brut, din perioada 2010 – 2018. Diferența dintre aceste categorii de date reprezintă nivelurile reziduale (termenul de eroare), iar plaja reziduurilor oferă o formă grafică a modului în care sunt dispuse reziduurile în raport cu estimatorul erorii standard a ecuației de tendință (regresie). Se urmărește ca valorile reziduale să se poziționeze într-o formă de alternanță față de origine, pentru a confirma dacă acestea nu sunt afectate de fenomenul de autocorelare și, după cum se constată, acest deziderat este îndeplinit.

De asemenea, se poate constata că mărimea reziduurilor nu depășește o eroare limită marcată de produsul valorii critice a lui $t_{\text{tabelar}} = \pm 2,447$, pentru o probabilitate de 95% (pragul de semnificație este dispus bilateral) și

6 grade de libertate (în baza legii de distribuție Student), $f = n - k = 9 - 3 = 6$,
 cu estimăția erorii medii a ecuației de tendință, $\hat{\sigma}_{x_4, \hat{x}_4} = 0,009098$,

$$(\hat{\Delta} = \pm 2,447 \cdot 0,009098 = \pm 0,02226).$$

Aceste constatări statistice conferă modelului parabolic de gradul doi viabilitatea de reprezentare corectă a realității, particularizată la perioada 2010 - 2018.

**Seria nivelurilor reale, a nivelurilor estimate privind dinamica
 proporției datoriei administrației publice - totale în produsul intern brut
 pe baza ecuației de tendință care are o formă polinomială de gradul doi
 și respectiv plaja termenului rezidual**

Tabelul 3.

Anul	Proporția datoriei administrației publice - totale în produsul intern brut - niveluri reale x_4	Proporția datoriei administrației publice - totale în produsul intern brut - niveluri estimate \hat{x}_4	Reziduuri $u = x_4 - \hat{x}_4$	Plaja reziduurilor $\hat{\sigma}_{x_4, \hat{x}_4} = \pm 0,009098$ 0 $-\hat{\sigma}_{x_4, \hat{x}_4} + \hat{\sigma}_{x_4, \hat{x}_4}$
2010	0,29700	0,30464	-0,00764	. * .
2011	0,34000	0,33636	0,00364	. * .
2012	0,36900	0,36025	0,00875	. . *
2013	0,37500	0,37631	-0,00131	. * .
2014	0,39200	0,38454	0,00746	. . *
2015	0,37800	0,38494	-0,00694	. * .
2016	0,37300	0,37752	-0,00452	. * .
2017	0,35200	0,36226	-0,01026	* . .
2018	0,35000	0,33918	0,01082	. . *
Total	3,22600	3,22600	0,00000	

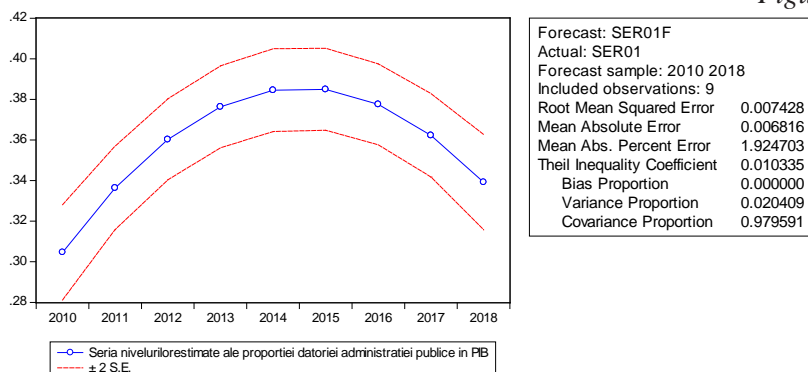
Tabelul 4.

Heteroskedasticity Test: White				
„Criteriul F” : F-statistic	1,181159	Prob. F(4,4)	0,4379	
„Criteriul ” : χ^2 $n \cdot R^2$	4,873753	Prob. Chi-Square(4)	0,3005	
Testul ecuației: Variabila dependentă: $z = u^2 = (x_4 - \hat{x}_4)^2$				
Metoda celor mai mici pătrate				
Perioada supusă analizei: 2010 – 2018; Numărul observațiilor incluse în model: $n = 9$				
Ecuația de tendință (regresie) auxiliară: $\hat{z} = a + b \cdot t + c \cdot t^2 + d \cdot t^3 + e \cdot t^4$				
Ecuația de tendință (regresie) auxiliară: $\hat{z} = (7,58E - 05) - (3,36E - 05) \cdot t + (1,08E - 05) \cdot t^2 - (1,65E - 06) \cdot t^3 + (1,03E - 07) \cdot t^4$				
Variabile	Coefficienții ecuației de tendință auxiliare	Estimația erorii standard a coeficientului	t-statistic	Prob. (pragul de semnificație)
C „a”	(7,58E-05)	0,000147	0,514700	0,6339
t „b”	(-3,36E-05)	0,000180	-0,186559	0,8611
t ² „c”	(1,08E-05)	(6,82E-05)	0,158583	0,8817
t.t ² „d”	(-1,65E-06)	(1,00E-05)	-0,164559	0,8773
t ² .t ² „e”	(1,03E-07)	(4,97E-07)	0,206883	0,8462
Coeficientul de determinare: R ²	0,541528	Valoarea medie a variabilei dependente	(5,52E-05)	
R ² ajustat (corectat)	0,083056	Estimația abaterii standard a variabilei dependente	(3,98E-05)	
Estimația erorii medii a ecuației de tendință (regresie) auxiliare: $\hat{\sigma}_{z,\hat{z}}$	(3,81E-05)	Criteriul de informare statistică Akaike	-17,21012	
Suma pătratului reziduurilor	(5,82E-09)	Criteriul Schwarz	-17,10055	
Log likelihood	82,44556	Criteriul Hannan-Quinn	-17,44657	
F-statistic	1,181159	Coeficientul Durbin-Watson	3,518334	
Prob. (pragul de semnificație) (F-statistic)	0.437851			

Reprezentarea grafică din Figura 3., prin forma polinomului de gradul doi a modelului econometric, ilustrează legitatea statistică a dinamicii proporției datoriei administrației publice - totale a României în produsul intern brut, din perioada 2010 – 2018 și, de asemenea, se conturează o tendință previzibilă de diminuare a acestui indicator în segmentele de timp următoare.

Reprezentarea grafică a seriei cu valorile estimate ale dinamicii proporției datoriei administrației publice - totale a României în produsul intern brut și a limitelor care le încadrează în condițiile a două estimări ale erorii medii a ecuației de tendință (regresie în funcție de variabila timp) – polinom (parabolă) de gradul doi

Figura 3.



Interpretarea indicatorilor de reprezentare econometrică și aprecierea viabilității modelului parabolic de gradul doi privind dinamica proporției datoriei administrației publice - totale a României în produsul intern brut, din perioada 2010 – 2018

Interpretarea rezultatelor obținute se referă la semnificația indicatorilor de reprezentare econometrică pe baza cărora se apreciază calitatea și atestarea de viabilitate a modelului.

Modelul econometric exprimat de un polinom de gradul doi, care este folosit pentru a sintetiza dinamica nivelului proporției datoriei administrației publice - totale a României în produsul intern brut din perioada 2010-2018, are următoarea formă analitică:

$$\hat{x}_4 = 0,265095 + 0,043462 \cdot t - 0,003915 \cdot t^2$$

iar pe baza calculelor și testărilor efectuate se poate acorda calificativul de model pe deplin viabil, deoarece are susținerea statistică necesară. În sprijinul acestei aprecieri sunt următoarele rezultate:

1.- În baza „*Criteriului t*”, parametrii ecuației de tendință au mărimi semnificativ diferite de zero, deoarece verificarea ipotezei nule a fiecărui parametru este apreciată prin praguri de semnificație mai mici de 5%. Se precizează că prin verificarea ipotezei nule s-a infirmat caracterul nesemnificativ al diferenței dintre mărimea fiecărui parametru din ecuația de tendință și zero.

Se identifică, pentru fiecare parametru, următoarea inegalitate: $t_{\text{statistic}} > t_{\text{tabelar}}$, în care, $t_{\text{tabelar}} = t_q; f = n - k = t_q = 0,05; f = 9 - 3 = 6 = +/-2,447$, corespunzător unei probabilități minime de 95% (pragul de semnificație: $q = 0,05$ este dispus bilateral), conform legii de repartiție Student. Prin această constatare se conchide că modelul a fost corect specificat, identificat și estimat, parametrii ecuației de tendință prezintă o bună eficiență dacă modelul parabolic de gradul doi este utilizat pentru extrapolarea evoluției sau la calculul unor prognoze.

Notă: Numărul gradelor de libertate aferent factorului de probabilitate (valorii critice) t_{tabelar} este: $f = n - k = 9 - 3 = 6$, în care n este numărul observațiilor, iar k reprezintă numărul parametrilor din ecuația de tendință (polinom de gradul doi).

2.- Testul de normalitate al repartiției variabilei reziduale („**Testul Jarque-Bera**”) confirmă ipoteza de existență a unei asemănări semnificative între repartiția empirică și repartiția teoretică normală (Gauss-Laplace), cu o probabilitate de 63,5253% - se acceptă ipoteza nulă, se menționează că indicatorul statistic Jarque-Bera urmează o lege de repartiție χ^2 , cu 2 grade de libertate. Prin această confirmare statistică se îndeplinește o condiție de viabilitate și o ipoteză de lucru necesară, atunci când se elaborează un model econometric.

3.- „**Coefficientul statistic Durbin-Watson**”, prin mărimea sa ($DW = 2,058668$), atestă inexistența fenomenului de autocorelare a variantelor termenului de eroare (se acceptă ipoteza nulă H_0) și prin aceasta suportul statistic de apreciere a calității modelului polinomial de gradul doi confirmă viabilitatea modelului.

4.- în baza „**Criteriului F**”, raportul de corelație a variabilei endogene în funcție de variabila timp este semnificativ diferit de zero (se respinge ipoteza nulă H_0), cu un prag de semnificație foarte mic ($q = 0,000482$), legitimând modelul ca viabil.

5.- Expresia relativă a estimației erorii standard a ecuației de tendință, care are forma unui polinom (parabolă) de gradul doi în raport cu valoarea medie a proporției datoriei administrației publice - totale a României în produsul intern brut din perioada 2010 – 2018, este de 2,538%, o mărime convenabilă, poziționată sub o limită restrictivă de 10%, pentru a considera modelul polinomial (parabolă de gradul doi) pe deplin viabil.

$$V = \frac{\hat{\sigma}_{x_4, \hat{x}_4}}{\bar{x}_4} \cdot 100 = \frac{0,009098}{0,358444} \cdot 100 = 2,538\%$$

6.- „*Coefficientul de neregularitate (inegalitate) al lui Theil*” confirmă, prin mărirea sa, poziționată sub pragul de 5%, $Th = 1,0335\%$, că ecuația de tendință, modelul polinomial (parabolă de gradul doi) este susținut din punct de vedere statistic pentru calculul prognozei.

7.- „*Heteroskedasticity Test: White*” confirmă starea de homoscedasticitate a modelului elaborat, pătratul variabilei reziduale nu se corelează cu variabila exogenă (variabila timp) și, în aceste condiții, obținem dovada statistică că dispersia reziduurilor este constantă. Concluzia rezultată este formulată pe baza a două criterii statistice: „*Criteriul F*” și „*Criteriul χ^2* ”. Se susține, astfel, viabilitatea modelului reprezentat printr-un polinom (parabolă) de gradul doi.

Pe baza acestor constatări statistice se asigură calculul unor estimări eficiente a nivelului proporției datoriei administrației publice - totale a României în produsul intern brut pentru anii 2019 și 2020, prin luarea în considerare a unei erori limită ($\hat{\Delta}$), calculată ca produs între factorul de probabilitate ($t_{q, f=n-k}$), care urmează o lege de repartiție Student și estimarea erorii medii a ecuației de tendință, $\hat{\sigma}_{x_4, \hat{x}_4}$.

Calculul nivelului estimat al proporției datoriei administrației publice - totale a României în produsul intern brut, pentru anii 2019 și 2020

Nivelul punctual al prognozei proporției datoriei administrației publice - totale a României în produsul intern brut, pentru anul 2019, este:

$$\hat{x}_{4-2019} = 0,265095 + 0,043462 \cdot 10 - 0,003915 \cdot 10^2 = 0,30821; 30,821\%$$

Pe baza legii de repartiție Student cu dispunere bilaterală a pragului de semnificație de 5% și 6 grade de libertate se determină eroarea limită sau maximă admisă a valorilor estimate privind limitele intervalului de încredere aferente prognozei:

$$\hat{\Delta} = \pm t_{q=0,05; f=n-k=9-3=6} \cdot \hat{\sigma}_{x_4, \hat{x}_4} = \pm 2,447 \cdot 0,009098 = \pm 0,02226; \pm 2,226\%$$

Limitele intervalului de încredere în care se poziționează nivelul estimat al proporției datoriei administrației publice - totale a României în produsul intern brut, pentru anul 2019:

$$\text{Limita inferioară : } li = \hat{x}_{4-2019} - 2,226\% = 30,821\% - 2,226\% = 28,595\%$$

$$\text{Limita superioară : } ls = \hat{x}_{4-2019} + 2,226\% = 30,821\% + 2,226\% = 33,047\%$$

Nivelul punctual al prognozei proporției datoriei administrației publice - totale a României în produsul intern brut, pentru anul 2020, este:

$$\hat{x}_{4-2020} = 0,265095 + 0,043462 \cdot 11 - 0,003915 \cdot 11^2 = 0,26946; 26,946\%$$

Limitele intervalului de încredere în care se poziționează nivelul estimat al proporției datoriei administrației publice - totale a României în produsul intern brut, pentru anul 2020:

$$\text{Limita inferioară : } li = \hat{x}_{4-2020} - 2,226\% = 24,720\%$$

$$\text{Limita superioară : } ls = \hat{x}_{4-2020} + 2,226\% = 29,172\%$$

Modelul econometric al dinamicii proporției datoriei administrației publice - totale a României în produsul intern brut oferă prognoze optimiste care trebuie amendate cu următoarele argumente:

- diminuarea proporției datoriei administrației publice - totale a României în produsul intern brut este posibilă numai în condițiile devansării sumei datoriei de către valoarea produsului intern brut,
- creșterea economică trebuie susținută de un program de guvernare care să valorifice cu prioritate resursele materiale și financiare interne,
- funcționarea unui control riguros al deficitului bugetar care nu trebuie să fie mai mare de 3% din produsul intern brut,
- deoarece se conturează a anumită stare volatilă de predicție, este posibil ca limitele superioare estimate să fie depășite și, în aceste condiții, sunt mai sigure predicțiile anuale.

