



Societatea Română de Statistică
Romanian Statistical Society

Institutul Național de Statistică
National Institute of Statistics



Revista Română de Statistică Supliment

Romanian Statistical Review Supplement

2 /2025

www.revistadestatistică.ro/supliment

SUMAR / CONTENTS 2/2025

Model econometric al relației dintre factorii pieței muncii și presiunea demografică asupra sistemului public de pensii din România	3
Econometric Model of the Relationship Between Labor Market Factors and Demographic Pressure on the Public Pension System in Romania	12
Senior Lecturer Eng. Elena IONIȚĂ, PhD Professor Mădălina-Gabriela ANGHEL, PhD, Habil.	
Situația macroeconomică a piețelor agroalimentare din România	21
Macroeconomic situation of agri-food markets in Romania	32
Denis-Arthur STRIJEK, PhD Student	
Transmiterea șocurilor între piața bursieră și economia reală din România: o abordare bazată pe VAR și implicații politice	43
Shock transmission between the stock market and the real economy in Romania: a VAR-based approach and policy implications	55
Floarea Iuliana SUSU, Master's student	
Analiza influenței structurii populației asupra dinamicii numărului pensionarilor în România	66
Analysis of the influence of population structure on the dynamics of the number of pensioners in Romania	76
Professor Mădălina-Gabriela ANGHEL, PhD, Habil. Senior Lecturer Eng. Elena IONIȚĂ, PhD	

Regional investment in real assets – an empirical analysis of the in EU emerging states including Romania **86**

Associate Liliana **Pintilia**

Livia Marineta **Drăgușin**, PhD

Radu Alin **Păunescu** PhD

Adi Eleonor **Trifu**, PhD

Florentina **Sîrodoev**, PhD

System of strategic management of sustainable economic development of enterprises in the conditions of digitalization **107**

Associate Professor Novruzov Atif, PhD

Associate Professor Mamedova Sevda Binyat, PhD

Lecturer Novruzov Farid Geray Velizade

Responsabil de număr: Mădălina Anghel

Model econometric al relației dintre factorii pieței muncii și presiunea demografică asupra sistemului public de pensii din România

Șef lucrări dr. ing. Elena IONIȚĂ

Universitatea Națională de Știință și Tehnologie POLITEHNICA București

Prof. univ. dr. habilit. Mădălina-Gabriela ANGHEL (*madalinagabriela_anghel@yahoo.com*)

Universitatea „Artifex” din București / Academia Română, Institutul de Economie Națională

ORCID ID: 0000-0001-8705-034X

Abstract

Procesul de îmbătrânire a populației reprezintă un fenomen demografic complex, cu implicații semnificative asupra echilibrelor economice și sociale, influențând direct sustenabilitatea sistemelor publice de pensii. În România, tendințele demografice arată o creștere constantă a ponderii persoanelor cu vârsta de 65 ani și peste în totalul populației, concomitent cu reducerea populației active. Acest fenomen amplifică presiunea asupra sistemului public de pensii de tip redistributiv.

Obiectivul autorilor în cadrul acestui articol a fost analiza relației dintre evoluția demografică și dinamica pieței muncii, cu accent pe modul în care în care rata de ocupare și rata șomajului influențează rata de dependență a persoanelor în vârstă. În acest sens, a fost utilizat un model econometric de regresie liniară multiplă. Studiul acoperă perioada 2013–2024 și se bazează pe date statistice oficiale, provenite din surse europene armonizate, respectiv Eurostat.

Pornind de la premisa că îmbătrânirea populației exercită o presiune tot mai mare asupra sistemului public de pensii, această cercetare își propune să identifice corelații semnificative între indicatorii pieței muncii și raportul dintre populația vârstnică și cea ocupată. Analiza cantitativă evidențiază o legătură strânsă între creșterea ratei de ocupare și majorarea ratei de dependență, sugerând astfel o posibilă adaptare a pieței muncii la schimbările demografice.

Cuvinte cheie: îmbătrânirea populației, rata de dependență a persoanelor în vârstă, sistem de pensii, model econometric, corelație.

Clasificarea JEL: H55, J32.

Introducere

Piața muncii joacă un rol esențial în asigurarea unui raport echilibrat între populația activă și cea aflată în întreținere. Analiza relației dintre indicatorii pieței muncii și rata de dependență a persoanelor în vârstă este importantă pentru înțelegerea modului în care politicile de ocupare pot contribui la reducerea presiunilor demografice asupra sistemului public de pensii.

Obiectivul principal al cercetării constă în evaluarea relației dintre dinamica pieței muncii (exprimată prin rata de ocupare și rata șomajului) și evoluția ratei de dependență demografică a persoanelor vârstnice în România.

În acest context, autorii au fost formulat următoarele ipoteze de cercetare:

H1: Rata de ocupare a populației în vârstă activă influențează pozitiv rata de dependență a persoanelor în vârstă;

H2: Rata șomajului are un efect negativ asupra ratei de dependență a persoanelor în vârstă;

H3: Variabilele pieței muncii explică o proporție semnificativă din variația ratei de dependență a apersoanelor în vârstă, în cadrul unui model de regresie multiplă.

Pentru testarea acestor ipoteze a fost aplicată o analiză econometrică bazată pe modelul de regresie liniară multiplă, utilizând serii anuale de date aferente perioadei 2013-2024. Datele au fost preluate din baza de date Eurostat.

Literature review

În contextul îmbătrânirii populației, literatura de specialitate abordează cu prioritate efectele demografice asupra dinamicii economice, sustenabilității fiscale și funcționării pieței muncii, evidențiind totodată provocările majore pentru sistemele de pensii publice.

Anghelache, Răduț și Strijek (2023) au analizat evoluția șomajului în contextul socio-economic actual, oferind o perspectivă statistică detaliată asupra dinamicii ocupării forței de muncă, ceea ce contribuie la înțelegerea provocărilor demografice și a efectelor acestora asupra pieței muncii și sistemelor de protecție socială. Anghelache și Anghel (2017) au evidențiat importanța politicilor active de ocupare a forței de muncă în contextul Uniunii Europene, aspect relevant pentru înțelegerea impactului demografic asupra pieței muncii și sustenabilității sistemelor de pensii. Alonso-García et al. (2018) au efectuat un studiu comparativ al sistemelor de pensii publice PAYGO cu beneficii definite, respectiv contribuții definite, evidențiind implicațiile pe termen lung pentru echilibrul financiar și redistribuția intergenerațională. Casey (2012) a analizat efectele crizei economice asupra sistemelor de pensii europene, subliniind modul în care recesiunea a amplificat presiunile asupra politicilor de protecție socială și a accelerat reformele orientate spre sustenabilitate fiscală. Choi et al. (2024) au arătat că, deși speranța de viață a crescut în țările industrializate, calitatea sănătății în vârstă este precară, cerând ajustări majore în sistemele de sănătate pentru a răspunde îmbătrânirii populației.

Hassel et al. (2019) au analizat măsurile de politică publică la criza financiară, argumentând că finanțarea pensiilor a fost modelată de factori politici și instituționali, nu doar economici. He et al. (2021) au dezvoltat un model actuarial pentru determinarea ratei optime de contribuție în sistemele PAYGO, urmărind echilibrul între stabilitate financiară și echitate între generații. Hofäcker et al. (2016) au cercetat provocările și progresele în întârzierea pensionării, în contextul strategiilor de îmbătrânire activă promovate în Europa, SUA și Japonia. Irving et al. (2017) au studiat legătura dintre sentimentul de scop al vârstnicilor și calitatea vieții, evidențiind rolul implicării sociale și al activităților semnificative în procesul de îmbătrânire pozitivă.

Obiectivul cercetării lui Jarner și Kronborg (2016) este modelarea momentului intrării în pensie, oferind aplicații relevante pentru evaluarea riscurilor fondurilor de pensii. Kaplan și Sánchez (2014) au explorat potențialul programelor intergeneraționale, ca instrumente de politică publică în societățile îmbătrânite, promovând coeziunea socială și solidaritatea între generații. Kuitto et al. (2021) au studiat relația dintre valoarea pensiilor publice și rata sărăciei în rândul vârstnicilor în țările OCDE, subliniind rolul statului în prevenirea excluziunii sociale la bătrânețe.

Lianos et al. (2023) au examinat impactul scăderii populației asupra creșterii economice, evidențiind interdependențele dintre dinamica demografică și performanța macroeconomică. Wang et al. (2024) au analizat modul în care finanțele verzi pot contribui la dezvoltarea economică durabilă în contextul îmbătrânirii populației, oferind o perspectivă integrată asupra politicilor economice și de mediu.

Möhring (2015) au accentuat modul în care istoricul ocupațional influențează veniturile din pensii în Europa, evidențiind rolul instituțiilor naționale în modelarea inegalităților la vârsta pensionării. Warner et al. (2017) au evidențiat necesitatea ca strategiile și politice publice adoptate de către autoritățile trebuie să fie adaptate nevoilor unei populații în vârstă în creștere.

Scopul cercetării lui Worts et al. (2016) a fost înțelegerea traiectoriilor ocupaționale ale persoanelor vârstnice, subliniind impactul diferențiat al politicilor de muncă asupra bărbaților și femeilor.

Metodologia cercetării, date, rezultate și discuții

Analiza realizată în cadrul acestui studiu vizează investigarea relației dintre rata de dependență a persoanelor în vârstă (variabilă dependentă) și doi indicatori ai pieței muncii, respectiv: rata de ocupare și rata șomajului (variabile explicative), în contextul economiei românești.

Alegerea celor trei indicatori s-a bazat pe legătura strânsă dintre dinamica demografică și evoluția pieței muncii, în contextul presiunii economice exercitate asupra sistemului public de pensii. Astfel, rata de dependență a persoanelor în vârstă reflectă presiunea economică exercitată de populația

în vârstă asupra populației active, fiind un indicator esențial pentru evaluarea sustenabilității financiare a sistemului de pensii. Formula de calcul este următoarea:

$$Oa_{dr} = \frac{Pop_{65+}}{Pop_{15+64}} \cdot 100 \quad (1)$$

unde:

Oadr = rata de dependență a persoanelor în vârstă;

Pop₆₅₊ = numărul persoanelor cu vârsta de 65 ani și peste (adică persoanele considerate, în general, în afara forței active de muncă);

Pop₁₅₊₆₄ = numărul persoanelor cu vârsta între 15 și 64 ani.

Numărătorul indică populația vârstnică (65+ ani), respectiv persoanele considerate, în general, în afara forței active de muncă, iar numitorul reflectă populația activă din punct de vedere demografic (15-64 ani), considerată populația „în vârstă de muncă” și potențială susținătoare economic.

Rata de ocupare reflectă capacitatea pieței muncii de a valorifica forța de muncă disponibilă, influențând direct baza de contribuabili la bugetul de asigurări sociale. O rată mai mare a ocupării sugerează un sistem economic mai robust, capabil să susțină financiar o populație în vârstă mai numeroasă.

În paralel, rata șomajului evidențiază nivelul de subutilizare a resursei de muncă și potențialele riscuri sociale, influențând presiunea pe bugetul public și contribuțiile la sistemul de pensii; astfel, o rată a șomajului mai mare implică mai puține contribuții.

Luând în considerare cele de mai sus, se poate afirma faptul că analiza relației dintre acești indicatori permite o evaluare econometrică relevantă a modului în care evoluțiile de pe piața muncii influențează echilibrul dintre generații și sustenabilitatea sistemului public de pensii în România.

Intervalul de timp analizat cuprinde anii 2013–2024, permițând o perspectivă actualizată asupra evoluției indicatorilor selectați. Primul pas în cadrul analizei constă în colectarea și construirea celor trei serii de date pentru rata de dependență a persoanelor în vârstă, rata de ocupare și rata șomajului, centralizate în tabelul nr. 1.

Evoluția ratei de dependență a persoanelor în vârstă și a indicatorilor pieței muncii în România, în perioada 2013-2024 (%)

Tabelul nr. 1

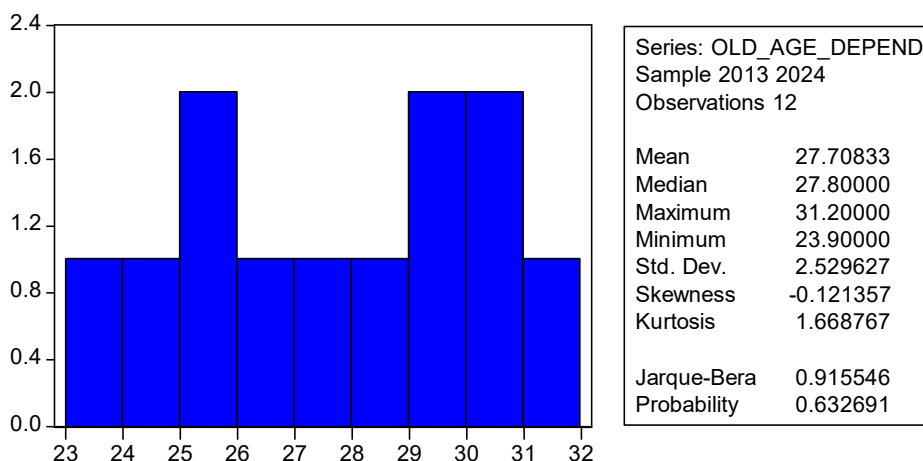
Anul	Rata de dependență a persoanelor în vârstă	Rata de ocupare	Rata șomajului*
2013	23,9	52,6	9
2014	24,3	53,7	8,6
2015	25,2	54,9	8,4
2016	25,9	55,8	7,2
2017	26,7	58,0	6,1
2018	27,5	59,0	5,3
2019	28,1	60,2	4,9
2020	29,0	60,2	6,1
2021	29,7	61,9	5,6
2022	30,3	63,1	5,6
2023	30,7	63,0	5,6
2024	31,2	63,8	5,4

Sursa: Eurostat, accesat în data de 31 mai 2025; *procentul persoanelor din forța de muncă care sunt în șomaj.