Datele statistice oficiale prezentate în “Raportul privind situația economică și bugetară pe primele șase luni ale anului 2020” al Guvernului României, precizează că datoria guvernamentală s-a situat la 31 mai 2020 la un nivel de 39,9% din PIB în creștere, comparativ cu nivelul de 35,2% din PIB, cât s-a înregistrat la sfârșitul anului 2019. Aceste informații nu sunt în măsură să se armonizeze cu predicțiile calculate pe baza modelului econometric al perioadei 2010 – 2018, din cauza condițiilor nou apărute: devansarea creșterii produsului intern brut de către datoriile guvernamentale, perturbațiile apărute în contextul economic și financiar generat de pandemia de Covid-19, prelungirea stării de alertă, care a impus măsuri suplimentare de combatere a pandemiei, implicit cheltuieli suplimentare peste nivelul prevăzut, precum și situația epidemiologică actuală care a condus la depășirea țintei de deficit stabilită inițial.

O legitate statistică conturată și validată pentru perioada 2010-2018 este fără continuitate în anii imediat următori, extensia modelului econometric trebuie să reconsidere baza de date, iar predicțiile vor prezenta valori revăzute ale proporției datoriei totale a administrației publice a României în produsul intern brut.

B. Analiza dinamicii datoriei administrației publice - totale a României din perioada 2010 – 2018 și previziuni pentru anii 2019 și 2020

Valorile datoriei administrației publice - totale a României din perioada 2010 – 2018, din Tabelul 1., sunt formalizate grafic în Figura 4. și evidențiază, în general, o tendință liniară, care se presupune că va continua și în segmentele de timp viitoare.

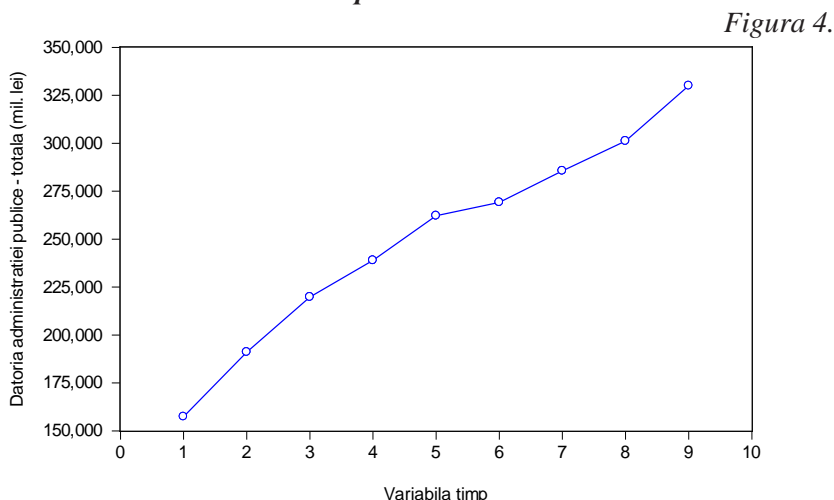
În condițiile acestei serii dinamice se consideră oportun să se opteze pentru o ecuație de tendință în formă liniară (model econometric liniar),

pentru seria nivelurilor estimate: $\hat{x}_1 = a + b \cdot t$

iar nivelurile reale sunt reprezentate de ecuația: $\hat{x}_1 = a + b \cdot t + u$,

în care „ t ” este variabila timp și „ u ” este variabila reziduală.

Reprezentarea grafică a dinamicii datoriei administrației publice - totale a României din perioada 2010 –2018



În cazul modelului liniar, $\hat{x}_1 = a + b \cdot t$, sistemul de ecuații care oferă posibilitatea determinării valorilor celor doi estimatori ai modelului, prin aplicarea metodei celor mai mici pătrate, este:

$$\begin{cases} \Sigma x_1 = n \cdot a + b \cdot \Sigma t \\ \Sigma x_1 \cdot t = a \cdot \Sigma t + b \cdot \Sigma t^2 \end{cases}$$

Verificarea semnificației statistice a parametrilor „ a ” și „ b ” se realizează cu ajutorul „**Criteriului t** ”. Se obține informația că estimatorii sunt semnificativ diferiți de zero, deoarece pragurile de semnificație aferente sunt inferioare limitei maxime de 5% și, prin aceasta, se susține calitatea statistică a modelului.

Indicatorii de reprezentare econometrică sunt expuși atât în Tabelul 4.a., ca tabel sinoptic general pentru o serie de indicatori, cât și în Tabelul 4.b. și în Tabelul 5., pentru aspecte econometrice complementare și, de asemenea, în graficele din Figura 5. și Figura 6. Se menționează că, pentru îndeplinirea obiectivelor de calcul și testare statistică, s-a utilizat programul informatic Eviews.

Tabelul sinoptic al indicatorilor de reprezentare econometrică care caracterizează dinamica datoriei administrației publice - totale a României din perioada 2010-2018, pe baza unui model liniar

Tabelul 4. a.

Variabila dependentă: x_1 = Datoria administrației publice - totală a României (mil. lei)				
Metoda celor mai mici pătrate				
Perioada: 2010 – 2018; Numărul observațiilor incluse în model: 9				
Ecuația de tendință: $\hat{x}_1 = a + b \cdot t$; $\hat{x}_1 = 152.013,2 + 19.712,80 \cdot t$				
Variabile	Coefficient	Estimația erorii standard a coeficientului	t-statistic	Prob. (pragul de semnificație)
t „b”	19.712,80	1.168,227	16,87411	0,0000
C „a”	152.013,2	6.573,983	23,12345	0,0000
Coeficientul de determinare: R^2	0,976006	Valoarea medie a variabilei dependente: \bar{x}_1		250.577,2
R^2 ajustat (corectat)	0,972578	Estimația abaterii standard a variabilei dependente		54.645,29
Estimația erorii medii a ecuației de tendință: $\hat{\sigma}_{x_1, \hat{x}_1}$	9.049,051	Criteriul de informare statistică Akaike		21,25184
Suma pătratului reziduurilor	(5,73E+08)	Criteriul Schwarz		21,29567
Log likelihood	-93,63327	Criteriul Hannan-Quinn		21,15726
F-statistic	284,7356	Coeficientul Durbin-Watson		0,981962
Prob. (pragul de semnificație) (F-statistic)	0,000001	Coeficientul de neregularitate/inegalitate Theil		1,5602%
Skewness (Coeficientul de asimetrie)	-0.202837	Coeficientul Jarque-Bera		0,385402
Kurtosis (Coeficientul de boltire/aplatizare)	2,070932	Probabilitatea (Jarque-Bera)		0,824729
White Heteroskedasticity Test	F- statistic = 1,165334	Probabilitatea (pragul de semnificație) F (2,6)		0,3736
	χ^2 - statistic = 2,517927	Probabilitatea (pragul de semnificație) χ^2 (2)		0,2839

Situația intervalelor de încredere pentru parametrii (coeficienții) modelului liniar pentru trei praguri de semnificație (q) dispuse bilateral, în baza legii de repartiție Student

Tabelul 4. b.

Intervalele de încredere pentru parametrii (coeficienții) modelului							
Perioada: 2010 – 2018; Numărul observațiilor: 9							
(mil. lei)							
Variabile	Coeficient	$P = 90\%, (q = 10\%)$		$P = 95\%, (q = 5\%)$		$P = 99\%, (q = 1\%)$	
		Lim. inf.	Lim. sup.	Lim. inf.	Lim. sup.	Lim. inf.	Lim. sup.
t	„b” = 19.712,80	17.499,50	21.926,10	16.950,38	22.475,22	15.624,60	23.800,99
C	„a” = 152.013,2	139.558,3	164.468,1	136.468,2	167.558,2	129.007,6	175.018,7

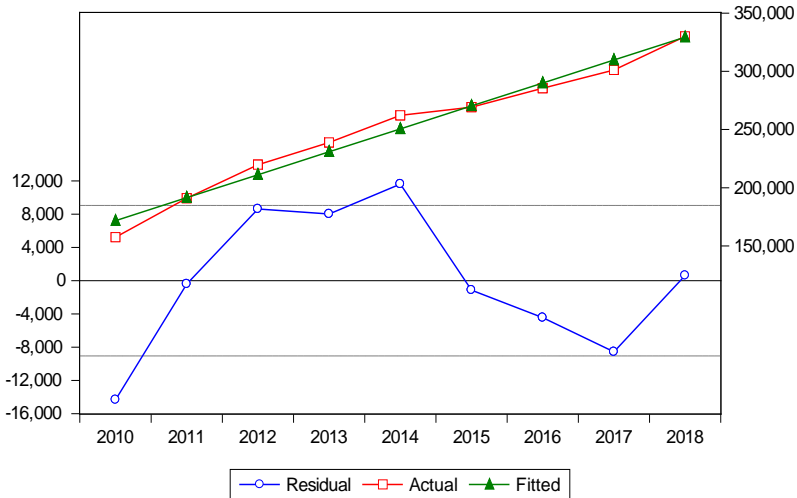
Limitele, inferioară și superioară, calculate pentru fiecare estimator al modelului liniar (Tabelul 4.b), se conformează următoarei metodologii:

- limita inferioară se obține prin scăderea erorii limită din valoarea estimatorului, iar
- limita superioară se obține prin adunarea erorii limită la valoarea estimatorului,
- eroarea limită se determină pentru fiecare prag de semnificație și pentru fiecare estimator de coeficient, prin produsul valorii critice cu estimația erorii standard a coeficientului din Tabelul 4.a.,
- valoarea critică urmează o lege de repartiție Student și depinde de mărimea pragului de semnificație (q) dispus bilateral și de numărul gradelor de libertate ($f = n - k = 9 - 2 = 7$), $t_{q,f} = +/-2,365$.

Observație: *Intervalele de încredere estimate pentru parametrul (coeficientul) „b” al modelului, în condițiile unui anumit prag de semnificație, oferă suportul de a concluziona asupra intervalului în care se poate modifica variabila endogenă (Datoria administrației publice – totale – a României), în condițiile modificării variabilei exogene (variabila timp) cu o unitate.*

Prezentarea grafică a reziduurilor, a nivelurilor reale și a nivelurilor estimate ale datoriei totale a administrației publice a României din perioada 2010 – 2018, pe baza modelului linear

Figura 5.



Notă: Legenda graficului (Figura 5.) este explicată astfel:

Residual = seria valorilor variabilei reziduale

Actual = seria valorilor reale ale datoriei totale a administrației publice a României din perioada 2010 - 2018

Fitted = seria valorilor estimate ale datoriei totale a administrației publice a României din perioada 2010 – 2018, pe baza ecuației de tendință liniară.

În Tabelul 5 sunt listate date comparative ale nivelurilor reale și estimate, pe baza ecuației de tendință liniară, privind datoria totală a administrației publice a României din perioada 2010-2018. Diferența dintre aceste categorii de date reprezintă nivelurile reziduale (termenul de eroare), iar plaja reziduurilor oferă o formă grafică a modului în care sunt dispuse reziduurile în raport cu estimatorul erorii standard a ecuației de tendință. Se urmărește ca valorile reziduale să se poziționeze într-o formă de alternanță față de origine, pentru a confirma dacă acestea nu sunt afectate de fenomenul de autocorelare dar, după cum se constată, acest deziderat nu este îndeplinit.

Coeficientul Durbin-Watson (DW) = 0,981962 (Tabelul 4.a) nu se încadrează în intervalul de acceptare a ipotezei de respingere a stării de autocorelare a erorilor ($1,320 - (4 - 1,320) = 2,680$), în baza distribuției Durbin-Watson, cu o probabilitate de 95%) - se respinge ipoteza nulă H_0 - și, prin

aceasta, suportul statistic de apreciere a calității modelului liniar atenționează asupra unei stări de vulnerabilitate care se referă la:

- valorile t -statistic calculate pentru estimarea semnificației parametrilor sunt supradimensionate, ceea ce sugerează o semnificație a parametrilor mai mare decât este în realitate.

- estimția erorii medii a ecuației de tendință este subdimensionată față de valoarea reală și, în consecință, coeficientul de determinare R^2 este supradimensionat, ceea ce indică o ajustare mai bună decât este în realitate.

Cauza care poate produce, în acest caz, autocorelarea reziduurilor, este neincluderea în model a unui număr suficient de mare de observații.

De asemenea, se poate aprecia că mărimea reziduurilor nu depășește o estimție a erorii limită ($\hat{\Delta}$) rezultată din produsul valorii critice a lui t -tabelar = $\pm 2,365$, pentru o probabilitate de 95% (pragul de semnificație este dispus bilateral) și 7 grade de libertate (în baza legii de distribuție Student),

$f = n - k - 2 = 7$, cu estimția erorii medii a ecuației de tendință, $\hat{\sigma}_{x_1, \hat{x}_1} = \pm 9.049,051$ mil. lei, ($\hat{\Delta} = 2,365 \cdot 9.049,051 = \pm 21.401,0056$ mil. lei).

Această constatare statistică conferă modelului liniar viabilitatea de reprezentare corectă a realității, particularizată pentru perioada 2010 – 2018.

Seria nivelurilor reale, a nivelurilor estimate privind dinamica datoriei totale a administrației publice pe baza ecuației de tendință liniară și respectiv plaja termenului rezidual

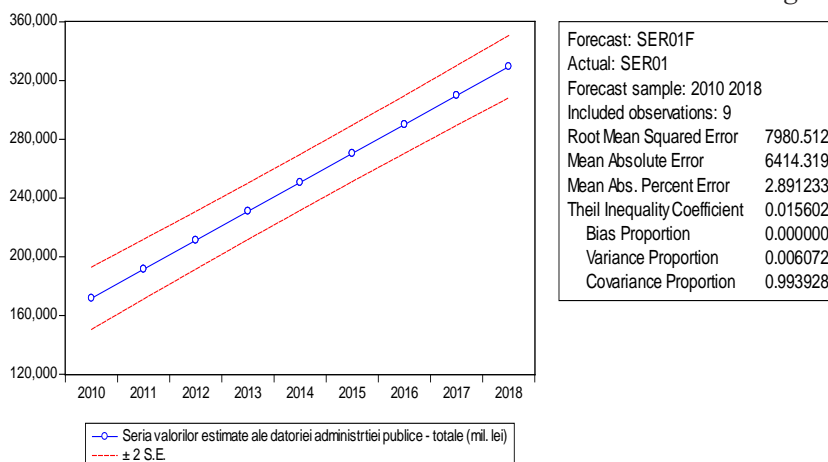
Tabelul 5.

Anul	Datoria totală a administrației publice - niveluri reale- (mil. lei) x_1	Datoria totală a administrației publice -niveluri estimate- (mil. lei) \hat{x}_1	Reziduuri (mil. lei) $u = x_1 - \hat{x}_1$	Plaja reziduurilor $\hat{\sigma}_{x_1, \hat{x}_1} = \pm 9.049,051$ $-\hat{\sigma}_{x_1, \hat{x}_1} 0 + \hat{\sigma}_{x_1, \hat{x}_1}$
2010	157.410,4	171.726,	-14.315,6	* . .
2011	191.035,3	191.439,	-403,477	. * .
2012	219.761,5	211.152,	8.609,93	. * .
2013	238.882,3	230.864,	8.017,93	. * .
2014	262.195,2	250.577,	11.618,0	. . *
2015	269.151,3	270.290,	-1.138,66	. * .
2016	285.553,1	290.003,	-4.449,66	. * .
2017	301.158,5	309.716,	-8.557,06	. * .
2018	330.046,9	329.428,	618,547	. * .
Total	2.255.194,5	2.255.194,5	0,00	

Reprezentarea grafică din Figura 6., prin forma liniară a modelului econometric, ilustrează legitatea statistică a dinamicii datoriei totale a administrației publice a României din perioada 2010-2018 și, de asemenea, se conturează o tendință previzibilă de creștere a acestui indicator în segmentele de timp următoare.

Reprezentarea grafică a seriei cu valorile estimate ale dinamicii datoriei totale a administrației publice a României și a limitelor care le încadrează în condițiile a două estimări ale erorii medii a ecuației de tendință liniară

Figura 6.



Modelul liniar al dinamicii datoriei totale a administrației publice a României, $\hat{x}_1 = 152.013,2 + 19.712,80 \cdot t$ este apreciat ca viabil, cu susținerea statistică necesară și poate fi folosit cu suficientă siguranță pentru a estima niveluri previzibile în segmentele de timp viitoare.

În condițiile modelului liniar, nivelurile punctuale ale prognozei datoriei administrației publice - totale a României, pentru anii 2019 și 2020, sunt:

$$\hat{x}_{1-2019} = 152.013,2 + 19.712,80 \cdot 10 = 349.141,2 \text{ mil. lei}$$

$$\hat{x}_{1-2020} = 152.013,2 + 19.712,80 \cdot 11 = 368.854,0 \text{ mil. lei}$$

Creșterea medie anuală a datoriei administrației publice – totale a fost de 19.712,80 mil. lei în anii 2011 – 2018 și se estimează că se va menține această tendință și în următorii doi ani.

Modelul la care facem referire estimează pentru segmentele de timp imediat următoare niveluri absolute punctuale majorate ale datoriei administrației publice - totale a României, iar pentru o înțelegere a acestei dimensiuni într-o viziune probabilă este recomandat să se estimeze și intervale de încredere aferente.

Estimarea unor intervale de încredere, pentru nivelurile absolute ale datoriei administrației publice - totale a României, este garantată, într-o formă uzuală, cu o probabilitate de 95%, și se obține prin scăderea sau adăugarea estimației erorii limită din și la nivelul punctual al prognozei.

În condițiile unei dispersii constante a variabilei reziduale și asimptotic normal distribuite, estimația erorii limită sau maximă admisă pentru datoria totală a administrației publice a României, previzibilă pentru următorii doi ani, se determină astfel:

$$\hat{\Delta} = \pm t_{q=0,05; f=n-k=9-2=7} \cdot \hat{\sigma}_{x, \hat{x}_1} = \pm 2,365 \cdot 9.049,051 = \pm 21.401,0056 \text{ mil. lei}$$

C - Analiza dinamicii datoriei administrației publice centrale a României din perioada 2010 – 2018 și previziuni pentru anii 2019 și 2020

Valorile datoriei administrației publice centrale a României din perioada 2010 – 2018, din Tabelul 1., sunt formalizate grafic în Figura 7. și evidențiază, în general, o tendință liniară, care se presupune că va continua și în segmentele de timp viitoare.

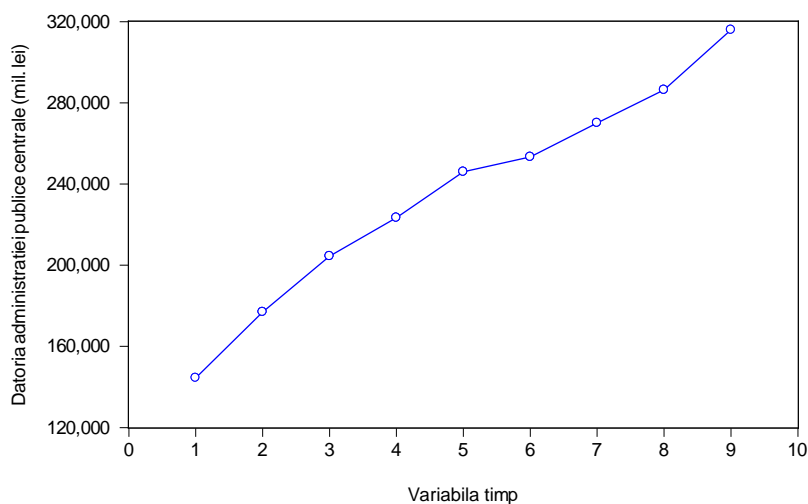
În condițiile acestei serii dinamice se consideră oportun să se opteze pentru o ecuație de tendință în formă liniară (model econometric liniar),

$$\text{pentru seria nivelurilor estimate: } \hat{x} = a + b \cdot t$$

iar nivelurile reale sunt reprezentate de ecuația: $\hat{x} = a + b \cdot t + u$, în care „t” este variabila timp și „u” este variabila reziduală.²

Reprezentarea grafică a dinamicii datoriei administrației publice centrale a României din perioada 2010 – 2018

Figura 7



În cazul modelului liniar, $\hat{x}_2 = a + b \cdot t$, sistemul de ecuații care oferă posibilitatea determinării valorilor² celor doi estimatori ai modelului, prin aplicarea metodei celor mai mici pătrate, este următorul:

$$\begin{cases} \Sigma x_2 = n \cdot a + b \cdot \Sigma t \\ \Sigma x_2 \cdot t = a \cdot \Sigma t + b \cdot \Sigma t^2 \end{cases}$$

Verificarea semnificației statistice a parametrilor „a” și „b” se realizează cu ajutorul „*Criteriului t*”. Se obține informația că estimatorii sunt semnificativ diferiți de zero, deoarece pragurile de semnificație aferente sunt inferioare limitei maxime de 5% și prin aceasta se susține calitatea statistică a modelului.

Indicatorii de reprezentare econometrică sunt expuși atât în Tabelul 6.a., ca tabel sinoptic general pentru o serie de indicatori, cât și în Tabelul 6.b. și Tabelul 7., pentru aspecte econometrice complementare și, de asemenea, în graficele din Figura 8. și Figura 9. Se menționează că pentru îndeplinirea obiectivelor de calcul și testare statistică s-a utilizat programul informatic Eviews.

Tabelul sinoptic al indicatorilor de reprezentare econometrică care caracterizează dinamica datoriei administrației publice centrale a României din perioada 2010-2018 pe baza unui model liniar

Tabelul 6.a

Variabila dependentă: x_2 = Datoria administrației publice centrale a României (mil. lei)				
Metoda celor mai mici pătrate				
Perioada: 2010 – 2018; Numărul observațiilor incluse în model: 9				
Ecuatia de tendință: $\hat{x}_2 = a + b \cdot t$; $\hat{x}_2 = 137.702,7 + 19.591,14 \cdot t$				
Variabile	Coefficient	Estimația erorii standard a coeficientului	t-statistic	Prob. (pragul de semnificație)
t „b”	19.591,14	1073,677	18,24677	0,0000
C „a”	137.702,7	6.041,918	22,79123	0,0000
Coefficientul de determinare: R^2	0,979408	Valoarea medie a variabilei dependente: \bar{x}_2		235.658,4
R^2 ajustat (corectat)	0,976467	Estimația abaterii standard a variabilei dependente		54.213,62
Estimația erorii medii a ecuației de tendință: $\hat{\sigma}_{x_2, \hat{x}_2}$	8.316,666	Criteriul de informare statistică Akaike		21,08304
Suma pătratului reziduurilor	(4,84E+08)	Criteriul Schwarz		21,12687
Log likelihood	-92,87368	Criteriul Hannan-Quinn		20,98846
F-statistic	332,9446	Coeficientul Durbin-Watson		1,047807
Prob. (pragul de semnificație (F-statistic))	0,000000	Coeficientul de neregularitate/inegalitate Theil		1,5212%
Skewness (Coeficientul de asimetrie)	-0,204956	Coeficientul Jarque-Bera		0,490237
Kurtosis (Coeficientul de boltire/aplatizare)	1,932634	Probabilitatea (Jarque-Bera)		78,2612%
White Heteroskedasticity Test	F- statistic = 1,040688	Probabilitatea (pragul de semnificație) F (2,6)		0,4093
	χ^2 - statistic = 2,317969	Probabilitatea (pragul de semnificație) χ^2 (2)		0,3138

Situația intervalelor de încredere pentru parametrii (coeficienții) modelului liniar pentru trei praguri de semnificație (q) dispuse bilateral, în baza legii de repartiție Student

Tabelul 6.b

Intervalele de încredere pentru parametrii (coeficienții) modelului							
Perioada: 2010 – 2018; Numărul observațiilor: 9							
(mil. lei)							
Variabile	Coeficient	$P = 90\%, (q = 10\%)$		$P = 95\%, (q = 5\%)$		$P = 99\%, (q = 1\%)$	
		Lim. inf.	Lim. sup.	Lim. inf.	Lim. sup.	Lim. inf.	Lim. sup.
t	„b” = 19.591,14	17.556,97	21.625,30	17.052,30	22.129,98	15.833,82	23.348,45
C	„a” = 137.702,7	126.255,9	149.149,6	123.415,9	151.989,6	116.559,2	158.846,3

Limitele, inferioară și superioară, calculate pentru fiecare estimator al modelului liniar (Tabelul 6.b), se conformează următoarei metodologii:

- limita inferioară se obține prin scăderea erorii limită din valoarea estimatorului, iar

- limita superioară se obține prin adunarea erorii limită la valoarea estimatorului,

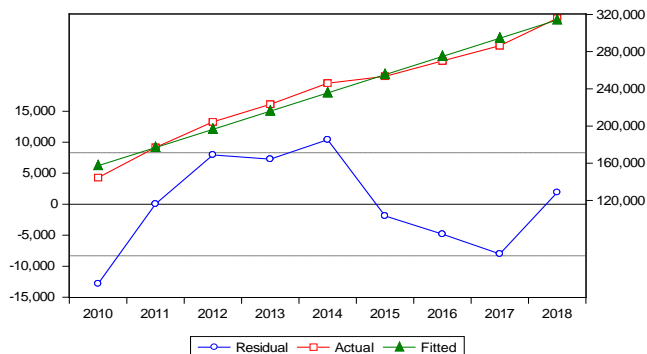
- eroarea limită se determină pentru fiecare prag de semnificație și pentru fiecare estimator de coeficient prin produsul valorii critice cu estimația erorii standard a coeficientului din Tabelul 6.a.,

- valoarea critică urmează o lege de repartiție Student și depinde de mărimea pragului de semnificație (q) dispus bilateral și de numărul gradelor de libertate ($f = n - k = 9 - 2 = 7$), $t_{q,f} = +/-2,365$.

Observație: Intervalele de încredere estimate pentru parametrul (coeficientul) „b” al modelului, în condițiile unui anumit prag de semnificație, oferă suportul de a concluziona asupra intervalului în care se poate modifica variabila endogenă (Dinamica datoriei administrației publice centrale a României), în condițiile modificării variabilei exogene (variabila timp) cu o unitate.

Prezentarea grafică a reziduurilor, a nivelurilor reale și a nivelurilor estimate ale datoriei administrației publice centrale a României din perioada 2010-2018, pe baza modelului liniar

Figura 8



Notă: *Legenda graficului (Fig. 8.) este explicată astfel:*

Residual = seria valorilor variabilei reziduale

Actual = seria valorilor reale ale datoriei administrației publice centrale a României din perioada 2010-2018

Fitted = seria valorilor estimate ale datoriei administrației publice centrale a României din perioada 2010-2018, pe baza ecuației de tendință liniare.

În Tabelul 7. sunt listate date comparative ale nivelurilor reale și estimate, pe baza ecuației de tendință liniară, privind datoria administrației publice centrale a României din perioada 2010-2018. Diferența dintre aceste categorii de date reprezintă nivelurile reziduale (termenul de eroare), iar plaja reziduurilor oferă o formă grafică a modului în care sunt dispuse reziduurile în raport cu estimatorul erorii standard a ecuației de tendință. Se urmărește ca valorile reziduale să se poziționeze într-o formă de alternanță față de origine, pentru a confirma dacă acestea nu sunt afectate de fenomenul de autocorelare dar, după cum se constată, acest deziderat nu este îndeplinit.

Coefficientul Durbin-Watson (DW) = 1,047807 (Tabelul 6.a) nu se încadrează în intervalul de acceptare a ipotezei de respingere a stării de autocorelare a erorilor ($4 - 1,320 = 2,680$), în baza distribuției Durbin-Watson, cu o probabilitate de 95%) - se respinge ipoteza nulă H_0 - și prin aceasta suportul statistic de apreciere a calității modelului liniar atenționează asupra unei stări de vulnerabilitate care se referă la:

- valorile $t_{\text{-statistic}}$ calculate pentru estimarea semnificației parametrilor sunt supradimensionate, ceea ce sugerează o semnificație a parametrilor mai mare decât este în realitate.

- estimăția erorii medii a ecuației de tendință este subdimensionată față de valoarea reală și, în consecință, coeficientul de determinare R^2 este supradimensionat, ceea ce indică o ajustare mai bună decât este în realitate.

Cauza care poate produce, în acest caz, autocorelarea reziduurilor, este neinclusiunea în model a unui număr suficient de mare de observații.

De asemenea, se poate aprecia că mărimea reziduurilor nu depășește o estimăție a erorii limită ($\hat{\Delta}$), rezultată din produsul valorii critice a lui $t_{-tabelar} = +/-2,365$, pentru o probabilitate de 95% (pragul de semnificație este dispus bilateral) și 7 grade de libertate (în baza legii de distribuție Student),

$$f = n - k = 9 - 2 = 7, \text{ cu estimăția erorii medii a ecuației de tendință, } \hat{\sigma}_{x_2, \hat{x}_2} = \pm 8.316,666 \text{ mil. lei,}$$

$$(\hat{\Delta} = 2,365 \cdot 8.316,666 = \pm 19.668,9151 \text{ mil. lei}).$$

Această constatare statistică conferă modelului linear viabilitatea de reprezentare corectă a realității, particularizată pentru perioada 2010 – 2018.