Ulterior, asupra acestor serii se aplică o serie de teste statistice și econometrice, în vederea verificării proprietăților datelor și a identificării relațiilor de corelație între variabile. Acest demers metodologic este important pentru validarea ipotezelor de cercetare și pentru fundamentarea riguroasă a modelului econometric utilizat. Pentru a genera testele statistice specifice fiecăruia dintre cei trei indicatori, a fost utilizat pachetul informatic Eviews.

Testele statistice ale variabilei rata de dependență a persoanelor în vârstă

Figura nr. 1



Sursa: reprezentarea autorilor.

Testele statistice aplicate asupra seriei de date referitoare la evoluția ratei de dependență a persoanelor în vârstă, în perioada 2013–2024, au evidențiat faptul că valoarea medie a acestui indicator a fost de 27,71%, ceea ce înseamnă că, în medie, la 100 de persoane aflate în vârstă de muncă au revenit aproximativ 28 de persoane vârstnice.

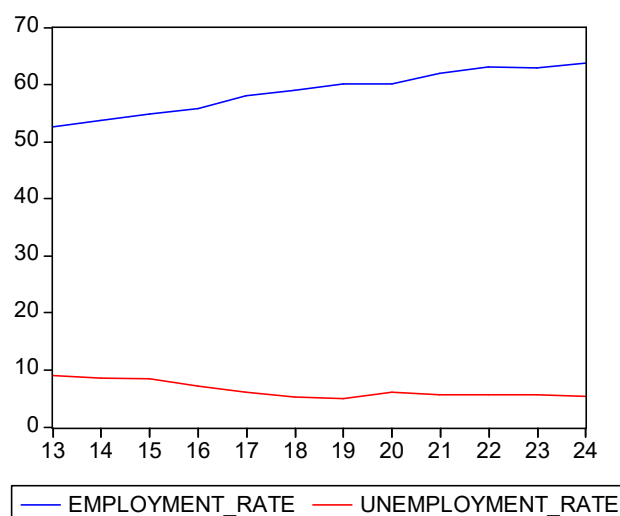
Valoarea Skewness de -0,12 indică o asimetrie negativă slabă, ceea ce sugerează că distribuția este aproape simetrică, dar cu o ușoară tendință spre valori mai mici decât media.

Rezultatul testului Kurtosis, de 1,67, arată că distribuția este platocurtică, adică mai „aplatizată” decât distribuția normală (care are kurtosis = 3), reflectând o concentrare mai redusă a valorilor în jurul mediei.

În plus, testul Jarque–Bera nu respinge ipoteza de normalitate (statistică = 0,91; $p = 0,63$), ceea ce confirmă că distribuția poate fi considerată normală din punct de vedere statistic, permițând aplicarea metodelor econometrice care presupun această proprietate, precum regresia OLS.

Evoluția Employment rate și a Unemployment rate în România, în perioada 2013-2024

Figura nr. 2



Sursa: reprezentarea autorilor.

Evoluția ratei de ocupare și a ratei șomajului în România, în perioada 2013–2024, prezentată în Tabelul nr. 1 și reprezentată grafic în Figura nr. 2, evidențiază o îmbunătățire a principalilor indicatori ai pieței muncii. Astfel, deși rata de ocupare a crescut de la 52,6%, în anul 2013 la 63,8%, în anul 2024, indicând o creștere semnificativă a gradului de integrare a populației în vârstă de muncă în activități economice, Cu toate acestea, nivelul înregistrat în România rămâne considerabil sub media Uniunii Europene, care a atins 70,8%, în anul 2024.

În paralel, rata șomajului în România a înregistrat un trend descendent, coborând de la 9% (în anul 2013) la 5,4% (în anul 2024), cu o stagnare relativă între anii 2021-2023.

Legătura dintre cele trei variabile poate fi prezentată prin intermediul modelului econometric specific regresiei liniare multiple, care permite estimarea influenței simultane exercitate de rata de ocupare și rata șomajului asupra ratei de dependență a persoanelor în vârstă, după cum urmează:

$$\text{Rata de dependență a persoanelor în vârstă} = x_0 + x_1 \times \text{Rata de ocupare} + x_2 \times \text{Rata șomajului} + \varepsilon \quad (2)$$

unde:

x_0, x_1, x_2 = parametrii modelului liniar de regresie;

ε = valoarea reziduală a modelului de regresie.

Estimarea parametrilor modelului de regresie prin metoda celor mai mici pătrate

Tabelul nr. 2

Dependent Variable: OLD_AGE_DEPEND

Method: Least Squares

Date: 05/31/25 Time: 18:41

Sample: 2013 2024

Included observations: 12

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-18.94847	3.077562	-6.156977	0.0002
EMPLOYMENT_RATE	0.757323	0.041141	18.40814	0.0000
UNEMPLOYMENT_RATE	0.322112	0.110530	2.914243	0.0172
R-squared	0.992676	Mean dependent var		27.70833
Adjusted R-squared	0.991049	S.D. dependent var		2.529627
S.E. of regression	0.239328	Akaike info criterion		0.190351
Sum squared resid	0.515499	Schwarz criterion		0.311578
Log likelihood	1.857893	F-statistic		609.9552
Durbin-Watson stat	2.741012	Prob(F-statistic)		0.000000

Valorile obținute ale celor trei parametri ai modelului sunt $x_0 = -18.94847$, $x_1 = 0.757323$ și $x_2 = 0.322112$, astfel că modelul de regresie care caracterizează relația dintre rata de dependență a persoanelor în vârstă și cele două variabile independente se scrie:

$$\text{Rata de dependență a persoanelor în vârstă} = -18,94847 + 0,757323 \times \text{Rata de ocupare} + 0,322112 \times \text{Rata șomajului} + \varepsilon \quad (3)$$

Valorile înregistrate de coeficientul de determinație (*R-squared*) și coeficientul de determinație corectat (*Adjusted R-squared*) arată ponderea în care variabila dependentă este explicată de către variabila independentă, astfel că, în proporție de peste 99% din valoarea rata de dependență a persoanelor în vârstă este explicată prin valoarea înregistrată de cele două variabile independente. O creștere cu 1 punct procentual a ratei de ocupare este asociată cu o creștere de aproximativ 0,76 puncte a ratei de dependență a persoanelor în vârstă, iar o creștere cu 1 punct procentual a ratei șomajului este asociată cu o creștere de 0,32 puncte a raportului de dependență.

Rezultatele obținute sugerează o relație aparent paradoxală: atât creșterea ratei de ocupare, cât și cea a ratei șomajului sunt asociate cu o creștere a ratei de dependență a persoanelor în vârstă. Această constatare poate reflecta un efect structural al procesului de îmbătrânire demografică, ale cărui implicații nu sunt pe deplin compensate de dinamica pozitivă a pieței muncii. Este posibil ca factori precum migrația internațională, scăderea natalității sau modificările structurale ale populației active să exercite o influență semnificativă asupra acestui fenomen.

În ceea ce privește validitatea acestui model de regresie, aceasta este confirmată de valorile înregistrate de testele F-statistic (valoarea de 609.9552 depășește cu mult nivelul de referință tabelat) și testul R-squared, astfel că modelul analizat este unul corect. Valoarea înregistrată de Prob (0.0000) relevă faptul că variabilele sunt semnificative din punct de vedere statistic. Testul Durbin-Watson = 2.74 arată că modelul este robust.

Tabelul nr. 3. Matricea de corelație

	OLD_AGE_DEPEND	EMPLOYMENT_RATE	UNEMPLOYMENT_RATE
OLD_AGE_DEPEND	1	0.992857286799	-0.846721059747
EMPLOYMENT_RATE	0.992857286799	1	-0.890850507911
UNEMPLOYMENT_RATE	-0.846721059747	-0.890850507911	1

Sursa: reprezentarea autorilor.

Matricea de corelație evidențiază o corelație pozitivă foarte puternică între rata de dependență a persoanelor în vârstă (OLD_AGE_DEPEND) și rata de ocupare a forței de muncă (EMPLOYMENT_RATE), coeficientul de corelație fiind de 0.99. Această relație indică faptul că, în contextul României, o creștere a ponderii populației vârstnice raportată la populația activă este asociată

cu o creștere a ratei de ocupare, posibil ca urmare a presiunilor demografice care determină o integrare mai accentuată pe piața muncii a segmentelor active disponibile (inclusiv prelungirea vieții active).

De asemenea, se observă o corelație negativă puternică între rata șomajului (UNEMPLOYMENT_RATE) și celelalte două variabile: -0.85 față de raportul de dependență și -0.89 față de rata de ocupare. Aceste valori sugerează că, pe măsură ce ocuparea crește, șomajul scade, ceea ce este logic și așteptat, dar și că un raport mai mare de dependență a vârstnicilor este asociat cu un nivel mai scăzut al șomajului, posibil în contextul unui deficit de forță de muncă, în care populația activă este absorbită mai eficient în economie.

Totodată, trebuie avut în vedere faptul că rata de dependență demografică și rata de dependență economică sunt complementare și pot oferi explicații relevante privind nivelul de adaptare economică la procesul de îmbătrânire a populației și participarea efectivă pe piața muncii.

Rata de dependență a persoanelor în vârstă este un indicator autonom, calculat exclusiv pe baza structurii de vârstă a populației. Astfel, efectele sociale și economice ale îmbătrânirii pot fi amplificate de valorile ridicate ale dependenței demografice și economice.

În timp ce rata de dependență demografică se bazează exclusiv pe criterii de vârstă și presupune că toate persoanele cuprinse între 15–64 de ani sunt active economic, această ipoteză nu reflectă fidel realitățile pieței muncii. Din acest motiv, rata de dependență economică oferă o imagine mai realistă a presiunii suportate de populația ocupată, deoarece ia în calcul participarea efectivă la activitatea economică.

Cu cât rata de dependență economică este mai ridicată, cu atât presiunea reală asupra forței de muncă este mai intensă, chiar și în condițiile în care rata de dependență a persoanelor în vârstă rămâne constantă.

O valoare ridicată a ratei de dependență economică poate indica un număr insuficient de persoane ocupate în raport cu populația dependentă, ceea ce justifică necesitatea unor politici active de stimulare a participării pe piața muncii: prelungirea vieții profesionale, integrarea tinerilor, reinserția șomerilor și valorificarea potențialului grupurilor vulnerabile.

În același timp, creșterea ratei de ocupare devine unul dintre cele mai importante instrumente pentru compensarea presiunii generate de îmbătrânirea demografică.

Mai mult, rata de dependență economică este adesea invers corelată cu ponderea populației active ocupate. Atunci când o parte semnificativă a populației active nu este angajată în câmpul muncii, dependența economică crește, chiar dacă structura demografică generală nu suferă modificări semnificative. Prin urmare, o societate cu o populație activă relativ numeroasă, dar cu o rată de ocupare scăzută, poate resimți o presiune economică similară cu cea a unei societăți îmbătrânite, din perspectiva sustenabilității sistemelor publice.

Referitor la ipoteza H1: Rata de ocupare a populației în vârstă activă influențează pozitiv rata de dependență a persoanelor în vârstă, rezultatele modelului de regresie indică o corelație pozitivă și semnificativă statistic între rata de ocupare și rata de dependență a persoanelor în vârstă, coeficientul fiind pozitiv (0,757). Astfel, ipoteza H1 este confirmată, ceea ce sugerează că o creștere a ratei de ocupare corespunde unei creșteri a ratei de dependență demografică, reflectând adaptările pieței muncii în contextul îmbătrânirii populației.

Referitor la ipoteza H2: Rata șomajului are un efect negativ asupra ratei de dependență a persoanelor în vârstă, contrar așteptărilor, rata șomajului manifestă un efect pozitiv asupra ratei de dependență (coeficient pozitiv de 0,322), astfel, ipoteza H2 este astfel infirmată. Această relație aparent paradoxală poate fi explicată prin factori structurali, precum migrația, scăderea natalității sau schimbările în structura populației active, care nu sunt compensate integral de dinamica pieței muncii.

Referitor la ipoteza H3: Variabilele pieței muncii explică o proporție semnificativă din variația ratei de dependență a persoanelor în vârstă în cadrul unui model de regresie multiplă, modelul de regresie explică peste 99% din variația ratei de dependență ($R^2 = 0,9927$), confirmând ipoteza H3. Aceasta subliniază relevanța indicatorilor pieței muncii în înțelegerea și anticiparea evoluțiilor demografice și economice care influențează sustenabilitatea sistemului public de pensii.

Concluzii

Rezultatele obținute în această cercetare evidențiază faptul că, în ciuda îmbunătățirii relative a indicatorilor pieței muncii, procesul de îmbătrânire demografică continuă să genereze o presiune semnificativă asupra sistemului public de pensii din România. Astfel, forța de muncă activă nu reușește să compenseze integral efectele îmbătrânirii populației.