Seria nivelurilor reale, a nivelurilor estimate privind dinamica datoriei administrației publice centrale pe baza ecuației de tendință liniară și respectiv plaja termenului rezidual

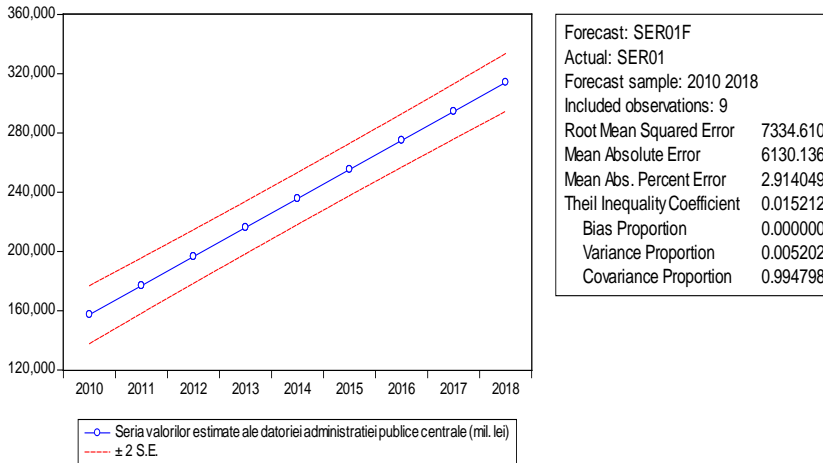
Tabelul 7.

Anul	Datoria administrației publice centrale - niveluri reale (mil. lei) x_2	Datoria administrației publice centrale – niveluri estimate (mil. lei) \hat{x}_2	Reziduuri (mil. lei) $u = x_2 - \hat{x}_2$	Plaja reziduurilor $\hat{\sigma}_{x_2, \hat{x}_2} = \pm 8.316,666$ $-\hat{\sigma}_{x_2, \hat{x}_2} \quad 0 + \hat{\sigma}_{x_2, \hat{x}_2}$
2010	144.464,1	157.294,0	-12.829,8	* . .
2011	176.920,6	176.885,0	35,5817	. * .
2012	204.437,2	196.476,0	7.961,04	. *.
2013	223.349,8	216.067,0	7.282,50	. *.
2014	246.055,0	235.658,0	10.396,6	. . *
2015	253.353,1	255.250,0	-1.896,47	. * .
2016	270.013,6	274.841,0	-4.827,11	. * .
2017	286.399,6	294.432,0	-8.032,25	* .
2018	315.932,9	314.023,0	1.909,91	. * .
Total	2.120.925,9	2.120.925,9	0,00	

Reprezentarea grafică din Figura 9., prin forma liniară a modelului econometric, ilustrează legitatea statistică a dinamicii datoriei administrației publice centrale a României din perioada 2010-2018 și, de asemenea, se conturează o tendință previzibilă de creștere a acestui indicator în segmentele de timp următoare.

Reprezentarea grafică a seriei cu valorile estimate ale dinamicii datoriei administrației publice centrale a României și a limitelor care le încadrează, în condițiile a două estimări ale erorii medii a ecuației de tendință liniară

Figura 9.



Modelul liniar al dinamicii datoriei administrației publice centrale a României, $\hat{x}_2 = 137.702,7 + 19.591,14 \cdot t$, este apreciat ca viabil, cu susținerea statistică necesară, și poate fi folosit cu suficientă siguranță pentru a estima niveluri previzibile, în segmentele de timp viitoare.

În condițiile modelului liniar, nivelurile punctuale ale prognozei datoriei administrației publice centrale a României, pentru anii 2019 și 2020, sunt:

$$\hat{x}_{2-2019} = 137.702,7 + 19.591,14 \cdot 10 = 333.614,10 \text{ mil. lei}$$

$$\hat{x}_{2-2020} = 137.702,7 + 19.591,14 \cdot 11 = 353.205,24 \text{ mil. lei}$$

Creșterea medie anuală a datoriei administrației publice centrale a fost de 19.591,14 mil. lei în anii 2011 – 2018 și se estimează că se va menține această tendință și în următorii doi ani.

Modelul la care facem referire estimează pentru segmentele de timp imediat următoare niveluri absolute punctuale majorate ale datoriei administrației publice centrale a României, iar pentru o înțelegere a acestei dimensiuni într-o viziune probabilă este recomandat să se estimeze și intervale de încredere aferente.

Estimarea unor intervale de încredere, pentru nivelurile absolute ale datoriei administrației publice centrale a României, este garantată, într-o formă

uzuală, cu o probabilitate de 95%, și se obține prin scăderea sau adăugarea estimației erorii limită din și la nivelul punctual al prognozei.

În condițiile unei dispersii constante a variabilei reziduale și asimptotic normal distribuite, estimația erorii limită sau maximă admisă pentru datoria administrației publice centrale a României, previzibilă pentru următorii doi ani, se determină astfel:

$$\hat{\Delta} = \pm t_{q=0,05; f=n-k=9-2=7} \cdot \hat{\sigma}_{x_2, \hat{x}_2} = \pm 2,365 \cdot 8.316,666 = \pm 19.668,9151 \text{ mil. lei}$$

D - Analiza dinamicii datoriei administrației publice locale a României din perioada 2010 – 2018 și previziuni pentru anii 2019 și 2020

Reprezentarea grafică a dinamicii datoriei administrației publice locale a României (Fig. 10.) oferă o informație suficient de edificatoare, prin modul de dispunere a norului de puncte, privind forma evoluției.

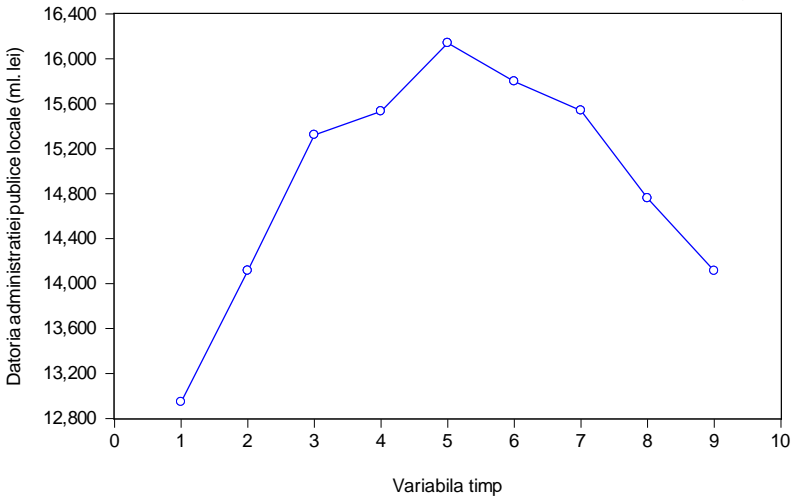
Pe parcursul primilor 5 ani ai perioadei analizate (2010 – 2014), se conturează o tendință de creștere a indicatorului analizat, de la 12.946,4 mil. lei în anul 2010, la 16.140,2 mil. lei în anul 2014. Anii următori, 2015 – 2018, evidențiază însă diminuări succesive, cu remarcă faptului că în anul 2018 se înregistrează nivelul de 14.114,1 mil. lei. În condițiile acestei serii dinamice, se consideră oportun să se opteze pentru o ecuație de tendință în formă parabolică de gradul doi,

$$\text{pentru seria nivelurilor estimate: } \hat{x}_3 = a + b \cdot t + c \cdot t^2$$

iar nivelurile reale sunt reprezentate de ecuația: $\hat{x}_3 = a + b \cdot t + c \cdot t^2 + u$
în care „t” este variabila timp și „u” este variabila reziduală.

Reprezentarea grafică a dinamicii datoriei administrației publice locale a României din perioada 2010 – 2018

Figura 10.



În cazul modelului polinomial de gradul doi, $\hat{x} = a + b \cdot t + c \cdot t^2$, sistemul de ecuații care oferă posibilitatea determinării valorilor celor trei estimatori ai modelului, prin aplicarea metodei celor mai mici pătrate, este:

$$\begin{cases} \sum x_3 = n \cdot a + b \cdot \sum t + c \cdot \sum t^2 \\ \sum x_3 \cdot t = a \cdot \sum t + b \cdot \sum t^2 + c \cdot \sum t^3 \\ \sum x_3 \cdot t^2 = a \cdot \sum t^2 + b \cdot \sum t^3 + c \cdot \sum t^4 \end{cases}$$

Estimatorii modelului sunt supuși unei metodologii de verificare a semnificației statistice în baza „*Criteriului t*”. Se obține informația că estimatorii sunt semnificativ diferiți de zero, deoarece pragurile de semnificație aferente sunt inferioare limitei maxime de 5% și, prin aceasta, se susține calitatea statistică a modelului.

Indicatorii de reprezentare econometrică sunt expuși atât în Tabelul 8.a., ca tabel sinoptic general pentru o serie de indicatori, cât și în Tabelul 8.b. și Tabelul 9., pentru aspecte econometrice complementare și, de asemenea, în graficele din Figura 10., Figura 11. și Figura 12. Se menționează că, pentru îndeplinirea obiectivelor de calcul și testare statistică, s-a utilizat programul informatic Eviews.

Tabloul sinoptic al indicatorilor de reprezentare econometrică care caracterizează dinamica datoriei administrației publice locale a României din perioada 2010-2018, pe baza unui model parabolic de gradul doi

Tabelul 8.a.

Variabila dependentă: x_3 = Datoria administrației publice locale a României (mil. lei)				
Metoda celor mai mici pătrate				
Perioada supusă analizei: 2010 – 2018; Numărul observațiilor incluse în model: 9				
$\hat{x}_3 = a + b \cdot t + c \cdot t^2$ = ecuația de tendință: polinom (parabolă) de gradul 2				
$\hat{x}_3 = 11.482,47 + 1.664,057 \cdot t - 154,2364 \cdot t^2$				
Variabile	Coefficient	Estimația erorii standard a coeficientului	t-statistic	Prob. (pragul de semnificație)
t „a”	11.482,47	223,1329	51,46021	0,0000
t ² „b”	1.664,057	102,4539	16,24200	0,0000
C „c”	-154,2364	9,992138	-15,43577	0,0000
Coefficientul de determinare: R^2	0,978035	Valoarea medie a variabilei dependente \bar{x}_3		14.918,60
R^2 ajustat (corectat)	0,970713	Estimația abaterii standard a variabilei dependente		1.024,697
Estimația erorii medii a ecuației de tendință: $\hat{\sigma}_{x_3, \hat{x}_3}$	175,3613	Criteriul de informare statistică Akaike		13,43278
Suma pătratului reziduurilor	184.509,6	Criteriul Schwarz		13,49852
Log likelihood	-57,44749	Criteriul Hannan-Quinn		13,29091
F-statistic	133,5788	Coeficientul Durbin-Watson		3,082126
Prob. (pragul de semnificație) (F-statistic)	0,000011	Coeficientul de neregularitate/inegalitate Theil		0,4789%
Skewness (Coeficientul de asimetrie)	0,543162	Coeficientul Jarque-Bera		1,101837
Kurtosis (Coeficientul de boltire/aplatizare)	1,674054	Probabilitatea (Jarque-Bera)		57,6420%
White Heteroskedasticity Test	F- statistic = 0,734148	Probabilitatea (pragul de semnificație) F (4,4)		0,6141
	χ^2 - statistic = 3,810133	Probabilitatea (pragul de semnificație) χ^2 (4)		0,4323

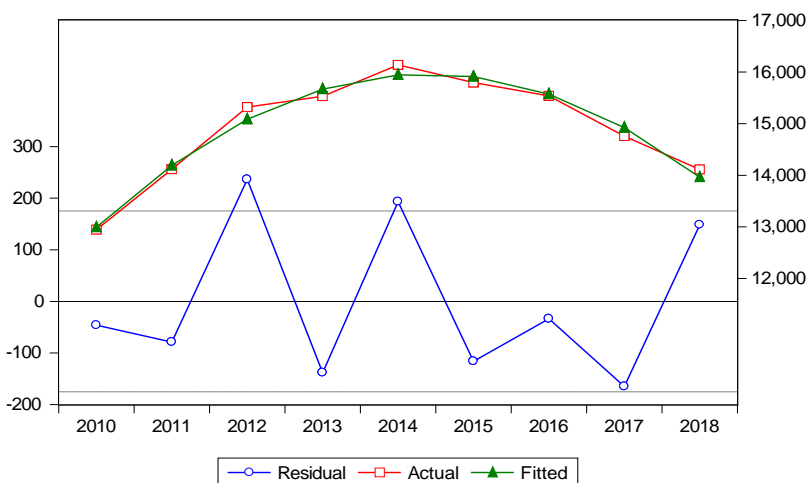
Intervalele de încredere pentru estimatorii parametrilor modelului definit printr-un polinom (parabolă) de gradul doi, în funcție de trei praguri de semnificație (q)

Tabelul 8.b.

Perioada supusă analizei: 2010 – 2018; Numărul observațiilor incluse în model: 9							
(mil. lei)							
Variabile	Coeficient	$P = 90\%; (q = 10\%)$		$P = 95\%; (q = 5\%)$		$P = 99\%; (q = 1\%)$	
		Lim. inf.	Lim. sup.	Lim. inf.	Lim. sup.	Lim. inf.	Lim. sup.
C	„a” = 11.482,47	11.048,88	11.916,05	10.936,48	12.028,45	10.655,22	12.309,72
t	„b” = 1.664,057	1.464,970	1.863,143	1.413,361	1.914,753	1.284,216	2.043,898
t ²	„c” = -154,2364	-173,6529	-134,8198	-178,6862	-129,7865	-191,2815	-117,1912

Prezentarea grafică a reziduurilor, a nivelurilor reale și a nivelurilor estimate ale datoriei administrației publice locale a României din perioada 2010 - 2018, pe baza modelului parabolic

Figura 11.



Notă: *Legenda graficului (Figura 11.) este explicitată astfel:*

Residual = seria valorilor variabilei reziduale

Actual = seria valorilor reale ale datoriei administrației publice locale a României din perioada 2010-2018

Fitted = seria valorilor estimate ale datoriei administrației publice locale a României din perioada 2010-2018 pe baza ecuației de tendință parabolică.

În Tabelul 9 sunt listate date comparative ale nivelurilor reale și respectiv estimate, pe baza ecuației de tendință parabolică, privind dinamica datoriei administrației publice locale a României din perioada 2010-2018. Diferența dintre aceste categorii de date reprezintă nivelurile reziduale

(termenul de eroare), iar plaja reziduurilor oferă o formă grafică a modului în care sunt dispuse reziduurile în raport cu estimatorul erorii standard a ecuației de tendință. Se urmărește ca valorile reziduale să se poziționeze într-o formă de alternanță față de origine, pentru a confirma dacă acestea nu sunt afectate de fenomenul de autocorelare dar, după cum se constată, acest deziderat nu este îndeplinit.

Coeficientul Durbin-Watson (DW) = 3,082126 (Tabelul 8.a) nu se încadrează în intervalul de acceptare a ipotezei de respingere a stării de autocorelare a erorilor ($1,320 - (4 - 1,320) = 2,680$), în baza distribuției Durbin-Watson, cu o probabilitate de 95%) - se respinge ipoteza nulă H_0 - și prin aceasta suportul statistic de apreciere a calității modelului liniar atenționează asupra unei stări de vulnerabilitate care se referă la:

- valorile $t_{\text{-statistic}}$ calculate pentru estimarea semnificației parametrilor sunt supradimensionate, ceea ce sugerează o semnificație a parametrilor mai mare decât este în realitate.