Analiza realizată pentru perioada 2013-2024 subliniază complexitatea interacțiunii dintre evoluțiile demografice și dinamica pieței muncii. Rezultatele modelului econometric de regresie liniară multiplă confirmă existența unei relații semnificative și pozitive între rata de ocupare a populației active și rata de dependență a persoanelor în vârstă, ceea ce sugerează o adaptare a pieței muncii la presiunile generate de îmbătrânirea demografică. Mai exact, o creștere cu un punct procentual a ratei de ocupare este asociată cu o majorare a ratei de dependență a persoanelor în vârstă, ceea ce poate reflecta o integrare mai accentuată pe piața muncii a persoanelor active concomitent cu creșterea proporției populației vârstnice.

De asemenea, rezultatele surprind un efect pozitiv și statistic semnificativ al ratei șomajului asupra ratei de dependență a persoanelor în vârstă, ceea ce indică prezența unor factori structurali asociați procesului de îmbătrânire, precum migrația forței de muncă tinere, scăderea natalității și modificările structurale ale populației active, care nu sunt compensate prin dinamica pieței muncii.

Coeficientul de determinare ridicat (R^2 ajustat $> 0,99$) atestă o capacitate explicativă foarte bună a modelului, demonstrând că variabilele pieței muncii incluse explică în proporție covârșitoare variațiile ratei de dependență a persoanelor în vârstă în România.

Pe termen lung, aceste rezultate semnalează o presiune continuă și semnificativă asupra sustenabilității financiare a sistemului public de pensii, în condițiile în care creșterea raportului de dependență nu este compensată integral de îmbunătățirile pieței muncii. În acest context, devine evidentă necesitatea adoptării unei abordări integrate care să combine măsuri de stimulare a ocupării forței de muncă, reducerea șomajului, încurajarea natalității și politici active pentru sprijinirea îmbătrânirii active. Este important să se asigure corelarea politicilor din domeniul pieței muncii cu reformele sistemului de pensii, pentru o gestionare eficientă a impactului demografic asupra sustenabilității acestuia, pentru a asigura echilibrul intergenerațional pe termen lung.

Bibliografie

1. Alonso-García, J., Boado-Penas, M.C., Devolder, P. (2018). Adequacy, fairness and sustainability of pay-as-you-go-pension-systems: defined benefit versus defined contribution. *The European Journal of Finance*, 24(13), 1100-1122
2. Anghelache, C., Răduț, M.C., Strijek, D.A. (2023). The evolution of unemployment. *Romanian Statistical Review, Supplement*, 12, 63-69
3. Anghelache, C., Anghel, M.G. (2017). The strategy for reducing unemployment. *Employment in the European Union, Theoretical and Applied Economics*, Volume XXIV, 4 (613), Winter, 25-32
4. Casey, B. (2012). The Implications of the Economic Crisis for Pensions and Pension Policy in Europe. *Global Social Policy*, 12 (3), 246-265
5. Choi, M., Sempungu, J.K., Lee, E.H., Lee, Y. H. (2024). Living longer but in poor health: Healthcare system responses to ageing populations in industrialised countries based on the findings from the Global Burden of Disease study in 2019, *BMC Public Health*, 12, 576
6. Hassel, A., Naczyk, M., Wiß, T. (2019). The Political Economy of Pension Financialisation: Public Policy Responses to the Crisis. *Journal of European Public Policy*, 26 (4): 483-500
7. He, L., Liang, Z., Song, Y., Ye, Q. (2021). Optimal contribution rate of PAYGO pension. *Scandinavian Actuarial Journal*, (6), 505-531
8. Hofäcker, D., Hess, M., König, S. (eds) (2016). Delaying Retirement: Progress and Challenges of Active Ageing in Europe, the United States and Japan. *London: Palgrave Macmillan*
9. Irving, J., Davis, S., Collier, A. (2017). Aging with purpose: systematic search and review of literature pertaining to older adults and purpose. *International Journal of Aging & Human Development*, 85, 403-437
10. Jarner, S.F., Kronborg, M.T. (2016). Entrance times of random walks: With applications to pension fund modeling. *Insurance: Mathematics and Economics*, 67, 1-20
11. Kaplan, M., Sánchez, M. (2014). Intergenerational programs and policies in aging societies. In S. Harper, K. Hamblin, J. Hoffman, K. Howse, G. Leeson (eds.) *International Handbook on Ageing and Public Policy*, 367-383. Cheltenham: Edward Elgar Publishing
12. Kuitto, K., Mädia, J., Podestá, F. (2021). Public Pension Generosity and Old-Age Poverty in OECD Countries. *Journal of Social Policy*, 52 (2), 256-275
13. Lianos, T.P., Pseiridis, A., Tsounis, N. (2023). Declining population and GDP growth, *Humanities and Social Sciences Communications*, 10, 1-9

-
14. Wang, L., Liang, J., Wang, B. (2024). Population aging and sustainable economic development: An analysis based on the role of green finance. *Finance Research Letters*, 70, December 2024, 106239
 15. Möhring, K. (2015). Employment histories and pension incomes in Europe: a multilevel analysis of the role of institutional factors. *European Societies*, 17(1), 3-26
 16. Warner, M.E., Homsy, G.C., Morken, L.J. (2017). Planning for aging in place: stimulating a market and government response, *Journal of Planning Education and Research*, 37, 29-42
 17. Worts, D., Corna, L., Sacker, A., et al. (2016). Understanding older adults' labour market trajectories: a comparative gendered life course perspective. *Longitudinal and Life Course Studies*, 7(4), 347-367
 18. *** Eurostat; <https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained>

Econometric Model of the Relationship Between Labor Market Factors and Demographic Pressure on the Public Pension System in Romania

Senior Lecturer Eng. Elena IONIȚĂ, PhD

National University of Science and Technology POLITEHNICA Bucharest, Romania

Professor Mădălina-Gabriela ANGHEL, PhD, Habil. (madalinagabriela_angel@yahoo.com)

Artifex University of Bucharest / Romanian Academy, Institute of National Economy, Romania

ORCID ID: 0000-0001-8705-034X

Abstract

The population aging process represents a complex demographic phenomenon, with significant implications for economic and social balances, directly influencing the sustainability of public pension systems. In Romania, demographic trends show a constant increase in the share of people aged 65 and over in the total population, simultaneously with the reduction of the active population. This phenomenon amplifies the pressure on the public pension system of redistributive type.

The objective of the authors in this article was to analyze the relationship between demographic evolution and labor market dynamics, with a focus on how the employment rate and the unemployment rate influence the dependency rate of the elderly. In this sense, an econometric model of multiple linear regression was used. The study covers the period 2013–2024 and is based on official statistical data, coming from harmonized European sources, namely Eurostat.

Based on the premise that population aging exerts increasing pressure on the public pension system, this research aims to identify significant correlations between labor market indicators and the ratio of the elderly to the employed population. The quantitative analysis highlights a close link between the increase in the employment rate and the increase in the dependency rate, thus suggesting a possible adaptation of the labor market to demographic changes.

Keywords: population aging, old age dependency ratio, pension system, econometric model, correlation.

JEL Classification: H55, J32.

Introduction

The labor market plays an essential role in ensuring a balanced ratio between the active and dependent population. Analyzing the relationship between labor market indicators and the elderly dependency rate is important for understanding how employment policies can contribute to reducing demographic pressures on the public pension system.

The main objective of the research is to assess the relationship between labor market dynamics (expressed by the employment rate and the unemployment rate) and the evolution of the demographic dependency rate of the elderly in Romania.

In this context, the authors formulated the following research hypotheses:

H1: The employment rate of the active-age population positively influences the elderly dependency rate;

H2: The unemployment rate has a negative effect on the elderly dependency rate;

H3: Labor market variables explain a significant proportion of the variation in the elderly dependency rate, within a multiple regression model.

To test these hypotheses, an econometric analysis based on the multiple linear regression model was applied, using annual data series for the period 2013–2024. The data were taken from the Eurostat database.

Literature review

In the context of population ageing, the literature focuses on demographic effects on economic dynamics, fiscal sustainability and the functioning of the labour market, while highlighting the major challenges for public pension systems.

Anghelache, Răduț and Strijek (2023) analysed the evolution of unemployment in the current socio-economic context, providing a detailed statistical perspective on employment dynamics, which contributes to understanding demographic challenges and their effects on the labour market and social protection systems. Anghelache and Anghel (2017) highlighted the importance of active employment policies in the context of the European Union, a relevant aspect for understanding the demographic impact on the labour market and the sustainability of pension systems. Alonso-García et al (2018) conducted a comparative study of PAYGO public pension systems with defined benefits and defined contributions, respectively, highlighting the long-term implications for financial balance and intergenerational redistribution. Casey (2012) analyzed the effects of the economic crisis on European pension systems, highlighting how the recession amplified pressures on social protection policies and accelerated reforms aimed at fiscal sustainability. Choi et al. (2024) showed that although life expectancy has increased in industrialized countries, the quality of health in old age is precarious, requiring major adjustments in health systems to respond to population aging.

Hassel et al. (2019) analyzed public policy responses to the financial crisis, arguing that pension financing was shaped by political and institutional factors, not just economic ones. He et al. (2021) developed an actuarial model for determining the optimal contribution rate in PAYGO systems, aiming at a balance between financial stability and intergenerational equity. Hofäcker et al. (2016) investigated the challenges and progress in delaying retirement, in the context of active aging strategies promoted in Europe, the USA and Japan. Irving. et al. (2017) studied the link between the elderly's sense of purpose and quality of life, highlighting the role of social involvement and meaningful activities in the process of positive aging.

The objective of the research of Jarner and Kronborg (2016) is to model the timing of retirement, providing relevant applications for the risk assessment of pension funds. Kaplan and Sánchez (2014) explored the potential of intergenerational programs as public policy instruments in aging societies, promoting social cohesion and solidarity between generations. Kuitto et al. (2021) studied the relationship between the value of public pensions and the poverty rate among the elderly in OECD countries, highlighting the role of the state in preventing social exclusion in old age.

Lianos et al. (2023) examined the impact of population decline on economic growth, highlighting the interdependencies between demographic dynamics and macroeconomic performance. Wang et al. (2024) analyzed how green finance can contribute to sustainable economic development in the context of population ageing, providing an integrated perspective on economic and environmental policies.

Möhring (2015) emphasized how occupational history influences pension incomes in Europe, highlighting the role of national institutions in shaping inequalities at retirement age. Warner et al. (2017) highlighted the need for public policies and strategies adopted by authorities to be adapted to the needs of a growing older population.

The aim of the research by Worts et al. (2016) was to understand the occupational trajectories of older people, highlighting the differential impact of labour market policies on men and women.

Research methodology, data, results and discussions

The analysis carried out in this study aims to investigate the relationship between the elderly dependency rate (dependent variable) and two labor market indicators, namely: the employment rate and the unemployment rate (explanatory variables), in the context of the Romanian economy.

The choice of the three indicators was based on the close link between demographic dynamics and labor market evolution, in the context of the economic pressure exerted on the public pension system. Thus, the elderly dependency rate reflects the economic pressure exerted by the elderly

population on the active population, being an essential indicator for assessing the financial sustainability of the pension system. The calculation formula is as follows:

$$Oa_{dr} = \frac{Pop_{65+}}{Pop_{15÷64}} \cdot 100 \quad (1)$$

where:

Oadr = old-age dependency ratio;

Pop₆₅₊ = number of people aged 65 and over (i.e. people generally considered to be outside the active labour force);

Pop_{15÷64} = number of people aged 15 to 64 years old.

The numerator indicates the elderly population (65+ years), respectively the people considered, generally, outside the active labor force, and the denominator reflects the demographically active population (15-64 years), considered the “working age” population and potential economic supporter.

The employment rate reflects the capacity of the labor market to capitalize on the available labor force, directly influencing the contributory base to the social security budget. A higher employment rate suggests a more robust economic system, capable of financially supporting a larger elderly population.

In parallel, the unemployment rate highlights the level of underutilization of the labor resource and potential social risks, influencing the pressure on the public budget and contributions to the pension system; thus, a higher unemployment rate implies fewer contributions.

Taking into account the above, it can be stated that the analysis of the relationship between these indicators allows for a relevant econometric assessment of how labor market developments influence the balance between generations and the sustainability of the public pension system in Romania.

The time interval analyzed covers the years 2013–2024, allowing for an updated perspective on the evolution of the selected indicators. The first step in the analysis consists of collecting and constructing the three data series for the elderly dependency rate, the employment rate and the unemployment rate, summarized in table no. 1.

Table no. 1. Evolution of the old age dependency and the labor market indicators in Romania, during the period 2013-2024 (%)

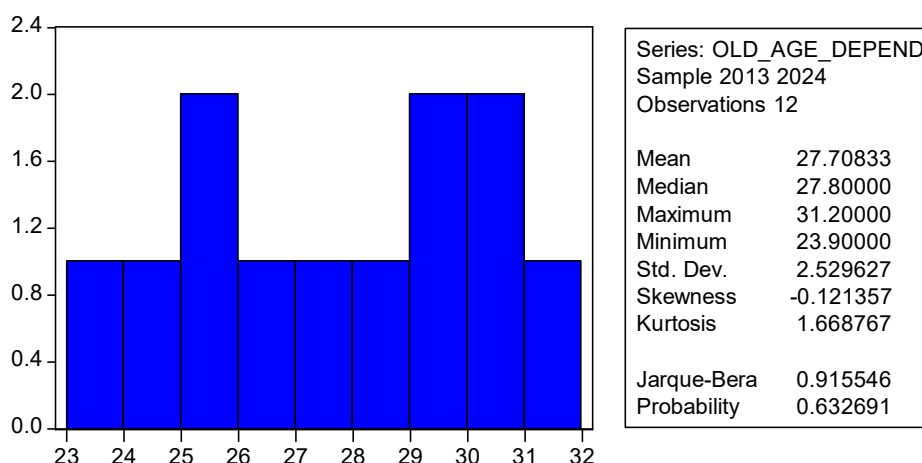
Year	Old age dependency ratio	Employment rate	Unemployment rate*
2013	23.9	52.6	9
2014	24.3	53.7	8.6
2015	25.2	54.9	8.4
2016	25.9	55.8	7.2
2017	26.7	58.0	6.1
2018	27.5	59.0	5.3
2019	28.1	60.2	4.9
2020	29.0	60.2	6.1
2021	29.7	61.9	5.6
2022	30.3	63.1	5.6
2023	30.7	63.0	5.6
2024	31.2	63.8	5.4

Source: Eurostat, accessed on May 31, 2025; *percentage of people in the labor force who are unemployed.

Subsequently, a series of statistical and econometric tests are applied to these series, in order to verify the properties of the data and identify the correlation relationships between the variables. This methodological approach is important for validating the research hypotheses and for rigorously substantiating the econometric model used. To generate the statistical tests specific to each of the three indicators, the Eviews software package was used.

Statistical tests of the old age dependency ratio variable

Figure no. 1



Source: Authors' representation.

The statistical tests applied to the data series on the evolution of the elderly dependency rate, during the period 2013–2024, highlighted that the average value of this indicator was 27.71%, which means that, on average, for every 100 people of working age, there were approximately 28 elderly people.

The Skewness value of -0.12 indicates a weak negative asymmetry, which suggests that the distribution is almost symmetrical, but with a slight tendency towards values lower than the average.

The Kurtosis test result, of 1.67, shows that the distribution is platokurtic, that is, more “flattened” than the normal distribution (which has kurtosis = 3), reflecting a lower concentration of values around the average.

In addition, the Jarque–Bera test does not reject the normality hypothesis (statistic = 0.91; $p = 0.63$), which confirms that the distribution can be considered normal from a statistical point of view, allowing the application of econometric methods that assume this property, such as OLS regression.

Figure no. 2. Evolution of the Employment rate and Unemployment rate in Romania, during the period 2013-2024



Source: Authors' representation.

The evolution of the employment rate and the unemployment rate in Romania, during the period 2013–2024, presented in Table no. 1 and graphically represented in Figure no. 2, highlights an improvement in the main labor market indicators. Thus, although the employment rate increased from 52.6% in 2013 to 63.8% in 2024, indicating a significant increase in the degree of integration of the working-age population in economic activities, However, the level recorded in Romania remains considerably below the European Union average, which reached 70.8% in 2024.

In parallel, the unemployment rate in Romania registered a downward trend, falling from 9% (in 2013) to 5.4% (in 2024), with a relative stagnation between 2021-2023.

The relationship between the three variables can be presented through the econometric model specific to multiple linear regression, which allows estimating the simultaneous influence exerted by the employment rate and the unemployment rate on the elderly dependency rate, as follows:

$$\text{Old age dependency ratio} = x_0 + x_1 \times \text{Employment rate} + x_2 \times \text{Unemployment rate} + \varepsilon \quad (2)$$

where:

x_0, x_1, x_2 = parameters of the linear regression model;

ε = residual value of the regression model.

Estimation of the regression model parameters by the least squares method

Table no. 2

Dependent Variable: OLD_AGE_DEPEND
Method: Least Squares
Date: 05/31/25 Time: 18:41
Sample: 2013 2024
Included observations: 12

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-18.94847	3.077562	-6.156977	0.0002
EMPLOYMENT_RATE	0.757323	0.041141	18.40814	0.0000
UNEMPLOYMENT_RATE	0.322112	0.110530	2.914243	0.0172
R-squared	0.992676	Mean dependent var		27.70833
Adjusted R-squared	0.991049	S.D. dependent var		2.529627
S.E. of regression	0.239328	Akaike info criterion		0.190351
Sum squared resid	0.515499	Schwarz criterion		0.311578
Log likelihood	1.857893	F-statistic		609.9552
Durbin-Watson stat	2.741012	Prob(F-statistic)		0.000000

The obtained values of the three parameters of the model are $x_0 = -18.94847$, $x_1 = 0.757323$ and $x_2 = 0.322112$, so the regression model that characterizes the relationship between the elderly dependency rate and the two independent variables is written:

$$\text{Old_age_dependency_ratio} = -18.94847 + 0.757323 \times \text{Employment_rate} + 0.322112 \times \text{Unemployment_rate} + \varepsilon \quad (3)$$

The values recorded by the coefficient of determination (R-squared) and the corrected coefficient of determination (Adjusted R-squared) show the share in which the dependent variable is explained by the independent variable, so that, in a proportion of over 99% of the value, the elderly dependency ratio is explained by the value recorded by the two independent variables. A 1 percentage point increase in the employment rate is associated with an increase of approximately 0.76 points in the elderly dependency ratio, and a 1 percentage point increase in the unemployment rate is associated with an increase of 0.32 points in the dependency ratio.

The results obtained suggest an apparently paradoxical relationship: both the increase in the employment rate and the unemployment rate are associated with an increase in the elderly dependency rate. This finding may reflect a structural effect of the demographic aging process, the implications of which are not fully compensated by the positive dynamics of the labor market. It is possible that factors such as international migration, the decline in the birth rate or structural changes in the active population exert a significant influence on this phenomenon.

Regarding the validity of this regression model, this is confirmed by the values recorded by the F-statistic tests (the value of 609.9552 far exceeds the tabulated reference level) and the R-squared test, so that the analyzed model is a correct one. The value recorded by Prob (0.0000) reveals that the variables are statistically significant. The Durbin-Watson test = 2.74 shows that the model is robust.

Correlation matrix

Table no. 3

	OLD_AGE_DEPEND	EMPLOYMENT_RATE	UNEMPLOYMENT_RATE
OLD_AGE_DEPEND	1	0.992857286799	-0.846721059747
EMPLOYMENT_RATE	0.992857286799	1	-0.890850507911
UNEMPLOYMENT_RATE	-0.846721059747	-0.890850507911	1

Source: Authors' representation.

The correlation matrix highlights a very strong positive correlation between the old-age dependency ratio (OLD_AGE_DEPEND) and the employment rate (EMPLOYMENT_RATE), the correlation coefficient being 0.99. This relationship indicates that, in the Romanian context, an increase in the share of the elderly population compared to the active population is associated with an increase in the employment rate, possibly as a result of demographic pressures that determine a more pronounced integration of the available active segments into the labor market (including the extension of working life).

A strong negative correlation is also observed between the unemployment rate (UNEMPLOYMENT_RATE) and the other two variables: -0.85 with respect to the dependency ratio and -0.89 with respect to the employment rate. These values suggest that as employment increases, unemployment decreases, which is logical and expected, but also that a higher elderly dependency ratio is associated with a lower level of unemployment, possibly in the context of a labor shortage, in which the active population is absorbed more efficiently into the economy.

At the same time, it should be borne in mind that the demographic dependency ratio and the economic dependency ratio are complementary and can provide relevant explanations regarding the level of economic adaptation to the population ageing process and the effective participation in the labour market.

The elderly dependency ratio is an autonomous indicator, calculated exclusively on the basis of the age structure of the population. Thus, the social and economic effects of ageing can be amplified by high values of demographic and economic dependency.

While the demographic dependency ratio is based exclusively on age criteria and assumes that all persons aged 15–64 are economically active, this assumption does not accurately reflect the realities of the labour market. For this reason, the economic dependency ratio provides a more realistic picture of the pressure borne by the employed population, as it takes into account the effective participation in economic activity.

The higher the economic dependency ratio, the greater the real pressure on the labour force, even if the elderly dependency ratio remains constant.

A high value of the economic dependency ratio may indicate an insufficient number of employed people in relation to the dependent population, which justifies the need for active policies to stimulate participation in the labor market: prolonging working life, integrating young people, reinserting the unemployed and capitalizing on the potential of vulnerable groups.

At the same time, increasing the employment rate is becoming one of the most important instruments for offsetting the pressure generated by demographic aging.

Moreover, the economic dependency ratio is often inversely correlated with the share of the active population employed. When a significant part of the active population is not employed, economic dependency increases, even if the overall demographic structure does not undergo significant changes. Therefore, a society with a relatively large active population, but with a low employment rate, may experience economic pressure similar to that of an aging society, from the perspective of the sustainability of public systems.

Regarding hypothesis H1: The employment rate of the working-age population positively influences the dependency rate of the elderly, the results of the regression model indicate a positive and statistically significant correlation between the employment rate and the dependency rate of the elderly, the coefficient being positive (0.757). Thus, hypothesis H1 is confirmed, which suggests that an increase in the employment rate corresponds to an increase in the demographic dependency rate, reflecting the adaptations of the labor market in the context of population aging.

Regarding hypothesis H2: The unemployment rate has a negative effect on the dependency rate of the elderly, contrary to expectations, the unemployment rate shows a positive effect on the dependency rate (positive coefficient of 0.322), thus, hypothesis H2 is thus refuted. This apparently paradoxical relationship can be explained by structural factors, such as migration, the decline in the birth rate or changes in the structure of the active population, which are not fully compensated by labor market dynamics.

Regarding hypothesis H3: Labor market variables explain a significant proportion of the variation in the dependency ratio of the elderly within a multiple regression model, the regression model explains over 99% of the variation in the dependency ratio ($R^2 = 0.9927$), confirming hypothesis H3. This underlines the relevance of labor market indicators in understanding and anticipating demographic and economic developments that influence the sustainability of the public pension system.

Conclusions

The results obtained in this research highlight the fact that, despite the relative improvement of labor market indicators, the demographic aging process continues to generate significant pressure on the public pension system in Romania. Thus, the active labor force fails to fully compensate for the effects of population aging.

The analysis carried out for the period 2013-2024 highlights the complexity of the interaction between demographic developments and labor market dynamics. The results of the econometric multiple linear regression model confirm the existence of a significant and positive relationship between the employment rate of the active population and the dependency rate of the elderly, which suggests an adaptation of the labor market to the pressures generated by demographic aging. Specifically, a one percentage point increase in the employment rate is associated with an increase in the dependency rate of the elderly, which may reflect a more pronounced integration of active people into the labor market at the same time as the proportion of the elderly population increases.

The results also reveal a positive and statistically significant effect of the unemployment rate on the dependency ratio of the elderly, which indicates the presence of structural factors associated with the aging process, such as the migration of the young workforce, the decline in the birth rate and the structural changes of the active population, which are not compensated by the dynamics of the labor market.

The high coefficient of determination (adjusted $R^2 > 0.99$) attests to a very good explanatory capacity of the model, demonstrating that the included labor market variables explain in an overwhelming proportion the variations in the dependency ratio of the elderly in Romania.

In the long term, these results signal a continuous and significant pressure on the financial sustainability of the public pension system, given that the increase in the dependency ratio is not fully compensated by labor market improvements. In this context, the need to adopt an integrated approach that combines measures to stimulate employment, reduce unemployment, encourage birth rates and active policies to support active ageing becomes evident. It is important to ensure the correlation of labor market policies with pension system reforms, for an effective management of the demographic impact on its sustainability, in order to ensure intergenerational balance in the long term.