- estimția erorii medii a ecuației de tendință este subdimensionată față de valoarea reală și, în consecință, coeficientul de determinare R^2 este supradimensionat, ceea ce indică o ajustare mai bună decât este în realitate.

O altă stare de relativă vulnerabilitate este semnalizată de probabilitatea asociată coeficientului Jarque-Bera, care este de 57,6420%, mai mică comparativ cu o mărime considerată oportună de 60%, dar mai mare de 50%, situație în care se apreciază că nu putem decide în condiții de siguranță statistică că repartiția variabilei reziduale este sau nu este asimptotic normală.

Cauza care poate produce, în acest caz, vulnerabilitățile identificate pentru modelul econometric al dinamicii datoriei administrației publice locale a României este neinclusiunea în model a unui număr suficient de mare de observații.

De asemenea, se poate aprecia că mărimea reziduurilor nu depășește o estimție a erorii limită ($\hat{\Delta}$), rezultată din produsul valorii critice a lui $t_{\text{-tabelar}} = \pm 2,447$, pentru o probabilitate de 95% (pragul de semnificație este dispus bilateral) și 6 grade de libertate (în baza legii de distribuție Student), $f = n - k = 9 - 3 = 6$, cu estimția erorii medii a ecuației de tendință

$$\hat{\sigma}_{x_3, \hat{x}_3} = \pm 175,3613 \text{ mil. lei}, (\hat{\Delta} = 2,447 \cdot 175,3613 = \pm 429,1091 \text{ mil. lei}).$$

Această constatare statistică susține viabilitatea modelului parabolic ca modalitate de reprezentare corectă a realității, particularizată pentru perioada 2010 – 2018.

Seria nivelurilor reale, a nivelurilor estimate privind dinamica datoriei administrației publice locale, pe baza ecuației de tendință parabolică de gradul doi și respectiv plaja termenului rezidual

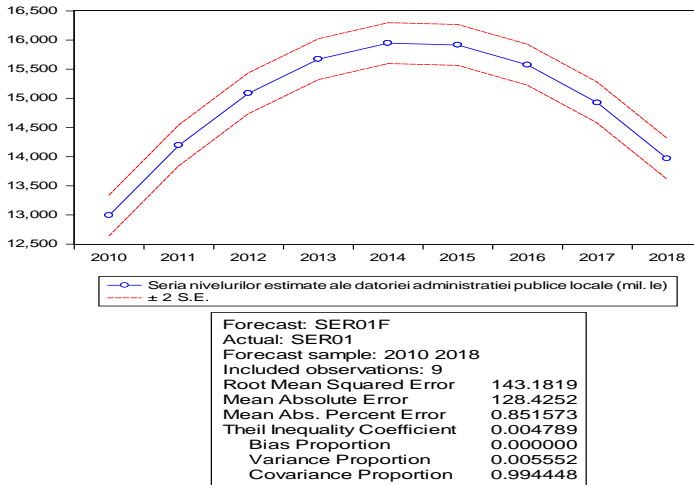
Tabelul 9.

Anul	Datoria administrației publice locale – niveluri reale (mil. lei) x_3	Datoria administrației publice locale – niveluri estimate (mil. lei) \hat{x}_3	Reziduuri (mil. lei) $u = x_3 - \hat{x}_3$	Plaja reziduurilor $\hat{\sigma}_{x_3, \hat{x}_3} = \pm 175,3613$ $-\hat{\sigma}_{x_3, \hat{x}_3} \quad 0 + \hat{\sigma}_{x_3, \hat{x}_3}$
2010	12.946,4	12,992,3	-45,8873	. * .
2011	14.114,9	14,193,6	-78,7352	. * .
2012	15.322,8	15,086,5	236,290	. . *
2013	15.532,5	15,670,9	-138,413	. * .
2014	16.140,2	15,946,8	193,358	. . *
2015	15.798,2	15,914,3	-116,099	. * .
2016	15.539,5	15,573,3	-33,7836	. * .
2017	14.758,8	14,923,8	-164,995	. * .
2018	14.114,1	13,965,8	148,266	. . *
Total	134.267,4	134.267,4	0,000	

Reprezentarea grafică din Figura 12., prin forma polinomului (parabolei) de gradul doi a modelului econometric, ilustrează legitatea statistică a dinamicii datoriei administrației publice locale a României din perioada 2010-2018 și, de asemenea, se conturează o tendință previzibilă de diminuare a acestui indicator în segmentele de timp următoare.

Reprezentarea grafică a seriei cu valorile estimate ale dinamicii datoriei administrației publice locale a României și a limitelor care le încadrează în condițiile a două estimări ale erorii medii a ecuației de tendință (regresie în funcție de variabila timp) – polinom (parabolă) de gradul doi

Figura 12.



Modelul parabolic al dinamicii datoriei administrației publice locale a României, $\hat{x}_t = 11.482,47 + 1.664,057 \cdot t - 154,2364 \cdot t^2$ este apreciat, în formă generală, ca viabil, cu susținerea statistică necesară, și poate fi folosit cu suficientă siguranță pentru a estima niveluri previzibile, în segmentele de timp viitoare.

Nivelul punctual al prognozei datoriei administrației publice locale a României, pentru anii 2019 și 2020, este următorul:

$$\hat{x}_{3-2019} = 11.482,47 + 1.664,057 \cdot 10 - 154,2364 \cdot 10^2 = 12.699,4 \text{ mil. lei}$$

$$\hat{x}_{3-2020} = 11.482,47 + 1.664,057 \cdot 11 - 154,2364 \cdot 11^2 = 11.124,5 \text{ mil. lei}$$

Pe baza legii de repartiție Student, cu dispunere bilaterală a pragului de semnificație de 5% și 6 grade de libertate, se determină eroarea limită sau maximă admisă a valorilor estimate privind limitele intervalului de încredere aferente prognozei:

$$\hat{\Delta} = \pm t_{q=0,05; f=n-k=9-3=6} \cdot \hat{\sigma}_{x_3, \hat{x}_3} = \pm 2,447 \cdot 175,3613 = \pm 429,1091 \text{ mil. lei}$$

Limitele intervalului de încredere în care se poziționează nivelul estimat al datoriei administrației publice locale a României, pentru anul 2019:

$$\text{Limita inferioară : } li = \hat{x}_{3-2019} = 12.699,4 - 429,1091 = 12.270,3 \text{ mil. lei}$$

$$\text{Limita superioară : } ls = \hat{x}_{3-2019} = 12.699,4 + 429,1091 = 13.128,5 \text{ mil. lei}$$

Limitele intervalului de încredere în care se poziționează nivelul estimat al datoriei administrației publice locale a României, pentru anul 2020:

$$\text{Limita inferioară : } li = \hat{x}_{3-2020} = 11.124,5 - 429,1091 = 10.695,4 \text{ mil. lei}$$

$$\text{Limita superioară : } ls = \hat{x}_{3-2020} = 11.124,5 + 429,1091 = 11.553,6 \text{ mil. lei}$$

E. Analiza dinamicii datoriei totale a administrației publice care revine la un locuitor în perioada 2010 - 2018 și previziuni pentru anii 2019 și 2020

Datoria totală a administrației publice a României care revine la un locuitor în perioada 2010 – 2018 evidențiază, în general, o tendință de creștere liniară, care se presupune că va continua și în segmentele de timp viitoare (vezi Tabelul 1. și reprezentarea grafică din Figura 13).

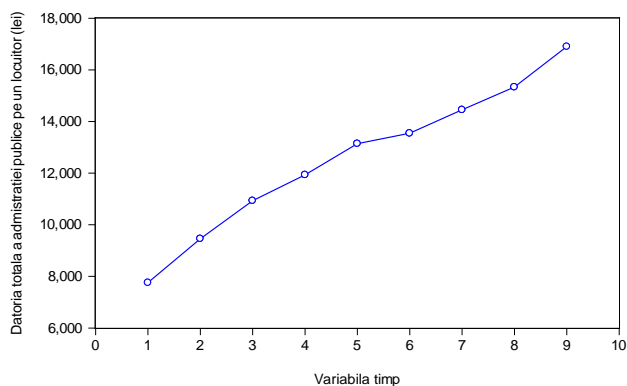
În condițiile acestei serii dinamice, se consideră oportun să se opteze pentru o ecuație de tendință în formă liniară (model econometric liniar),

$$\text{pentru seria nivelurilor estimate: } \hat{x}_8 = a + b \cdot t$$

iar nivelurile reale sunt reprezentate⁸ de ecuația: $\hat{x} = a + b \cdot t + u$, în care „t” este variabila timp și „u” este variabilă reziduală.

Reprezentarea grafică a dinamicii datoriei totale a administrației publice a României care revine la un locuitor, în perioada 2010 – 2018

Figura 13.



În cazul modelului liniar, $\hat{x}_8 = a + b \cdot t$, sistemul de ecuații care oferă posibilitatea determinării valorilor⁸ celor doi estimatori ai modelului, prin aplicarea metodei celor mai mici pătrate, este:

$$\begin{cases} \Sigma x_8 = n \cdot a + b \cdot \Sigma t \\ \Sigma x_8 \cdot t = a \cdot \Sigma t + b \cdot \Sigma t^2 \end{cases}$$

Verificarea semnificației statistice a parametrilor „a” și „b” se realizează cu ajutorul „Criteriului t”. Se obține informația că estimatorii sunt semnificativ diferiți de zero, deoarece pragurile de semnificație aferente sunt inferioare limitei maxime de 5% și, prin aceasta, se susține calitatea statistică a modelului.

Parcurgerea metodologiei de analiză econometrică oferă indicatorii de reprezentare sistematizați în Tabelele 10.a., 10.b. și 11., precum și în reprezentările din Figura 14. și Figura 15. care transmit un mesaj convingător cu privire la viabilitatea modelului.

Tabloul sinoptic al indicatorilor de reprezentare econometrică care caracterizează dinamica datoriei totale a administrației publice a României care revine la un locuitor, în perioada 2010-2018, pe baza unui model liniar

Tabelul 10.a.

Variabila dependentă: x_8 = Datoria totală a administrației publice a României care revine la un locuitor (lei)				
Metoda celor mai mici pătrate				
Perioada: 2010 – 2018; Numărul observațiilor incluse în model: 9				
Ecuația de tendință: $\hat{x}_8 = a + b \cdot t$; $\hat{x}_8 = 7.368,882 + 1.047,413 \cdot t$				
Variabile	Coefficient	Estimația erorii standard a coeficientului	t-statistic	Prob. (pragul de semnificație)
t „b”	1.047,413	55,54206	18,85802	0,0000
C „a”	7.368,882	312,5526	23,57645	0,0000
Coeficientul de determinare: R^2	0,980696	Valoarea medie a variabilei dependente: \bar{x}_8		12.605,95
R^2 ajustat (corectat)	0,977939	Estimația abaterii standard a variabilei dependente		2.896,553
Estimația erorii medii a ecuației de tendință: $\hat{\sigma}_{x_8, \hat{x}_8}$	430,2269	Criteriul de informare statistică Akaike		15,15963
Suma pătratului reziduurilor	1.295.666,	Criteriul Schwarz		15,20346
Log likelihood	-66,21835	Criteriul Hannan-Quinn		15,06505
F-statistic	355,6249	Coeficientul Durbin-Watson		1,056258
Prob. (pragul de semnificație) (F-statistic)	0,000000	Coeficientul de neregularitate/inegalitate Theil		1,4711%
Skewness (Coeficientul de asimetrie)	-0,183033	Coeficientul Jarque-Bera		0,498755
Kurtosis (Coeficientul de boltire/aplatizare)	1,906378	Probabilitatea (Jarque-Bera)		77,9286%
White Heteroskedasticity Test	F- statistic = 1,036423	Probabilitatea (pragul de semnificație) F (2,6)		0,4106
	χ^2 - statistic = 2,310909	Probabilitatea (pragul de semnificație) χ^2 (2)		0,3149

Situația intervalelor de încredere pentru parametrii (coeficienții) modelului liniar pentru trei praguri de semnificație (q) dispuse bilateral, în baza legii de repartiție Student

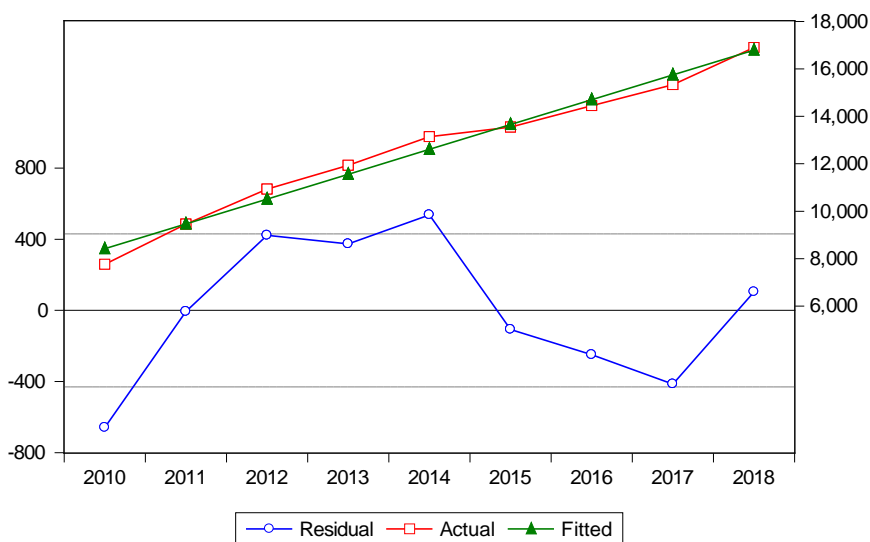
Tabelul 10.b.

Intervalele de încredere pentru parametrii (coeficienții) modelului							
Perioada: 2010 – 2018; Numărul observațiilor: 9							
		$P = 90\%, (q = 10\%)$		$P = 95\%, (q = 5\%)$		$P = 99\%, (q = 1\%)$	
Variabile	Coeficient	Lim. inf.	Lim. sup.	Lim. inf.	Lim. sup.	Lim. inf.	Lim. sup.
		t	„b” = 1.047,413	942,1845	1.152,642	916,0772	1.178,749
C	„a” = 7.368,882	6.776,726	7.961,037	6.629,812	8.107,951	6.275,109	8.462,654

Intervalele de încredere estimate pentru parametrul (coeficientul) „b” al modelului (Tabelul 10.b.), în condițiile unui anumit prag de semnificație, oferă suportul de a concluziona asupra intervalului în care se poate modifica variabila endogenă (Datoria totală a administrației publice a României care revine la un locuitor), în condițiile modificării variabilei exogene (variabila timp) cu o unitate.

Prezentarea grafică a reziduurilor, a nivelurilor reale și a nivelurilor estimate ale datoriei totale a administrației publice a României care revine la un locuitor în perioada 2010-2018, pe baza modelului liniar

Figura 14.