References

1. Alonso-García, J., Boado-Penas, M.C., Devolder, P. (2018). Adequacy, fairness and sustainability of pay-as-you-go-pension-systems: defined benefit versus defined contribution. *The European Journal of Finance*, 24(13), 1100-1122
2. Anghelache, C., Răduț, M.C., Strijek, D.A. (2023). The evolution of unemployment. *Romanian Statistical Review, Supplement*, 12, 63-69
3. Anghelache, C., Anghel, M.G. (2017). The strategy for reducing unemployment. *Employment in the European Union, Theoretical and Applied Economics*, Volume XXIV, 4 (613), Winter, 25-32
4. Casey, B. (2012). The Implications of the Economic Crisis for Pensions and Pension Policy in Europe. *Global Social Policy*, 12 (3), 246-265
5. Choi, M., Sempungu, J.K., Lee, E.H., Lee, Y. H. (2024). Living longer but in poor health: Healthcare system responses to ageing populations in industrialised countries based on the findings from the Global Burden of Disease study in 2019, *BMC Public Health*, 12, 576
6. Hassel, A., Naczyk, M., Wiß, T. (2019). The Political Economy of Pension Financialisation: Public Policy Responses to the Crisis. *Journal of European Public Policy*, 26 (4): 483-500
7. He, L., Liang, Z., Song, Y., Ye, Q. (2021). Optimal contribution rate of PAYGO pension. *Scandinavian Actuarial Journal*, (6), 505-531
8. Hofäcker, D., Hess, M., König, S. (eds) (2016). *Delaying Retirement: Progress and Challenges of Active Ageing in Europe, the United States and Japan*. London: Palgrave Macmillan
9. Irving, J., Davis, S., Collier, A. (2017). Aging with purpose: systematic search and review of literature pertaining to older adults and purpose. *International Journal of Aging & Human Development*, 85, 403-437

-
10. Jarner, S.F., Kronborg, M.T. (2016). Entrance times of random walks: With applications to pension fund modeling. *Insurance: Mathematics and Economics*, 67, 1-20
 11. Kaplan, M., Sánchez, M. (2014). Intergenerational programs and policies in aging societies. In S. Harper, K. Hamblin, J. Hoffman, K. Howse, G. Leeson (eds.) *International Handbook on Ageing and Public Policy*, 367-383. Cheltenham: Edward Elgar Publishing
 12. Kuitto, K., Madia, J., Podestá, F. (2021). Public Pension Generosity and Old-Age Poverty in OECD Countries. *Journal of Social Policy*, 52 (2), 256-275
 13. Lianos, T.P., Pseiridis, A., Tsounis, N. (2023). Declining population and GDP growth, *Humanities and Social Sciences Communications*, 10, 1-9
 14. Wang, L., Liang, J., Wang, B. (2024). Population aging and sustainable economic development: An analysis based on the role of green finance. *Finance Research Letters*, 70, December 2024, 106239
 15. Möhring, K. (2015). Employment histories and pension incomes in Europe: a multilevel analysis of the role of institutional factors. *European Societies*, 17(1), 3-26
 16. Warner, M.E., Homsy, G.C., Morken, L.J. (2017). Planning for aging in place: stimulating a market and government response, *Journal of Planning Education and Research*, 37, 29-42
 17. Worts, D., Corna, L., Sacker, A., et al. (2016). Understanding older adults' labour market trajectories: a comparative gendered life course perspective. *Longitudinal and Life Course Studies*, 7(4), 347-367
 18. *** Eurostat; <https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained>

Situația macroeconomică a piețelor agroalimentare din România

Drd. Denis-Arthur STRIJEK (denis.strijek@gmail.com)

Academia de Studii Economice din București, România

ORCID ID 0009-0003-2997-8571

Abstract

Potențialul agricol al României a fost întotdeauna ridicat, elementele care au reprezentat și susținut această poziție privilegiată de-a lungul timpului fiind reprezentate de poziția geografică ce se transpune în condițiile de climă și calitatea solului. Totuși, pe lângă aceste elemente, factori importanți sunt reprezentați de către politicile agricole existente și condițiile economice regionale, europene sau mondiale. Astfel, România a traversat diverse perioade benefice sau mai puțin benefice pentru agricultură. Cele mai nocive elemente pentru agricultură au fost generate de factorii interni. Aici menționăm politicile publice care nu au fructificat potențialul agricol și nu au ținut cont de importanța domeniului ca și strategie de dezvoltare dar și ca element strategic național respectiv lipsa de coerență în investiții și adaptare la schimbările de mediu.

Aceste fragmentări ale coerenței politicilor publice naționale au constituit o baza de regresie a acestui domeniu, ca atare, conceptul de reteritorializare reprezintă o revenire la elemente ce contribuie la stabilitatea economică. Pe de altă parte, producția agricolă este parte importantă în construcția PIB-ului, este esențială în bunăstarea populației, în zootehnie dar și în industrie ca materie primă, însă într-o mai mică măsură.

Urmare a acestor politici situația generală a agriculturii este caracterizată printr-o dependență de importuri, o infrastructură slabă, o fragmentare a producției și nu în ultimul rând la volatilitatea prețurilor.

Cuvinte cheie: sector agricol, productivitate agricolă, subvenții, politici agricole, investiții.

Clasificarea JEL: O13, Q18.

Introducere

Așa cum am menționat, România are un potențial agricol ridicat. Comparând ponderea reprezentată de agricultură în PIB, pe baza datelor obținute de la INS, putem observa ca în Uniunea Europeană ponderea are o medie de aproximativ 1,4%, iar în România, procentul reprezentat de aceasta este de 4%, ceea ce este semnificativ peste media europeană. Cu toate acestea, în acest moment din cauza politicilor publice, situația macroeconomică a piețelor agroalimentare are o serie de caracteristici care nu sunt benefice dezvoltării ramurii și nu aduc beneficiile potrivite, una dintre ele fiind fragmentarea producției. Comparativ cu Uniunea Europeană, în România predomină fermele mici și medii ce au o productivitate scăzută față de media UE.

Totodată există o dependență a pieței față de importuri. Deficitul în balanța agricolă este însemnat, odată prin prisma nevoilor de consum ale populației care nu pot fi acoperite din producția internă, iar mai apoi de faptul ca România este exportator de produse agricole brute, în speță cereale și oleaginoase importând în schimb produse procesate, ce au în prețul de achiziție valoare adăugată pentru exportator.

Un alt impediment este dat de slaba infrastructură agricolă. Având în vedere perioadele de recoltare, prețul de vânzare este direct influențat de cerere și ofertă care afectează valoarea câștigurilor producătorilor agricoli dacă sunt nevoiți să vândă chiar în perioadele de supra ofertare. De aceea, investițiile coordonate în capacitățile de dezvoltare și lanțurile logistice sunt esențiale, aceste fiind subdezvoltate în acest moment. Volatilitatea prețurilor reprezintă o altă provocare, însă piețele sunt în general sensibile la șocurile externe cum ar fi evenimentele generate de factori climatici, de războaie

sau pandemii așa cum s-a întâmplat în cazul epidemiei de Covid-19, însă în baza unor politici publice coerente, aceste efecte negative ar putea fi diminuate semnificativ.

Literature review

Angelsen (2010) a prezentat o serie de elemente care sunt avute în vedere în ceea ce înseamnă producția agricolă, iar Anghel, Anghelache și Panait (2017) au analizat rezultatele obținute în agricultură în Uniunea Europeană, atât per ansamblu, cât și pentru fiecare stat membru. Anghelache, Samson și Stoica (2020) au analizat principalele elemente ale strategiei Uniunii Europene în ceea ce privește ramura agricolă. Anghelache și Dumitrescu (2015) au analizat indicii de producție în agricultură. Analiza producției vegetale la principalele culturi în 2023 a fost subiect de studiu și pentru Anghelache, Strijek și Dumitru care s-au aplecat asupra datelor ce au dus la respectivele rezultate. Bezemer și Headey (2008) au abordat aspecte cu privire la măsurile care pot fi implementate pentru dezvoltarea agriculturii. Fleurbaey (2009) a încercat identificarea unor măsuri de bunăstare socială. Islam (2011) s-a referit la formele de susținere străină pentru agricultură. Lowder, Bertini și Croppenstedt, A. (2017) au prezentat date privind sărăcia, protecția socială și agricultura. Quamrul și Michalopoulos (2015) au cercetat implicațiile fluctuațiilor climatice asupra agriculturii. Swinton, Lupi, Robertson, Hamilton (2007) au analizat rolul ecosistemelor agricole pentru beneficii diverse.

Metodologia cercetării, date, rezultate și discuții

Contextul macroeconomic general ne indică un potențial de creștere economică modestă, evoluția acesta fiind influențată de către incertitudinile generate de politicile fiscale interne și de gradul ridicat de volatilitatea comerțului internațional.

În anul 2025, este estimată o creștere a PIB-ului în procent de doar 1,4%, însă cu o perspectivă ceva mai optimistă în 2026 unde procentul de creștere ajunge la 2,2% în 2026. O evoluție negativă o înregistrează și nivelul datoriei publice care la nivelul anului 2023 avea un procent de 48,9% din PIB, procent ce este estimat să depășească pragul psihologic al jumătății și să atingă o valoare de aproximativ 63% în 2026. La această creștere importantă a nivelului, contribuie deficitul public ridicat și creșterea plăților reprezentate de dobânzi. Deficitul public general a avut o valoare de 9,3% din PIB la nivelul anului 2024. Pentru 2025 este previzionată o scădere modestă a acestuia la o valoare de 8,6%, iar pentru 2026 se dorește atingerea unui nivel de 8,4%. Această situație a deficitului bugetar este alimentată de creșterile semnificative ale salariilor din sectorul public și de cele ale pensiilor. Previzionarea aceasta de scădere a deficitului bugetar trebuie însoțită în practică de măsuri efective care să ducă la acest efect. Fără reducerea altor cheltuieli bugetare sau fără generarea altor venituri, această scădere nu este realizabilă.

România este o țară cu potențial agricol ridicat, ponderea reprezentată de agricultură în PIB fiind de aproximativ 4%, semnificativ peste media UE unde aceasta reprezintă aproximativ 1,4% însă situația macroeconomică a piețelor agroalimentare din România nu este într-o formă optimă. Piețele agroalimentare sunt caracterizate de o serie de factori care reduc randamentul și eficiența sectorului. Fragmentarea producției este generată de fermele mici și medii, care sunt majoritare și a căror productivitate este scăzută comparativ cu media existentă în UE. Productivitatea muncii agricole exprimată în valoare adăugată per lucrător este scăzută. În schimb, ocuparea forței de muncă în agricultură este majoritară fiind peste 20%, față de aproximativ 4% cât este în UE. Totodată există și deficitul în balanța agroalimentară generat de nivelul importurilor care este mult peste nivelul exporturilor, mai mult, exporturile sunt materii brute, iar importurile sunt în majoritate produse deja procesate ce conțin valoare adăugată pentru exportator. La acestea se adaugă volatilitatea prețurilor din ultimii ani care este în general atribuită factorilor externi reprezentați de climă, evenimente politice sau situații de criză așa cum a fost pandemia de Covid-19. O altă contribuție negativă o are și slaba infrastructură a lanțurilor logistice și a capacităților de depozitare care pe lângă rolul de suport, eficiență și de protecție asupra producătorilor contra fluctuațiilor, a scăderilor prețurilor de vânzare generate de supraoferta sezoniera în perioadele de recoltare, ar trebui să aibă și rol de suport pentru volatilitatea generată de factorii externi.

În anul 2024, rezultatele referitoare la productivitatea muncii în agricultură indică o scădere cu 16,8% pentru România. Aceasta este cea mai mare scădere din UE, fiind direcția opusă a trendului european unde se înregistrează o creștere medie de 1,6% la nivelul întregii UE.

Referitor la prețurile agricole observăm că în România, trimestrul IV al anului 2024, aduce o creștere de 11% a prețurilor de vânzare la poarta fermei față de perioada similară din 2023. Pe de altă parte prețurile inputurilor în România au crescut cu 2,6%, contrar tendinței de scădere existente în majoritatea țărilor UE.

În cadrul politicilor agricole comune europene, România a implementat Planul Strategic PAC 2023–2027, care are ca obiectiv creșterea viabilității economice a fermelor în contextul economic concurențial, reducerea decalajelor de venit dar și sprijinirea fermierilor care prim modul de operare al fermelor contribuie la protecția mediului și dezvoltarea rurală.

În tabelul de mai jos avem disponibilă o analiză comparativă între România și alte state membre UE.

Analiză comparativă: România versus alte state membre UE

Tabelul nr. 1

Indicator	România	Media UE / Alte state membre
Creștere PIB (2024)	1,4%	Var. (ex: Germania 0,2%, Franța 1%)
Inflație (2024)	5,5%	Var. (ex: Germania 2,8%, Franța 3%)
Deficit bugetar (% din PIB, 2024)	8,0%	Var. (ex: Germania 2,5%, Franța 4%)
Datorie publică (% din PIB, 2024)	52,2%	Var. (ex: Germania 65%, Franța 98%)
Productivitate agricolă (2024)	-16,8%	+1,6% (medie UE)
Prețuri agricole (Q4 2024)	11%	+2,2% (medie UE)

Sursa: <https://ec.europa.eu/eurostat>.

În cadrul Uniunii Europene au fost adoptate mai multe politici agroalimentare și programe comune cu scopul de uniformiza politicile statale conferind repere comune pentru a întări poziția europeană și a-i oferi un avantaj competitiv în piața mondială. Una dintre acesta fiind Politica Agricolă Comună (PAC).

Cu toate că această politică adoptată la nivelul uniunii a fost implementată de toate statele, inclusiv România, există totuși și dezavantaje. Acestea au fost evidențiate în special între anii 2023-2024 prin protestele fermierilor din Franța, Germania și Polonia dar și din alte state UE care au desfășurat acțiuni de protestat împotriva politicilor climatice abordate de Uniunea Europeană și împotriva concurenței neloiale venită din partea produselor agricole importate din afara UE unde criteriile severe de reglementare ale uniunii nu sunt aplicabile. Fermierii europeni și-au exprimat totodată dezacordul față de acordul comercial UE-Mercosur, acesta aducând ca și concurența directă produsele agricole din America de Sud, care nu respectă standardele europene.

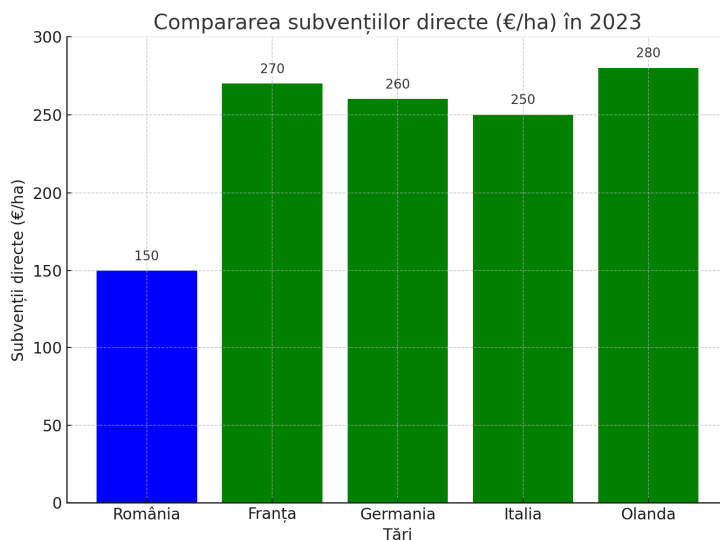
Există câteva propuneri de reforme ale PAC venite din partea Comisiei europene sau a diferitelor organizații implicate, printre ele fiind eliminarea obligației de a lăsa terenuri necultivate, pentru a reduce sarcina administrativă asupra fermierilor sau reducerea subvențiilor agricole directe, propunând ca guvernele naționale să suporte jumătate din costuri.

România a implementat și aplică Politica Agricolă Comună (PAC) ca stat membru al UE, însă cu unele particularități. Subvențiile directe acordate conform Pilonului I sunt în valoare aproximativă de 150 €/ha în 2023, fiind valoarea medie pe hectar printre cele mai mici din UE. Comparativ, alte state au media care depășește 250 €/ha cum este cazul în Franța sau Germania.

Mai jos un grafic comparativ al subvențiilor directe, relevant pentru a avea o imagine asupra nivelului de sprijin comunitar.

Compararea valorii subvențiilor directe (€/ha) în România versus alte state UE

Figura nr. 1



Sursa: <https://ec.europa.eu/eurostat>.

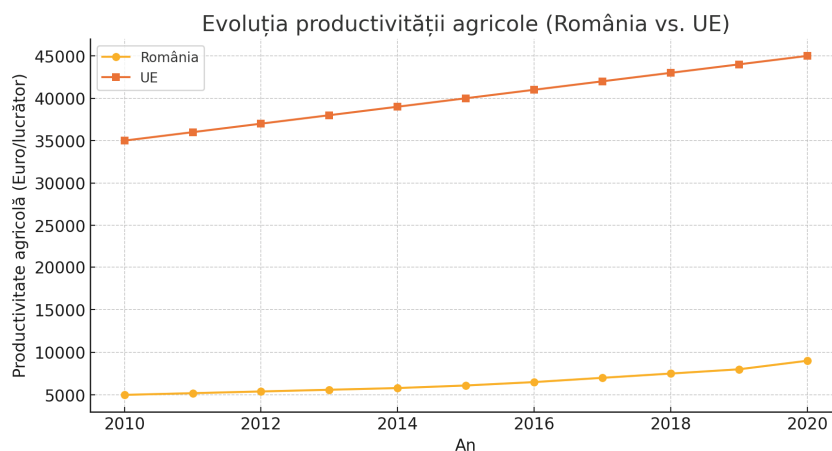
În cadrul Pilonului II, România beneficiază de alocare de fonduri pentru modernizarea fermelor și a infrastructurii rurale, însă rata de absorbție a acestor fonduri este de aproximativ 60–70% fiind mai scăzută față de țări din Europa de Vest unde rata de absorbție este de 80–90%.

Programul în cazul României vine și cu potențialul de a sprijini combaterea fragmentării terenurilor, modernizarea fermelor mici, promovarea agriculturii ecologice și consolidarea lanțurilor de aprovizionare.

Evoluția productivității agricole în România are un trend ascendent, dar rămâne totuși mult în urma mediei UE. Graficul de mai jos prezintă discrepanța.

Evoluția productivității agricole România versus Uniunea Europeană

Figura nr. 2

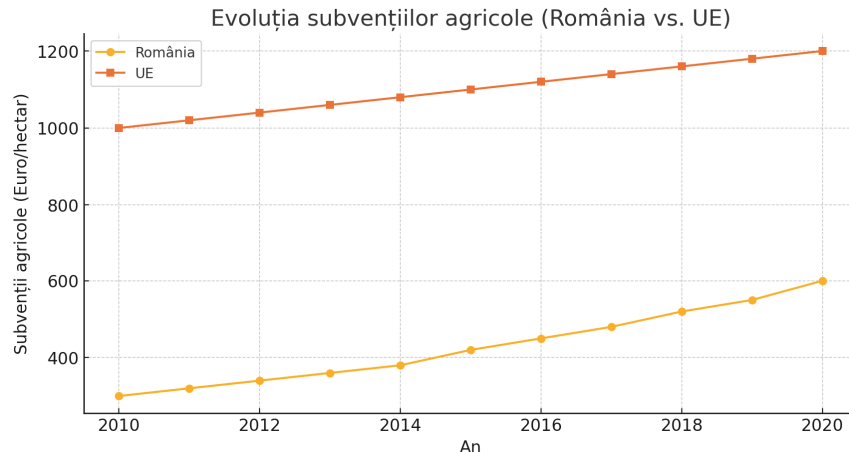


Sursa: <https://ec.europa.eu/eurostat>.

Subvențiile agricole acordate în România sunt semnificativ mai mici decât cele din UE, dar evoluția este în trend crescător așa cum se evidențiază în graficul de mai jos.

Evoluția subvențiilor agricole România versus Uniunea Europeană

Figura nr. 3



Sursa: <https://ec.europa.eu/eurostat>.

În cadrul altor state membre cum ar fi Franța, Germania, Olanda, Italia, subvențiile directe acordate sunt mai mari și mult mai bine adaptate nevoilor fermierilor. În plus, perspectiva în aceste țări este mai ridicată având în vedere că accentul se pune pe digitalizare și inovație, cum ar fi fermele inteligente și sustenabilitate unde este luată în discuție modalitatea de reducerea pesticidelor și energia regenerabilă, iar fondurile pentru dezvoltare rurală sunt direcționate către dezvoltarea infrastructurii verzi, sprijinul pentru tinerii fermieri, și cercetare.

Pentru a analiza influența subvențiilor asupra productivității agricole, putem utiliza un model de regresie de tip panel. Acest model ne permite să examinăm datele pe mai mulți ani și pentru mai multe țări simultan.

$$Productivitate_{it} = \alpha + \beta_1 \cdot Subvenții_{it} + \beta_2 \cdot Investiții_{it} + \beta_3 \cdot Munca_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

unde:

Productivitate it = productivitatea agricolă în țara i la momentul t ;

Subvenții it = valoarea subvențiilor primite;

Investiții it = investițiile în infrastructură agricolă;

Munca it = forța de muncă angajată în agricultură;

ε_{it} = termenul de eroare.

În România, coeficientul β_1 ar putea fi pozitiv, aceasta indicând că subvențiile reprezintă element ce contribuie la creșterea productivității, însă în mai mică măsură comparativ cu țările din Europa de Vest. Această situație sugerează eficiența mai scăzută în România pentru utilizarea fondurilor.

Decalajul dintre România și alte state membre ale UE, poate fi sesizat și punând în comparație date statistice certe sau indicatori economico-financiari. Putem începe cu *productivitatea muncii agricole* ca valoare adăugată per lucrător, aceasta fiind în România de aproximativ 9.086 euro/lucrător comparativ cu media UE unde ajunge la aproximativ 40.875 euro/lucrător, medie care este de peste 4 ori mai mare. Altă comparație o putem realiza între *dimensiunea medie a exploatațiilor agricole* care în România este de 3,4 hectare, iar în UE, media este de 16,6 hectare, adică mai mare de 4,8 ori. O diferență semnificativă este și în ceea ce reprezintă *procentul forței de muncă angajate în agricultură* care este de 4,5 ori mai mare în România decât în UE, respectiv are valoarea de 20,1% în România, iar în UE de 4,4%. În ceea ce privește *mecanizarea agriculturii* considerată ca și număr de tractoare per 100 hectare, avem în România o medie de 1,8 tractoare/100 ha, iar în UE este de 10,4 tractoare/100 ha, ceea ce reprezintă iarăși un decalaj semnificativ, de 5,7 ori mai puține tractoare disponibile, putând afirma ca este unul din elementele ce conduc la o productivitate scăzută. Chiar dacă este enumerat la final, însă nu lipsit de importanță este și elementul ce privește *accesul la finanțare* cuantificat ca și credite agricole per hectar unde avem în România o valoare de 110 euro/hectar, comparativ cu media UE unde ajungem la 1.700 euro/hectar, aici decalajul negativ fiind de 15,4 ori, astfel putem afirma că agricultura din România este profund subfinanțată.

Aceste date pun în evidență în mod clar decalajele semnificative existente între România și media UE în ceea ce privește eficiența și modernizarea sectorului agricol.

Luând în considerare elementele de mai sus ce generează concluzia că o infuzie de capital în agricultură ar putea ridica nivelul de rentabilitate și productivitate al acesteia, putem modela un scenariu ipotetic, anume impactul creșterii subvențiilor asupra productivității în România.

Presupunând că România ar decide creșterea subvențiilor agricole cu un procent de 50% în următorii 5 ani, dorim să estimăm impactul acestei măsuri asupra productivității agricole.

În acest sens, avem:

$$Productivitate_t = \alpha + \beta \cdot Subvenții_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

unde:

Productivitate t = Productivitatea agricolă la momentul t ;

Subvenții t = Valoarea subvențiilor la momentul t ;

ε_t = Termenul de eroare.

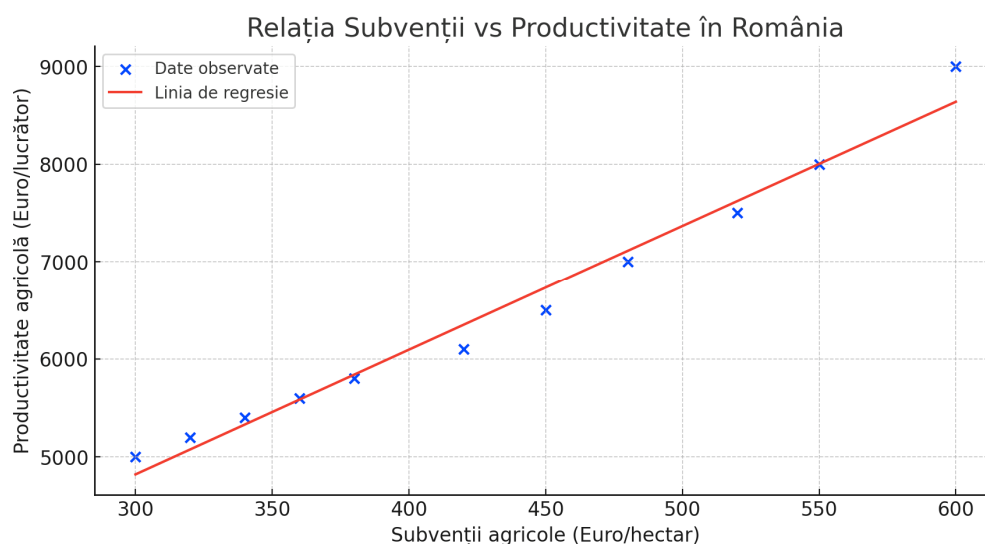
Ca rezultat, dacă valoarea pentru coeficientul β este pozitivă și semnificativă, creșterea subvențiilor ar duce la o creștere a productivității.

Cu toate acestea, nivelul de eficiență al acestei măsuri depinde de mai multe elemente, inclusiv de modul în care sunt alocate, distribuite și utilizate fondurile suplimentare alocate pentru subvenții.

În România, relația dintre subvenții și productivitate transpusă în graficul de mai jos, sugerează o corelație pozitivă între nivelul subvențiilor alocate și productivitate, indicând un potențial benefic al subvențiilor asupra sectorului agricol. Se observă o relația liniară pozitivă - creșterea subvențiilor este asociată cu creșterea semnificativă a productivității.

Relația Subvenții versus Productivitate în România

Figura nr. 4



Sursa: Institutul Național de Statistică, date prelucrate de către autor.

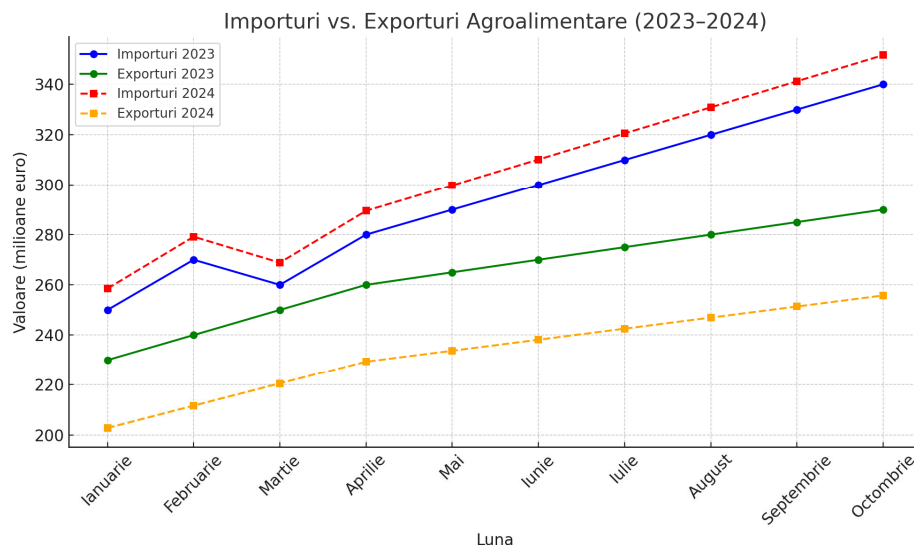
Valoarea producției agricole înregistrează totuși o creștere. În 2023, producția agricolă totală a României a atins valoarea de 109,89 miliarde lei, creșterea fiind de 0,6% față de anul 2022. Această evoluție a fost determinată de creșterea de 2,1% în sectorul vegetal, însa producția animală a scăzut cu un procent de 2,5%. La nivel european, România a înregistrat a șasea cea mai mare creștere a producției agricole din UE în 2023, în contextul în care producția totală a UE a avut o scădere de 1,5%.