Notă: *Legenda graficului (Figura 14.) este explicitată astfel:*

Residual = seria valorilor variabilei reziduale

Actual = seria valorilor reale ale datoriei totale a administrației publice a României care revine la un locuitor în perioada 2010-2018

Fitted = seria valorilor estimate ale datoriei totale a administrației publice a României care revine la un locuitor în perioada 2010-2018 pe baza ecuației de tendință liniară.

În Tabelul 11. sunt listate date comparative ale nivelurilor reale și respectiv estimate, pe baza ecuației de tendință liniară, privind datoria totală a administrației publice a României care revine la un locuitor, din perioada 2010-2018. Diferența dintre aceste categorii de date reprezintă nivelurile reziduale (termenul de eroare), iar plaja reziduurilor oferă o formă grafică a modului în care sunt dispuse reziduurile în raport cu estimatorul erorii standard a ecuației de tendință. Se urmărește ca valorile reziduale să se poziționeze într-o formă de alternanță față de origine, pentru a confirma dacă acestea nu sunt afectate de fenomenul de autocorelare dar, după cum se constată, acest deziderat nu este îndeplinit.

Coeficientul Durbin-Watson (DW) = 1,056258 (Tabelul 10.a) nu se încadrează în intervalul de acceptare a ipotezei de respingere a stării de autocorelare a erorilor ($1,320 - (4 - 1,320) = 2,680$), în baza distribuției Durbin-Watson, cu o probabilitate de 95%) - se respinge ipoteza nulă H_0 - și prin aceasta suportul statistic de apreciere a calității modelului liniar atenționează asupra unei stări de vulnerabilitate care se referă la:

- valorile $t_{\text{-statistic}}$ calculate pentru estimarea semnificației parametrilor sunt supradimensionate, ceea ce sugerează o semnificație a parametrilor mai mare decât este în realitate.

- estimția erorii medii a ecuației de tendință este subdimensionată față de valoarea reală și, în consecință, coeficientul de determinare R^2 este supradimensionat, ceea ce indică o ajustare mai bună decât este în realitate.

Cauza care poate produce, în acest caz, autocorelarea reziduurilor este neinclusiunea în model a unui număr suficient de mare de observații.

De asemenea, se poate aprecia că mărimea reziduurilor nu depășește o estimție a erorii limită ($\hat{\Delta}$), rezultată din produsul valorii critice a lui $t_{\text{-tabelar}} = \pm 2,365$, pentru o probabilitate de 95% (pragul de semnificație este dispus bilateral) și 7 grade de libertate (în baza legii de distribuție Student), $f = n - k = 9 - 2 = 7$, cu estimția erorii medii a ecuației de tendință $\hat{\sigma}_{x_8, \hat{x}_8} = \pm 430,2269$ lei, ($\hat{\Delta} = \pm 2,365 \cdot 430,2269 = \pm 1.017,4866$ lei).

Această constatare statistică conferă modelului liniar calificativul de viabilitate, ca reprezentare corectă a realității, particularizată la perioada 2010 - 2018.

Seria nivelurilor reale, a nivelurilor estimate privind dinamica datoriei totale a administrației publice care revine la un locuitor, pe baza ecuației de tendință liniară și respectiv plaja termenului rezidual

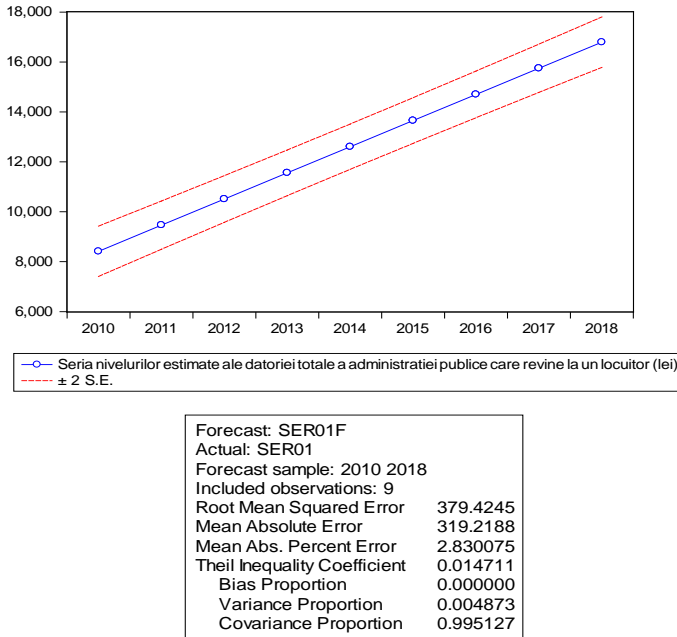
Tabelul 11.

Anul	Datoria totală a administrației publice pe un locuitor – niveluri reale (lei) x_8	Datoria totală a administrației publice pe un locuitor – niveluri estimate (lei) \hat{x}_8	Reziduuri (lei) $u = x_8 - \hat{x}_8$	Plaja reziduurilor $\hat{\sigma}_{x_8, \hat{x}_8} = \pm 430,2269$ $-\hat{\sigma}_{x_8, \hat{x}_8} 0 + \hat{\sigma}_{x_8, \hat{x}_8}$
2010	7.758,03	8.416,30	-658,266	* . .
2011	9.457,19	9.463,71	-6,51525	. * .
2012	10.933,4	10.511,1	422,288	. *
2013	11.932,2	11.558,5	373,645	. * .
2014	13.142,6	12.605,9	536,672	. . *
2015	13.545,6	13.653,4	-107,751	. * .
2016	14.451,1	14.700,8	-249,704	. * .
2017	15.333,9	15.748,2	-414,248	* .
2018	16.899,5	16.795,6	103,879	. * .
Total	113.453,5	113.453,5	0,000	

Reprezentarea grafică din Figura 15., prin forma liniară a modelului econometric, ilustrează legitatea statistică a dinamicii datoriei totale a administrației publice a României care revine la un locuitor din perioada 2010 – 2018 și, de asemenea, se conturează o tendință previzibilă de creștere a acestui indicator și în segmentele de timp următoare.

Reprezentarea grafică a seriei valorilor estimate ale dinamicii datoriei totale a administrației publice a României care revine la un locuitor și a limitelor care le încadrează în condițiile a două estimății ale erorii medii a ecuației de tendință liniară

Figura 15.



În baza testărilor statistice efectuate, viabilitatea modelului liniar al dinamicii datoriei totale a administrației publice a României care revine la un locuitor primește confirmarea statistică necesară deoarece „Criteriul Jarque-Bera”, „Coeficientul de inegalitate/neregularitate al lui Theil”, precum și „White Heteroskedasticity Test” au mărimi cu semnificație statistică, cărora li se asociază probabilități (sau praguri de semnificație) ce susțin concluzia formulată.

De asemenea, estimația erorii medii a ecuației de tendință $\hat{\sigma}_{x_8, \hat{x}_8} = 430,2269$ lei are o dimensiune relativă în raport cu media variabilei dependente ($\bar{x}_8 = 12.605,95$ lei) de 3,41%, sub o limită foarte restrictivă de 5%, estimatorii coeficienților modelului „a” și „b” sunt semnificativ diferiți de zero, conform „Criteriului t”, și în aceste condiții modelul liniar este specificat corect.

Modelul liniar al dinamicii datoriei administrației publice a României care revine la un locuitor $\hat{x}_8 = 7.368,882 + 1.047,413 \cdot t$ este apreciat ca viabil,

cu susținerea statistică necesară, și poate fi folosit cu suficientă siguranță pentru a estima niveluri previzibile, în segmentele de timp viitoare.

Pe baza metodologiei expuse, nivelurile punctuale ale prognozei datoriei totale a administrației publice a României care revine la un locuitor, pentru anii 2019 și 2020, sunt:

$$\hat{x}_{8-2019} = 7.368,882 + 1.047,413 \cdot 10 = 17.843,012 \text{ lei}$$

$$\hat{x}_{8-2020} = 7.368,882 + 1.047,413 \cdot 11 = 18.890,425 \text{ lei}$$

Creșterea medie anuală a datoriei totale a administrației publice a României, care revine la un locuitor, a fost de 1.047,413 lei în anii 2011 – 2018 (atestată de mărimea parametrului „*b*” a modelului) și se estimează că se va menține această tendință și în următorii doi ani.

Modelul la care facem referire estimează pentru segmentele de timp imediat următoare creșteri absolute punctuale ale datoriei totale a administrației publice a României care revine la un locuitor, iar pentru o înțelegere a acestei dimensiuni, într-o viziune probabilă, este recomandat să se estimeze și intervale de încredere aferente.

Estimarea unor intervale de încredere, pentru nivelurile absolute ale datoriei totale a administrației publice a României, care revine la un locuitor, este garantată, într-o formă uzuală, cu o probabilitate de 95%, și se obține prin scăderea sau adăugarea mărimii erorii limită din sau la nivelul punctual al prognozei.

În condițiile unei dispersii constante a variabilei reziduale, confirmată de „White Heteroskedasticity Test” și asimptotic normal distribuită în baza „Coeficientului Jarque-Bera”, estimația erorii limită sau maximă admisă pentru datoria totală a administrației publice a României, care revine la un locuitor, previzibilă pentru următorii doi ani, se determină astfel:

$$\hat{\Delta} = \pm t_{q=0,05; f=n-k=9-2=7} \cdot \hat{\sigma}_{x_8, \hat{x}_8} = \pm 2,365 \cdot 430,2269 = \pm 1.017,4866 \text{ lei}$$

Limitele intervalului de încredere în care se poziționează nivelul estimat al datoriei totale a administrației publice a României care revine la un locuitor, pentru anul 2019:

$$\text{Limita inferioară : } li = \hat{x}_{8-2019} - 1.017,487 = 17.843,012 - 1.017,487 = 16.825,525 \text{ lei}$$

$$\text{Limita superioară : } ls = \hat{x}_{8-2019} + 1.017,487 = 17.843,012 + 1.017,487 = 18.860,499 \text{ lei}$$

Limitele intervalului de încredere în care se poziționează nivelul estimat al datoriei totale a administrației publice a României care revine la un locuitor, pentru anul 2020:

$$\text{Limita inferioară : } li = \hat{x}_{8-2020} = 18.890,425 - 1.017,487 = 17.872,938 \text{ lei}$$

$$\text{Limita superioară : } ls = \hat{x}_{8-2020} = 18.890,425 + 1.017,487 = 19.907,912 \text{ lei}$$

F - Analiza dinamicii datoriei externe totale a administrației publice

Datoria externă totală a administrației publice a României din perioada 2010 – 2018 evidențiază, în general, o tendință de creștere liniară, care se presupune că va continua și în segmentele de timp viitoare (vezi Tabelul 1. și reprezentarea grafică din Figura 16.).

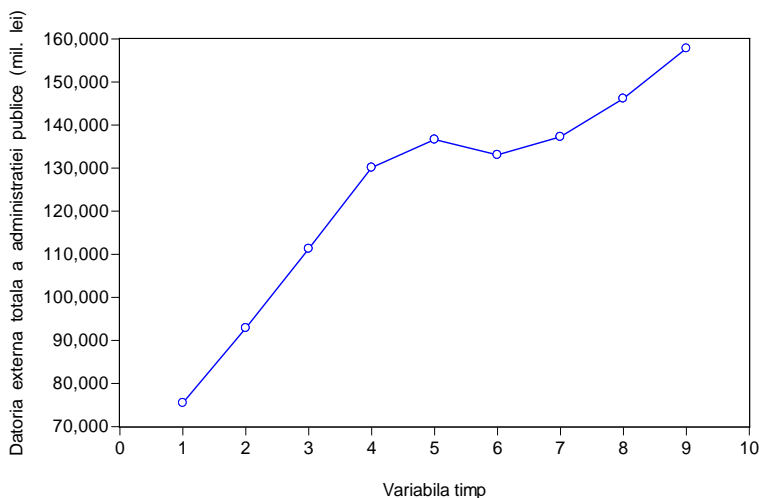
În condițiile acestei serii dinamice, se consideră oportun să se opteze pentru o ecuație de tendință în formă liniară (model econometric liniar),

$$\text{pentru seria nivelurilor estimate: } \hat{x}_t = a + b \cdot t$$

iar nivelurile reale sunt reprezentate de ecuația: $\hat{x}_t = a + b \cdot t + u_t$,
în care „t” este variabila timp și „u” este variabilă reziduală.

Reprezentarea grafică a dinamicii datoriei externe totale a administrației publice a României din perioada 2010 – 2018

Figura 16.



În cazul modelului liniar $\hat{x}_t = a + b \cdot t$, sistemul de ecuații care oferă posibilitatea determinării valorilor⁵ celor doi estimatori ai modelului, prin aplicarea metodei celor mai mici pătrate, este:

$$\begin{cases} \sum x_t = n \cdot a + b \cdot \sum t \\ \sum x_t \cdot t = a \cdot \sum t + b \cdot \sum t^2 \end{cases}$$

Verificarea semnificației statistice a parametrilor „a” și „b” se realizează cu ajutorul „Criteriului t”. Se obține informația că estimatorii sunt semnificativ diferiți de zero, deoarece pragurile de semnificație aferente sunt inferioare limitei maxime de 5% și, prin aceasta, se susține calitatea statistică a modelului.

În urma parcurgerii metodologiei de analiză econometrică, se obțin indicatorii analitici de reprezentare, care sunt sistematizați în Tabelele 12.a., 12.b. și 13., precum și în reprezentările din Fig. 17. și Fig. 18., care transmit un mesaj convingător cu privire la viabilitatea modelului.

Tabloul sinoptic al indicatorilor de reprezentare econometrică care caracterizează dinamica datoriei externe totale a administrației publice a României în perioada 2010-2018, pe baza unui model liniar

Tabelul 12.a.

Variabila dependentă: $= x_5 =$ Datoria externă totală a administrației publice a României (mil. lei)				
Metoda celor mai mici pătrate				
Perioada: 2010 – 2018; Numărul observațiilor incluse în model: 9				
Ecuatia de tendință: $\hat{x}_5 = a + b \cdot t$; $\hat{x}_5 = 79.186,37 + 9.066,687 \cdot t$				
Variabile	Coeficient	Estimația erorii standard a coeficientului	t-statistic	Prob. (pragul de semnificație)
t „b”	9.066,687	1.233,677	7,349319	0,0002
C „a”	79.186,37	6.942,289	11,40638	0,0000
Coeficientul de determinare: R^2	0,885269	Valoarea medie a variabilei dependente: \bar{x}_5		124.519,8
R^2 ajustat (corectat)	0,868879	Estimația abaterii standard a variabilei dependente		26.390,13
Estimația erorii medii a ecuației de tendință: $\hat{\sigma}_{x_5, \hat{x}_5}$	9.556,022	Criteriul de informare statistică Akaike		21,36086
Suma pătratului reziduurilor	(6,39E+08)	Criteriul Schwarz		21,40469
Log likelihood	-94,12387	Criteriul Hannan-Quinn		21,26628
F-statistic	54,01249	Coeficientul Durbin-Watson		0,703563
Prob. (pragul de semnificație) (F-statistic)	0,000156	Coeficientul de neregularitate/inegalitate Theil		3,3221%
Skewness (Coeficientul de asimetrie)	0,472250	Coeficientul Jarque-Bera		0,603582
Kurtosis (Coeficientul de boltire/aplatizare)	2,152963	Probabilitatea (Jarque-Bera)		73,9493%
White Heteroskedasticity Test	F- statistic = 0,853605	Probabilitatea (pragul de semnificație) F (2,6)		0,4718
	χ^2 - statistic = 1,993573	Probabilitatea (pragul de semnificație) χ^2 (2)		0,3691

Situația intervalelor de încredere pentru parametrii (coeficienții) modelului liniar pentru trei praguri de semnificație (q) dispuse bilateral, în baza legii de repartiție Student

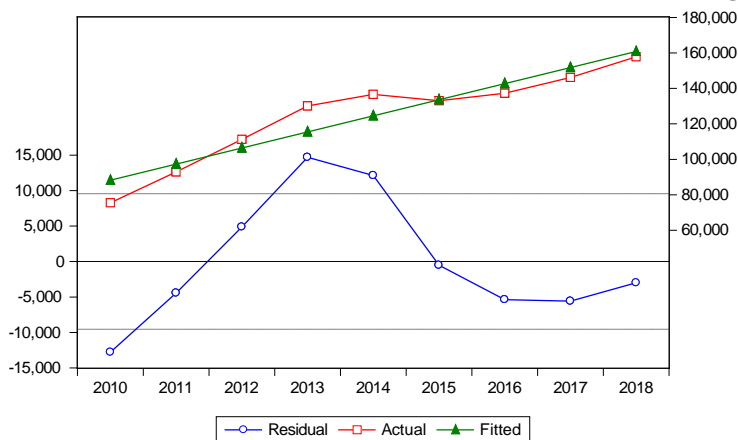
Tabelul 12.b

Intervalele de încredere pentru parametrii (coeficienții) modelului							
Perioada: 2010 – 2018; Numărul observațiilor: 9							
(mil. lei)							
Variabile	Coeficient	P = 90%, (q = 10%)		P = 95%, (q = 5%)		P = 99%, (q = 1%)	
		Lim. inf.	Lim. sup.	Lim. inf.	Lim. sup.	Lim. inf.	Lim. sup.
t	„b” = 9.066,687	6.729,388	11.403,98	6.149,504	11.983,87	4.749,454	13.383,92
C	„d” = 79.186,37	66.033,65	92.339,08	62.770,46	95.602,27	54.891,94	103.480,8

Intervalele de încredere estimate pentru parametrul (coeficientul) „b” al modelului (Tabelul 12.b.), în condițiile unui anumit prag de semnificație, oferă suportul de a concluziona asupra intervalului în care se poate modifica variabila endogenă (Datoria externă totală a administrației publice a României), în condițiile modificării variabilei exogene (variabila timp) cu o unitate.

Prezentarea grafică a reziduurilor, a nivelurilor reale și a nivelurilor estimate ale datoriei externe totale a administrației publice a României din perioada 2010 - 2018, pe baza modelului liniar

Figura 17.



Notă: Legenda graficului (Figura 17.) este explicitată astfel:

Residual = seria valorilor variabilei reziduale

Actual = seria valorilor reale ale datoriei externe totale a administrației publice a României din perioada 2010-2018

Fitted = seria valorilor estimate ale datoriei externe totale a administrației publice a României din perioada 2010-2018, pe baza ecuației de tendință liniară.

În Tabelul 13. sunt listate date comparative ale nivelurilor reale și estimate, pe baza ecuației de tendință liniară, privind datoria externă totală a administrației publice a României din perioada 2010 - 2018. Diferența dintre aceste categorii de date reprezintă nivelurile reziduale (termenul de eroare), iar plaja reziduurilor oferă o formă grafică a modului în care sunt dispuse reziduurile în raport cu estimatorul erorii standard a ecuației de tendință. Se urmărește ca valorile reziduale să se poziționeze într-o formă de alternanță față de origine, pentru a confirma dacă acestea nu sunt afectate de fenomenul de autocorelare dar, după cum se constată, acest deziderat nu este îndeplinit.

Coeficientul Durbin-Watson (DW) = 0,703563 (Tabelul 12.a) nu se încadrează în intervalul de acceptare a ipotezei de respingere a stării de autocorelare a erorilor ($1,320 - (4 - 1,320) = 2,680$), în baza distribuției Durbin-Watson, cu o probabilitate de 95%) - se respinge ipoteza nulă H_0 - și prin aceasta suportul statistic de apreciere a calității modelului liniar atenționează asupra unei stări de vulnerabilitate care se referă la:

- valorile $t_{\text{-statistic}}$ calculate pentru estimarea semnificației parametrilor sunt supradimensionate, ceea ce sugerează o semnificație a parametrilor mai mare decât este în realitate.

- estimția erorii medii a ecuației de tendință este subdimensionată față de valoarea reală și, în consecință, coeficientul de determinare R^2 este supradimensionat, ceea ce indică o ajustare mai bună decât este în realitate.

Cauza care poate produce, în acest caz, autocorelarea reziduurilor este neinclusiunea în model a unui număr suficient de mare de observații.

De asemenea, se poate aprecia că mărimea reziduurilor nu depășește o estimatie a erorii limită ($\hat{\Delta}$), rezultată din produsul valorii critice a lui $t_{\text{-tabelar}} = \pm 2,365$, pentru o probabilitate de 95% (pragul de semnificație este dispus bilateral) și 7 grade de libertate (în baza legii de distribuție Student), $f = n - k = 9 - 2 = 7$, cu estimția erorii medii a ecuației de tendință

$$\hat{\sigma}_{x_5, \hat{x}_5} = \pm 9.556,022 \text{ mil. lei,}$$

$$(\hat{\Delta} = \pm 2,365 \cdot 9.556,022 = \pm 22.599,992 \text{ mil. lei}).$$

Această constatare statistică conferă modelului liniar calificativul de viabilitate, ca reprezentare corectă a realității, particularizată pentru perioada 2010 - 2018.

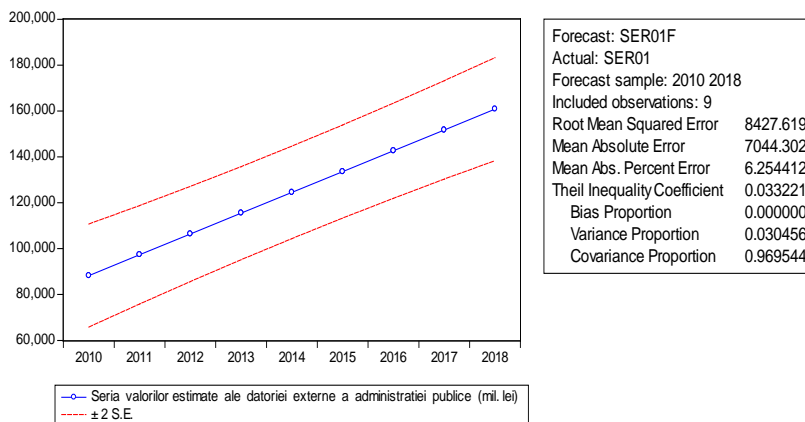
Seria nivelurilor reale, a nivelurilor estimate privind dinamica datoriei externe totale a administrației publice, pe baza ecuației de tendință liniară și respectiv plașa termenului rezidual

Tabelul 13.

Anul	Datoria externă totală a administrației publice – niveluri reale (mil. lei) x_8	Datoria externă totală a administrației publice – niveluri estimate (mil. lei) \hat{x}_8	Reziduuri (mil. lei) $u = x_5 - \hat{x}_5$	Plașa reziduurilor $\hat{\sigma}_{x_5, \hat{x}_5} = \pm 9.556,022$ $-\hat{\sigma}_{x_5, \hat{x}_5}^0 + \hat{\sigma}_{x_5, \hat{x}_5}$
2010	75.479,7	88.253,1	-12.773,4	* . .
2011	92.871,8	97.319,7	-4.447,94	. * .
2012	111.258,9	106.386,	4.872,47	. * .
2013	130.144,3	115.453,	14.691,2	. . *
2014	136.655,5	124.520,	12.135,7	. . *
2015	133.069,6	133.586,	-516,887	. * .
2016	137.268,1	142.653,	-5.385,07	. * .
2017	146.129,5	151.720,	-5.590,36	. * .
2018	157.800,8	160.787,	-2.985,75	. * .
Total	1.120.678,2	1.120.678,2	0,00	

Reprezentarea grafică a seriei valorilor estimate ale dinamicii datoriei externe totale a administrației publice a României și a limitelor care le încadrează, în condițiile a două estimări ale erorii medii a ecuației de tendință liniară

Figura 18.



În baza testărilor statistice efectuate, viabilitatea modelului liniar al dinamicii datoriei externe totale a administrației publice a României are confirmarea statistică necesară deoarece „Criteriul Jarque-Bera”, „Coeficientul

de inegalitate/neregularitate al lui Theil”, precum și „White Heteroskedasticity Test” au mărimi cu semnificație statistică cărora li se asociază probabilități (sau praguri de semnificație) ce susțin concluzia formulată.

De asemenea, estimația erorii medii a ecuației de tendință, $\hat{\sigma}_{x_5, \hat{x}_5} = 9.556,022$ mil. lei, are o dimensiune relativă în raport cu media variabilei dependente ($\bar{x}_5 = 124.519,8$ mil. lei) de 7,67%, sub o limită suficient de restrictivă de 10%, estimatorii coeficienților modelului „a” și „b” sunt semnificativ diferiți de zero, conform „Criteriului t” și, în aceste condiții, modelul liniar este specificat corect.

Modelul liniar al dinamicii datoriei externe totale a administrației publice a României, $\hat{x}_t = 79.186,37 + 9.066,687 \cdot t$ este apreciat ca viabil, cu susținerea statistică necesară, și poate fi folosit cu suficientă siguranță pentru a estima niveluri previzibile, în segmentele de timp viitoare.

Pe baza metodologiei expuse, nivelurile punctuale ale prognozei datoriei externe totale a administrației publice a României, pentru anii 2019 și 2020, sunt:

$$\hat{x}_{5-2019} = 79.186,37 + 9.066,687 \cdot 10 = 169.853,240 \text{ mil. lei}$$

$$\hat{x}_{5-2020} = 79.186,37 + 9.066,687 \cdot 11 = 178.919,927 \text{ mil. lei}$$

Creșterea medie anuală a datoriei externe totale a administrației publice a României a fost de 9.066,687 mil. lei în anii 2011 – 2018 (atestată de mărimea parametrului „b” a modelului) și se estimează că se va menține această tendință și în următorii doi ani.

Modelul la care facem referire estimează pentru segmentele de timp imediat următoare creșteri absolute punctuale ale datoriei externe totale a administrației publice a României, iar pentru o înțelegere a acestei dimensiuni, într-o viziune probabilă, este recomandat să se estimeze și intervale de încredere aferente.

Estimarea unor intervale de încredere, pentru nivelurile absolute ale datoriei externe totale a administrației publice a României, este garantată, într-o formă uzuală, cu o probabilitate de 95%, și se obține prin scăderea sau adăugarea mărimii erorii limită din sau la nivelul punctual al prognozei.

În condițiile unei dispersii constante a variabilei reziduale, confirmată de „White Heteroskedasticity Test” și asimptotic normal distribuită în baza „Coeficientului Jarque-Bera”, estimația erorii limită sau maximă admisă pentru datoria externă totală a administrației publice a României, previzibilă pentru următorii doi ani, se determină astfel:

$$\hat{\Delta} = \pm t_{q=0,05; f=n-k=9-2=7} \cdot \hat{\sigma}_{x_5, \hat{x}_5} = \pm 2,365 \cdot 9.556,022 = \pm 22.599,992 \text{ mil. lei}$$

Limitele intervalului de încredere în care se poziționează nivelul estimat al datoriei externe totale a administrației publice a României, pentru anul 2019:

$$\text{Limita inferioară : } li = \hat{x}_{5-2019} = 169.853,240 - 22.599,992 = 147.253,248 \text{ mil. lei}$$

$$\text{Limita superioară : } ls = \hat{x}_{5-2019} = 169.853,240 + 22.599,992 = 192.453,232 \text{ mil. lei}$$

Limitele intervalului de încredere în care se poziționează nivelul estimat al datoriei externe totale a administrației publice a României, pentru anul 2020:

$$\text{Limita inferioară : } li = \hat{x}_{5-2020} = 178.919,927 - 22.599,992 = 156.319,935 \text{ mil. lei}$$

$$\text{Limita superioară : } ls = \hat{x}_{5-2020} = 178.919,927 + 22.599,992 = 201.519,919 \text{ mil. lei}$$

G - Analiza dinamicii datoriei externe a administrației publice centrale

Dinamica datoriei externe a administrației publice centrale a României are, în perioada 2010 – 2018, o configurație liniară, pentru care s-a obținut, prin aplicarea metodei celor mai mici pătrate, modelul: $\hat{x}_6 = 72.767,46 + 9.296,135 \cdot t$ (Figura 19).

În baza testărilor statistice efectuate, viabilitatea modelului liniar al dinamicii datoriei externe a administrației publice centrale a României are confirmarea statistică necesară, deoarece „Criteriul Jarque-Bera” ($JB = 0,607253$; Prob. (JB) = 73,8136%), „Coeficientul de inegalitate/neregularitate al lui Theil” ($Th = 3,2402\%$), precum și „White Heteroskedasticity Test” ($F_{\text{statistic}} = 0,860340$, $q = 0,4693$; $\chi^2_{\text{statistic}} = 2,005797$, $q = 0,3668$) au mărimi cu semnificație statistică, cărora li se asociază probabilități (sau praguri de semnificație - q) ce susțin concluzia formulată.

De asemenea, estimația erorii medii a ecuației de tendință $\hat{\sigma}_{x_6, \hat{x}_6} = 8.947,482$ mil. lei are o dimensiune relativă în raport cu media variabilei dependente ($\bar{x} = 119.248,1$ mil. lei) de 7,50%, sub o limită suficient de restrictivă de 10%, estimatorii coeficienților modelului „ a ” și „ b ” sunt semnificativ diferiți de zero, conform „Criteriului t ” și, în aceste condiții, modelul liniar este specificat corect.

Suportul statistic de apreciere a calității modelului liniar atenționează asupra unei stări de vulnerabilitate prin Coeficientul Durbin-Watson (DW) = 0,708070, care nu se încadrează în intervalul de acceptare a ipotezei de respingere a stării de autocorelare a erorilor ($1,320 - (4 - 1,320) = 2,680$), în baza distribuției Durbin-Watson, cu o probabilitate de 95%) – se respinge ipoteza nulă H_0 .