Balanța comercială agroalimentară prezintă un deficit comercial în creștere. În primele zece luni ale anului 2024, deficitul comercial agroalimentar al României a înregistrat o valoare de 2,5 miliarde de euro, de 2,6 ori mai mare decât în aceeași perioadă din 2023. Această evoluție negativă a fost determinată de o creștere a importurilor cu o valoare procentuală de 3,4% și o scădere a exporturilor cu 11,8% procente. În structura importurilor, principalele produse importate au fost carnea de porc, produsele de panificație și brânzeturile. Ca de exemplu, importurile de carne de porc au atins valoarea de 875 de milioane de euro, generând prin aceasta un deficit de 872,2 milioane de euro.

Graficul de mai jos prezintă comparativ trendul reprezentat de importuri și exporturi în primele 10 luni ale anului 2023 comparativ cu perioada similară a anului 2024.

Importuri versus exporturi agroalimentare în perioada 2023-2024

Figura nr. 5



Sursa: Institutul Național de Statistică, date prelucrate de către autor.

O analiză comparativă a datelor din România comparativ cu Uniunea Europeană se poate vedea în tabelul de mai jos.

Indicatori cheie ai sectorului agroalimentar

Tabelul nr. 2

Indicator	România (2023-2024)	Media UE (2023-2024)
Creștere producție agricolă	0,6%	-1,5%
Deficit comercial agroalimentar	2,5 miliarde euro	Var. (excedent în unele țări)
Importuri carne de porc	875 milioane euro	Var. (autonomie în unele țări)
Prețuri agricole (2024)	+11% (România)	+2,2% (medie UE)
Prețuri inputuri agricole (2024)	+2,6% (România)	-3,3% (medie UE)

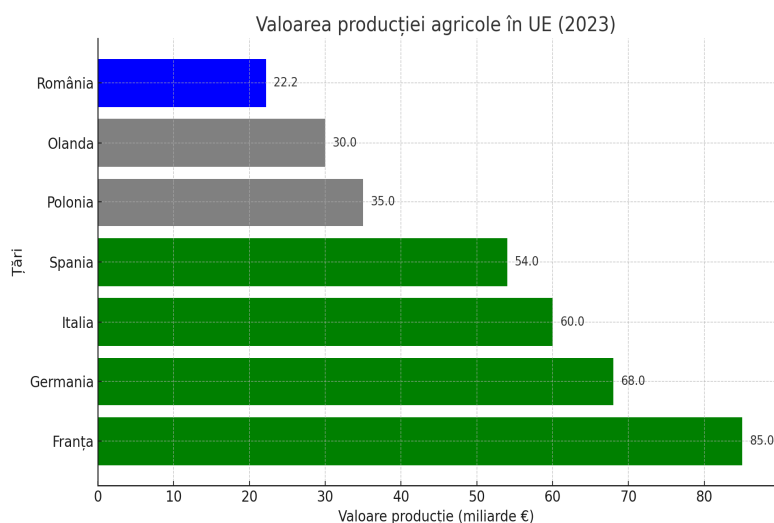
Sursa: Institutul Național de Statistică, date prelucrate de către autor.

Nivelul valoric al producției agricole ajuns la 22,2 miliarde de euro, a situat România pe locul 7 în Uniunea Europeană în anul 2023. Deși pare o valoare importantă, aceasta reprezintă aproximativ 6,2% din totalul producției agricole a UE. Cele mai mari contribuții în cadrul UE au venit din Franța, Germania, Italia și Spania, care împreună au generat 57,8% din valoarea totală a producției agricole europene.

Graficul de mai jos descrie pentru comparație, valoarea producției agricole în 7 țări membre UE la nivelul anului 2023.

Valoarea producției agricole în Uniunea Europeană, în anul 2023

Figura nr. 6.



Sursa: <https://ec.europa.eu/eurostat>

În producția agricolă, un element important îl reprezintă și prețul inputurilor, el putând avea un impact mai mult sau mai puțin semnificativ asupra deficitului comercial.

Un model econometric simplificat ar putea fi utilizat pentru estimarea impactului pe care îl poate avea variația prețurilor inputurilor agricole asupra deficitului comercial agroalimentar:

$$\Delta \text{Deficit} = \alpha + \beta * \Delta \text{Prețuri_Inputuri} + \varepsilon \quad (3)$$

unde:

$\Delta \text{Deficit}$ = variația deficitului comercial agroalimentar;

$\Delta \text{Prețuri_Inputuri}$ = variația prețurilor inputurilor agricole;

α = constantă;

β = coeficient de regresie ;

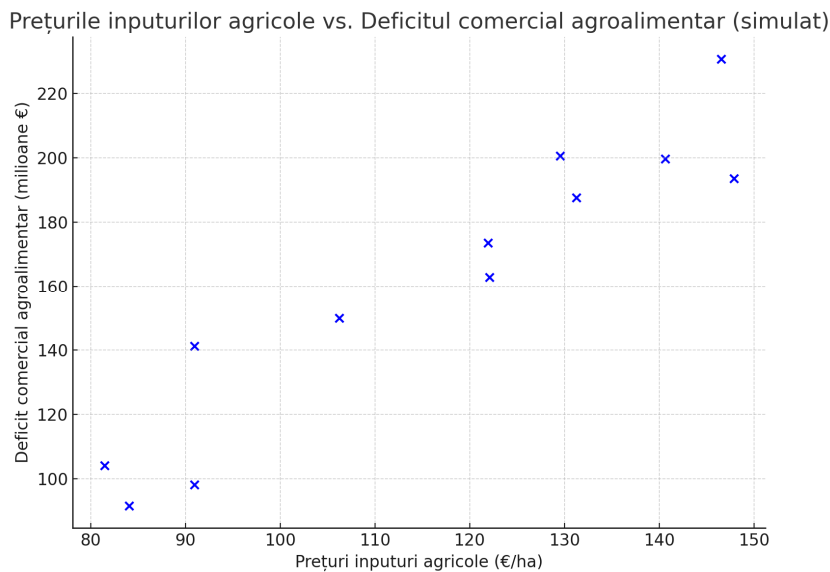
ε = eroare.

Pe baza datelor disponibile, o creștere de 1% a prețurilor inputurilor agricole este asociată cu o creștere de aproximativ 0,8% a deficitului comercial agroalimentar. Această relație sugerează o elasticitate semnificativă și indică necesitatea unor politici de control al costurilor de producție. Analiza relației dintre prețurile inputurilor agricole și deficitul comercial agroalimentar indică o corelație pozitivă.

În această direcție a fost creată o diagramă de dispersie care plasează variațiile procentuale ale prețurilor inputurilor agricole pe axa X și variațiile procentuale ale deficitului comercial agroalimentar pe axa Y, evidențiind tendința de creștere a deficitului odată cu majorarea costurilor inputurilor, reprezentare care se regăsește mai jos:

Diagrama de dispersie – Prețuri inputuri versus Deficit comercial

Figura nr. 7



Sursa: Institutul Național de Statistică, date prelucrate de către autor.

Concluzii

România se confruntă cu provocări semnificative în sectorul agroalimentar, incluzând scăderea productivității și creșterea costurilor inputurilor.

România are un deficit bugetar mai ridicat și o inflație mai mare, în comparație cu alte state membre ale UE, ceea ce poate limita posibilitatea de a sprijini fermierii prin politicile fiscale. Totodată, reformele recente ale PAC și tensiunile comerciale la nivelul UE evidențiază nevoia unei adaptări continue a politicilor agroalimentare pentru a răspunde provocărilor actuale și viitoare. Analiza econometrică și comparativă evidențiază necesitatea implementării unor reforme structurale în agricultura românească pentru a putea deveni competitivă la nivel european. Creșterea subvențiilor poate avea un impact pozitiv asupra productivității, dar este esențial ca aceste fonduri, fie fonduri UE - caz în care rata de absorbție trebuie să fie îmbunătățită, măcar la nivelul mediei ratei UE, fie din bugetul național, să fie direcționate și gestionate eficient către punctele deficitare unde vor avea efectul scontat.

În continuare rămâne necesitatea dezvoltării activităților pentru procesarea internă. Investițiile în capacități de procesare internă sunt esențiale. România continuând să exporte materii prime și să importe produse procesate, contribuie la menținerea și poate chiar creșterea deficitului comercial. Creșterea prețurilor pentru inputurile agricole afectează competitivitatea produselor românești, de aceea controlul sau reducerea acestor costuri prin intermediul politicilor de subvenționare și sprijin pentru fermieri trebuie să rămână în atenția decidenților. Și nivelul de diversificare a culturilor și a produselor poate contribui la stabilitatea economică. În acest mod, se reduce expunerea la riscuri. Nu în ultimul rând, investițiile în tehnologii agricole moderne și adoptarea lor la scară cât mai largă, pot crește productivitatea și eficiența, reducând dependența de importuri.

Bibliografie

1. Angelsen, A. (2010). Policies for reduced deforestation and their impact on agricultural production. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 107 (46), 19639-19644
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., Dumitru, D., Stoica, R. (2020). Study on the evolution of agricultural activity in Romania in 2019. *Romanian Statistical Review, Supplement*, 4, 171-183

-
4. Anghelache, C., Dumitrescu, D. (2015). The Production Indices in Agriculture. *Romanian Statistical Review Supplement*, 1, 67-71
 5. Anghelache, C., Strijek, D.A., Dumitru, D. (2024). Analiza producției vegetale la principalele culturi în 2023. *Romanian Statistical Review, Supplement*, 3-10
 6. Bezemer, D., Headey, D. (2008). Agriculture, Development, and Urban Bias. *World Development*, 36 (8), 1342-1364
 7. Fleurbaey, M. (2009). Beyond GDP: The Quest for a Measure of Social Welfare. *Journal of Economic Literature*, 47 (4), 1029-1075
 8. Islam, N. (2011). Foreign Aid to Agriculture. Review of Facts and Analysis. *International Food Policy Research Institute*, Discussion Paper 01053
 9. Lowder, S., Bertini, R., Croppenstedt, A. (2017). Poverty, social protection and agriculture: Levels and trends in data. *Global Food Security*, 15, 94-107
 10. Quamrul, A., Michalopoulos, S. (2015). Climatic Fluctuations and the Diff usion of Agriculture. *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press, 97(3), 589-609
 11. Swintona, S., Lupi, F., Robertson, P., Hamilton, S. (2007). Ecosystem services and agriculture: Cultivating agricultural ecosystems for diverse benefits. *Ecological Economics*, 64 (2), 245-252

***<https://insse.ro/cms/>

*** <https://ec.europa.eu/eurostat>

Macroeconomic situation of agri-food markets in Romania

Denis-Arthur STRIJEK, PhD Student (denis.strijek@gmail.com)

Bucharest University of Economic Studies, Romania

ORCID ID 0009-0003-2997-8571

Abstract

Romania's agricultural potential has always been high, the elements that have represented and supported this privileged position over time being represented by the geographical position that is translated into climate conditions and soil quality. However, in addition to these elements, important factors are represented by the existing agricultural policies and regional, European or global economic conditions. Thus, Romania has gone through various beneficial or less beneficial periods for agriculture. The most harmful elements for agriculture were generated by internal factors. Here we mention the public policies that did not exploit the agricultural potential and did not take into account the importance of the field as a development strategy but also as a national strategic element, namely the lack of coherence in investments and adaptation to environmental changes.

These fragmentations of the coherence of national public policies have constituted a basis for regression in this field, as such, the concept of reterritorialization represents a return to elements that contribute to economic stability. On the other hand, agricultural production is an important part of GDP construction, it is essential for the well-being of the population, in animal husbandry but also in industry as a raw material, but to a lesser extent.

As a result of these policies, the general situation of agriculture is characterized by a dependence on imports, a weak infrastructure, a fragmentation of production and, last but not least, price volatility.

Keywords: agricultural sector, agricultural productivity, subsidies, agricultural policies, investments.

JEL Classification: O13, Q18.

Introduction

As mentioned, Romania has a high agricultural potential. Comparing the share of agriculture in GDP, based on data obtained from the INS, we can see that in the European Union the share has an average of approximately 1.4%, and in Romania, the percentage represented by it is 4%, which is significantly above the European average. However, at this moment, due to public policies, the macroeconomic situation of the agri-food markets has a series of characteristics that are not beneficial to the development of the branch and do not bring the appropriate benefits, one of them being the fragmentation of production. Compared to the European Union, small and medium-sized farms predominate in Romania, which have a low productivity compared to the EU average.