Starea de vulnerabilitate se referă la:

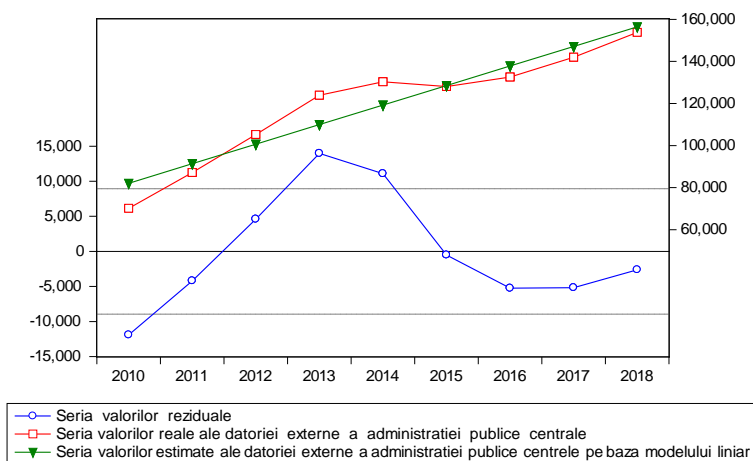
- valorile $t_{-statistic}$ calculate pentru estimarea semnificației parametrilor sunt supradimensionate, ceea ce sugerează o semnificație a parametrilor mai mare decât este în realitate.

- estimarea erorii medii a ecuației de tendință este subdimensionată față de valoarea reală și, în consecință, coeficientul de determinare R^2 este supradimensionat, ceea ce indică o ajustare mai bună decât este în realitate.

Cauza care poate produce, în acest caz, autocorelarea reziduurilor, este neincluderea în model a unui număr suficient de mare de observații.

Prezentarea grafică a reziduurilor, a nivelurilor reale și a nivelurilor estimate ale datoriei externe a administrației publice centrale a României din perioada 2010 - 2018, pe baza modelului liniar

Figura 19.



Modelul liniar al dinamicii datoriei externe a administrației publice centrale a României este apreciat în general ca viabil, cu susținerea statistică necesară, și poate fi folosit cu suficientă siguranță pentru a estima niveluri previzibile, în segmentele de timp viitoare.

Pe baza metodologiei expuse, nivelurile punctuale ale prognozei datoriei externe a administrației publice centrale a României, pentru anii 2019 și 2020, sunt:

$$\hat{x}_{6-2019} = 72.767,46 + 9.296,135 \cdot 10 = 165.728,810 \text{ mil. lei}$$

$$\hat{x}_{6-2020} = 72.767,46 + 9.296,135 \cdot 11 = 175.024,945 \text{ mil. lei}$$

Creșterea medie anuală a datoriei externe a administrației publice centrale a României a fost de 9.296,135 mil. lei, în anii 2011 – 2018 (atestată de mărimea parametrului „b” a modelului), și se estimează că se va menține această tendință și în următorii doi ani.

Modelul la care facem referire estimează pentru segmentele de timp imediat următoare creșteri absolute punctuale ale datoriei externe a administrației publice centrale a României, iar pentru o înțelegere a acestei dimensiuni într-o viziune probabilă este recomandat să se estimeze și intervale de încredere aferente.

Estimarea unor intervale de încredere, pentru nivelurile absolute ale datoriei externe a administrației publice centrale a României, este garantată, într-o formă uzuală, cu o probabilitate de 95%, și se obține prin scăderea sau adăugarea mărimii erorii limită din sau la nivelul punctual al prognozei.

În condițiile unei dispersii constante a variabilei reziduale, confirmată de „White Heteroskedasticity Test” și asimptotic normal distribuită în baza „Coeficientului Jarque-Bera”, estimația erorii limită sau maximă admisă pentru datoria externă a administrației publice centrale a României, previzibilă pentru următorii doi ani, se determină astfel:

$$\hat{\Delta} = \pm t_{q=0,05; f=n-k=9-2=7} \cdot \hat{\sigma}_{x_6, \hat{x}_6} = \pm 2,365 \cdot 8.947,482 = \pm 21.160,795 \text{ mil. lei}$$

Limitele intervalului de încredere în care se poziționează nivelul estimat al datoriei externe a administrației publice centrale a României, pentru anul 2019:

$$\text{Limita inferioară : } li = \hat{x}_{6-2019} = 165.728,810 - 21.160,795 = 144.568,015 \text{ mil. lei}$$

$$\text{Limita superioară : } ls = \hat{x}_{6-2019} = 165.728,810 + 21.160,795 = 186.889,605 \text{ mil. lei}$$

Limitele intervalului de încredere în care se poziționează nivelul estimat al datoriei externe a administrației publice centrale a României, pentru anul 2020:

$$\text{Limita inferioară : } li = \hat{x}_{6-2020} = 175.024,945 - 21.160,795 = 153.864,150 \text{ mil. lei}$$

$$\text{Limita superioară : } ls = \hat{x}_{6-2020} = 175.024,945 + 21.160,795 = 196.185,740 \text{ mil. lei}$$

H - Analiza dinamicii datoriei externe a administrației publice locale

Dinamica datoriei externe a administrației publice locale a României are, în perioada 2010 – 2018, o configurație parabolică, cu un maxim în anul 2014, (6.321,8 mil. lei). În anii următori, 2015 – 2018, datoria se reduce treptat, ajungând până la nivelul de 3.982,2 mil. lei, în anul 2018 (Figura 20). Având în vedere această evoluție, s-a optat pentru modelul:

$$\hat{x}_7 = a + b \cdot t + c \cdot t^2 \rightarrow \hat{x}_7 = 4.958,424 + 567,0256 \cdot t - 79,64340 \cdot t^2$$

ai cărui coeficienți au fost estimați prin aplicarea metodei celor mai mici pătrate.

În baza testărilor statistice efectuate, viabilitatea modelului parabolic al dinamicii datoriei externe a administrației publice locale a României are confirmarea statistică necesară, deoarece „Criteriul Jarque-Bera” ($JB = 0,599141$; Prob. (JB) = 74,1136%), „Coeficientul de inegalitate/neregularitate al lui Theil” ($Th = 2,9120\%$), „Coeficientul Durbin-Watson” ($DW = 1,661314$), precum și „White Heteroskedasticity Test” ($F_{\text{statistic}} = 4,195989$, $q = 0,0969$; $\chi^2_{\text{statistic}} = 7,267895$, $q = 0,1224$) au mărimi cu semnificație statistică, cărora li se asociază probabilități (sau praguri de semnificație - q) ce susțin concluzia formulată.

De asemenea, estimația erorii medii a ecuației de tendință $\hat{\sigma}_{x_7, \hat{x}_7} = 380,1543$ mil. lei are o dimensiune relativă în raport cu media variabilei dependente ($\bar{x} = 5.271,511$ mil. lei) de 7,21%, sub o limită suficient de restrictivă de 10%.

În concluzie, se apreciază că:

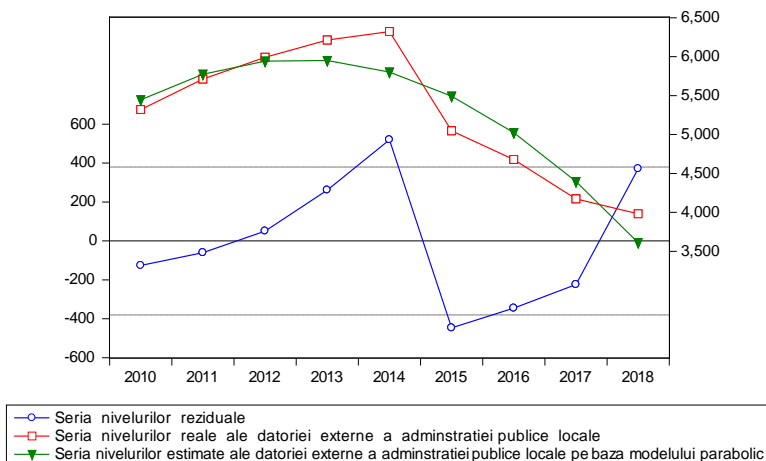
- estimatorii coeficienților modelului, „ a ”, „ b ” și „ c ”, sunt semnificativ diferiți de zero, conform „Criteriului t ” și, în aceste condiții, modelul liniar este specificat corect,

- estimația erorii medii a ecuației de tendință este nedistorsionată față de valoarea reală și, de asemenea, coeficientul de determinare R^2 este semnificativ diferit de zero, în baza „Criteriului F ”, ceea ce indică o ajustare viabilă în raport cu realitatea,

- modelul parabolic este susținut, din punct de vedere statistic, pentru a estima niveluri previzibile în segmentele de timp următoare.

Prezentarea grafică a reziduurilor, a nivelurilor reale și a nivelurilor estimate ale datoriei externe a administrației publice locale a României din perioada 2010-2018, pe baza modelului parabolic

Figura 20.



Pe baza metodologiei expuse, nivelurile punctuale ale prognozei datoriei externe a administrației publice locale a României, pentru anii 2019 și 2020, sunt:

$$\hat{x}_{7-2019} = 4.958,424 + 567,0256 \cdot 10 - 79,64340 \cdot 10^2 = 2.664,34 \text{ mil. lei}$$

$$\hat{x}_{7-2020} = 4.958,424 + 567,0256 \cdot 11 - 79,64340 \cdot 11^2 = 1.558,85 \text{ mil. lei}$$

Modelul la care facem referire estimează, pentru segmentele de timp imediat următoare, diminuări absolute punctuale ale datoriei externe a administrației publice locale a României, iar pentru o înțelegere a acestei dimensiuni, într-o viziune probabilă, este recomandat să se estimeze și intervale de încredere aferente.

Estimarea unor intervale de încredere, pentru nivelurile absolute ale datoriei externe a administrației publice locale a României, este garantată, într-o formă uzuală, cu o probabilitate de 95%, și se obține prin scăderea sau adăugarea mărimii erorii limită din sau la nivelul punctual al prognozei.

În condițiile unei dispersii constante a variabilei reziduale, confirmată de „White Heteroskedasticity Test” și asimptotic normal distribuită în baza „Coeficientului Jarque-Bera”, estimația erorii limită sau maximă admisă pentru datoria externă a administrației publice locale a României, previzibilă pentru următorii doi ani, se determină astfel:

$$\hat{\Delta} = \pm t_{q=0,05; f=n-k=9-3=6} \cdot \hat{\sigma}_{x_7, \hat{x}_7} = \pm 2,447 \cdot 380,1543 = \pm 930,238 \text{ mil. lei}$$

Limitele intervalului de încredere în care se poziționează nivelul estimat al datoriei externe a administrației publice locale a României, pentru anul 2019:

$$\text{Limita inferioară : } li = \hat{x}_{7-2019} = 2.664,340 - 930,238 = 1.734,102 \text{ mil. lei}$$

$$\text{Limita superioară : } ls = \hat{x}_{7-2019} = 2.664,340 + 930,238 = 3.594,578 \text{ mil. lei}$$

Limitele intervalului de încredere în care se poziționează nivelul estimat al datoriei externe a administrației publice locale a României, pentru anul 2020:

$$\text{Limita inferioară : } li = \hat{x}_{7-2020} = 1.558,850 - 930,238 = 628,612 \text{ mil. lei}$$

$$\text{Limita superioară : } ls = \hat{x}_{7-2020} = 1.558,850 + 930,238 = 2.489,088 \text{ mil. lei}$$

Observații generale

Analiza dinamicii datoriei administrației publice identifică proporția majoră a datoriei administrației centrale, comparativ cu administrația publică locală:

- Proporția datoriei administrației publice centrale în totalul datoriei a fost:

- în anul 2018, de 95,72%
 - și se estimează, pentru anul 2019, un nivel de 95,55% și, respectiv, pentru anul 2020, de 95,76%

- Proporția datoriei externe a administrației publice centrale în totalul datoriei externe a fost:

- în anul 2018, de 97,48%
 - și se estimează, pentru anul 2019, un nivel de 97,57% și, respectiv, pentru anul 2020, 97,82%

Concluzii

Pe baza rezultatelor obținute se recomandă a se adopta o soluție de estimare a prognozei sumei datoriei administrației publice a României pe perioade scurte de timp (1-2 ani) și, respectiv, un calcul succesiv al prognozei în funcție de modificările conjuncturale care se produc, uneori în perioade foarte scurte de timp, atât în ceea ce privește mediul economic, dar și cel politic, atât în cel intern, cât și în cel extern.

Dacă ne conformăm unei logici economice generale de viziune macroeconomică este previzibil ca datoria administrației publice a României să urmeze, în viitor, pentru o perioadă de timp medie sau lungă, o tendință de tip hiperbolic sau logistic, de majorare treptată încetinită și apoi de stabilizare în apropierea unui plafon maxim, sau chiar o formă matematică de tip parabolic, respectiv, după atingerea unui punct maxim de creștere, să înregistreze diminuări. Identificarea operativă a acestor realități impune însă o supraveghere constantă a nivelului absolut și relativ al datoriei publice totale, dar și pe componente structurale.

Acest studiu de caz are valoarea și utilitatea unei informații cu caracter preventiv pentru corecția și fundamentarea deciziilor guvernamentale, în vederea încadrării deficitului bugetar în limite neinflaționiste, pentru o politică financiară și bugetară care să mențină echilibrele macroeconomice și stabilitatea economică a țării.

La finalul studiului de caz prezentat se menționează un principiu acceptat ce trebuie respectat cu rigurozitate deplină în virtutea căruia prognozele elaborate pentru segmentele de timp care urmează, la un orizont mai apropiat sau mai îndepărtat, sunt cu atât mai sigure cu cât suportul informațional de descriere a trecutului este în mod real cuantificat, nu este marcat de erori de observare și există o viziune comparabilă de calcul al nivelurilor individuale prin prisma metodologiei aplicate.

Bibliografie selectivă

- [1]. Andrei, T., Bourbonnais, R. (2008) - „Econometrie”, Editura Economică, București.
- [2]. Anghel, M., G. (2014) - „Econometric Model Applied in the Analysis of the Correlation between Some of the Macroeconomic Variables”, Romanian Statistical Review – Supplement/Nr. 1/2014, pp. 88–94.
- [3]. Anghelache, C., Anghel, M., G., Manole, A. (2015) - “Modelare economică, financiar-bancară și informatică”, Editura Artifex, București.
- [4]. Burghilea, Cristina (2014) - „Macroeconomie”, Editura Transversal, București.
- [5]. Mihăilescu, N. (2014) - „Statistică și Bazele statistice ale econometriei”, Editura Transversal, București.
- [6]. Pagliacci, M.; Anghelache G., V.; Pocan I., M.; Marinescu R., T.; Manole A. (2011) - “Multiple Regression – Method of Financial Performance Evaluation”, ART ECO – Review of Economic Studies and Research, Editura Artifex, Vol. 2/ No.4/2011.
- [7]. Stancu, S., Andrei, T., Iacob, A., I., Tusa, E. (2008) - „Introducere în econometrie utilizând Eviews”, Editura Economică, București.