At the same time, there is a dependence of the market on imports. The deficit in the agricultural balance is significant, firstly in terms of the consumption needs of the population that cannot be covered by domestic production, and then by the fact that Romania is an exporter of raw agricultural products, in particular cereals and oilseeds, importing processed products in return, which have added value for the exporter in the purchase price.

Another impediment is the poor agricultural infrastructure. Given the harvest periods, the selling price is directly influenced by supply and demand, which affects the value of agricultural producers' earnings if they have to sell even during periods of oversupply. Therefore, coordinated investments in development capacities and logistics chains are essential, as these are currently underdeveloped. Price volatility is another challenge, but markets are generally sensitive to external shocks such as events generated by climate factors, wars or pandemics as happened in the case of the Covid-19 epidemic, but based on coherent public policies, these negative effects could be significantly reduced.

Literature review

Angelsen (2010) presented a series of elements that are taken into account in what agricultural production means, and Anghel, Anghelache and Panait (2017) analyzed the results obtained in agriculture in the European Union, both as a whole and for each member state. Anghelache, Samson and Stoica (2020) analyzed the main elements of the European Union strategy regarding the agricultural sector. Anghelache and Dumitrescu (2015) analyzed production indices in agriculture. The analysis of crop production for the main crops in 2023 was also the subject of study for Anghelache, Strijek and Dumitru, who looked at the data that led to the respective results. Bezemer and Headey (2008) addressed aspects regarding the measures that can be implemented for the development of agriculture. Fleurbaey (2009) attempted to identify social welfare measures. Islam (2011) addressed the forms of foreign support for agriculture. Lowder, Bertini and Croppenstedt, A. (2017) presented data on poverty, social protection and agriculture. Quamrul and Michalopoulos (2015) investigated the implications of climate fluctuations on agriculture. Swinton, Lupi, Robertson, Hamilton (2007) analyzed the role of agricultural ecosystems for various benefits.

Research methodology, data, results and discussions

The general macroeconomic context indicates a modest economic growth potential, this evolution being influenced by the uncertainties generated by domestic fiscal policies and the high degree of volatility of international trade. In 2025, a GDP growth of only 1.4% is estimated, but with a somewhat more optimistic outlook in 2026 where the growth rate reaches 2.2% in 2026. A negative evolution is also recorded by the level of public debt, which in 2023 had a percentage of 48.9% of GDP, a percentage that is estimated to exceed the psychological threshold of half and reach a value of approximately 63% in 2026. The high public deficit and the increase in interest payments contribute to this significant increase in the level. The general government deficit amounted to 9.3% of GDP in 2024. A modest decrease is forecast for 2025 to 8.6%, and a level of 8.4% is expected for 2026. This budget deficit situation is fueled by significant increases in public sector wages and pensions. This forecast of a decrease in the budget deficit must be accompanied in practice by effective measures that lead to this effect. Without reducing other budget expenditures or generating other revenues, this decrease is not achievable.

Romania is a country with high agricultural potential, the share of agriculture in GDP being approximately 4%, significantly above the EU average where it represents approximately 1.4%, but the macroeconomic situation of the agri-food markets in Romania is not in an optimal shape. The agri-food markets are characterized by a series of factors that reduce the yield and efficiency of the sector. The fragmentation of production is generated by small and medium-sized farms, which are the majority and whose productivity is low compared to the average in the EU. The productivity of agricultural labor expressed in added value per worker is low. In contrast, employment in agriculture is the majority, being over 20%, compared to approximately 4% in the EU. At the same time, there is also a deficit in the agri-food balance generated by the level of imports which is much higher than the level of exports, moreover, exports are raw materials, and imports are mostly already processed products that contain added value for the exporter. Added to this is the price volatility of recent years, which is generally attributed to external factors represented by climate, political events or crisis situations such as the Covid-19 pandemic. Another negative contribution is the weak infrastructure of logistics chains and storage capacities, which, in addition to the role of support, efficiency and protection for producers against fluctuations, decreases in sales prices generated by seasonal oversupply during harvest periods, should also have a role of support for the volatility generated by external factors.

In 2024, the results regarding labor productivity in agriculture indicate a decrease of 16.8% for Romania. This is the largest decrease in the EU, being the opposite direction of the European trend where an average increase of 1.6% is recorded at the level of the entire EU.

Regarding agricultural prices, we note that in Romania, the fourth quarter of 2024 brings an 11% increase in farm gate sales prices compared to the same period in 2023. On the other hand, input prices in Romania increased by 2.6%, contrary to the downward trend in most EU countries.

Within the framework of the European common agricultural policies, Romania has implemented the CAP Strategic Plan 2023–2027, which aims to increase the economic viability of farms in the competitive economic context, reduce income gaps, but also support farmers who, through the way their farms operate, contribute to environmental protection and rural development. In the table below, we have a comparative analysis available between Romania and other EU member states.

Comparative analysis: Romania versus other EU member states

Table no. 1

Indicator	Romania	EU average / Other Member States
GDP Growth (2024)	1,4%	Var. (e.g. Germany 0.2%, France 1%)
Inflation (2024)	5,5%	Var. (e.g. Germany 2.8%, France 3%)
Budget Deficit (% of GDP, 2024)	8,0%	Var. (e.g. Germany 2.5%, France 4%)
Public Debt (% of GDP, 2024)	52,2%	Var. (e.g. Germany 65%, France 98%)
Agricultural Productivity (2024)	-16,8%	+1.6% (EU average)
Agricultural Prices (Q4 2024)	11%	+2,2% (EU average)

Source: <https://ec.europa.eu/eurostat>

Within the European Union, several agri-food policies and common programs have been adopted with the aim of standardizing state policies by providing common benchmarks to strengthen the European position and give it a competitive advantage in the world market. One of these is the Common Agricultural Policy (CAP).

Although this policy adopted at the level of the union has been implemented by all states, including Romania, there are still disadvantages. These were highlighted especially between 2023-2024 by the protests of farmers in France, Germany and Poland but also from other EU states who carried out protest actions against the climate policies addressed by the European Union and against the unfair competition coming from agricultural products imported from outside the EU where the strict regulatory criteria of the union are not applicable. European farmers have also expressed their disagreement with the EU-Mercosur trade agreement, which brings in direct competition from agricultural products from South America, which do not comply with European standards.

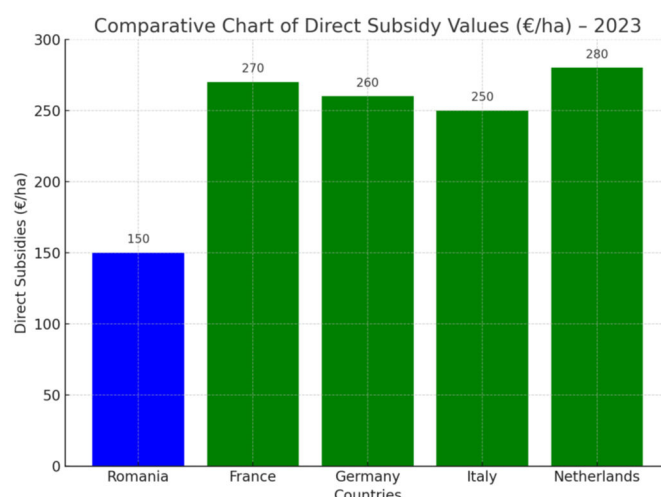
There are several proposals for CAP reforms coming from the European Commission or the various organizations involved, among them the elimination of the obligation to leave land fallow, in order to reduce the administrative burden on farmers or the reduction of direct agricultural subsidies, proposing that national governments bear half of the costs.

Romania has implemented and applies the Common Agricultural Policy (CAP) as an EU member state, but with some particularities. Direct subsidies granted under Pillar I are worth approximately €150/ha in 2023, being the average value per hectare among the lowest in the EU. In comparison, other states have an average that exceeds €250/ha, as is the case in France or Germany.

Below is a comparative graph of direct subsidies, relevant to have an idea of the level of community support.

Comparison of the value of direct subsidies (€/ha) in Romania versus other EU countries

Figure no. 1



Source: <https://ec.europa.eu/eurostat>

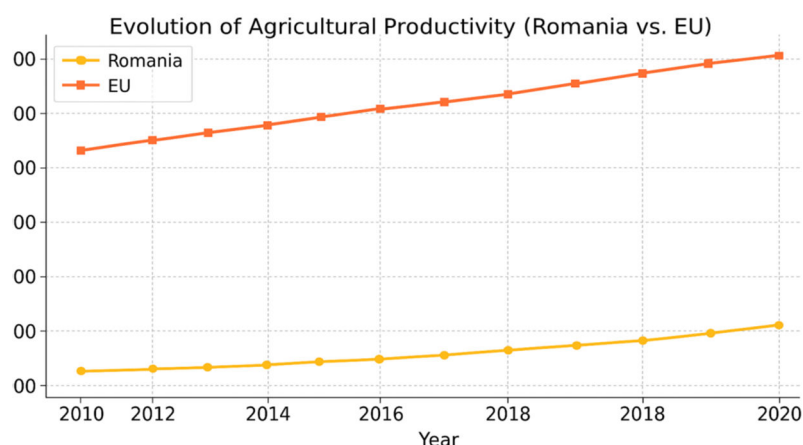
Under Pillar II, Romania benefits from the allocation of funds for the modernization of farms and rural infrastructure, but the absorption rate of these funds is approximately 60–70%, lower than in Western European countries where the absorption rate is 80–90%.

The program in the case of Romania also has the potential to support combating land fragmentation, the modernization of small farms, the promotion of organic farming and the consolidation of supply chains.

The evolution of agricultural productivity in Romania has an upward trend, but still lags far behind the EU average. The graph below shows the discrepancy.

Evolution of agricultural productivity Romania versus the European Union

Figure no. 2

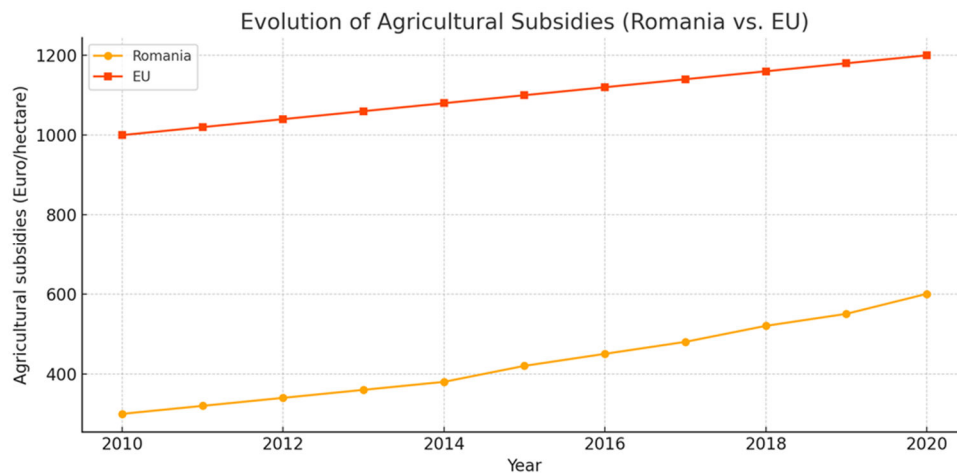


Source: <https://ec.europa.eu/eurostat>

Agricultural subsidies granted in Romania are significantly lower than those in the EU, but the evolution is on an increasing trend as highlighted in the graph below.

Evolution of agricultural subsidies Romania versus the European Union

Figure no. 3



Source: <https://ec.europa.eu/eurostat>

In other Member States such as France, Germany, the Netherlands, Italy, direct subsidies are higher and much better adapted to the needs of farmers. In addition, the perspective in these countries is higher given that the emphasis is on digitalization and innovation, such as smart farms and sustainability where the way to reduce pesticides and renewable energy is discussed, and rural development funds are directed towards the development of green infrastructure, support for young farmers, and research.

To analyze the influence of subsidies on agricultural productivity, we can use a panel regression model. This model allows us to examine data for several years and for several countries simultaneously.

$$Productivity_{it} = \alpha + \beta_1 \cdot Subsidies_{it} + \beta_2 \cdot Investments_{it} + \beta_3 \cdot Labor_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

where:

Productivity it = agricultural productivity in country i at time t ;

Subsidies it = value of subsidies received;

Investments it = investments in agricultural infrastructure;

Labor it = labor force employed in agriculture;

ε_{it} = error term.

In Romania, the β_1 coefficient could be positive, indicating that subsidies are an element that contributes to productivity growth, but to a lesser extent compared to Western European countries. This situation suggests lower efficiency in Romania for the use of funds.

The gap between Romania and other EU member states can also be seen by comparing certain statistical data or economic and financial indicators. We can start with agricultural labor productivity as added value per worker, which in Romania is approximately 9,086 euros/worker compared to the EU average where it reaches approximately 40,875 euros/worker, an average that is over 4 times higher. Another comparison we can make is between the average size of agricultural holdings, which in Romania is 3.4 hectares, and in the EU, the average is 16.6 hectares, i.e. 4.8 times higher. A significant difference is also in what represents the percentage of the labor force employed in agriculture which is 4.5 times higher in Romania than in the EU, respectively it has the value of 20.1% in Romania, and 4.4% in the EU. Regarding the mechanization of agriculture considered as the number of tractors per 100 hectares, in Romania we have an average of 1.8 tractors/100 ha, and in the EU it is 10.4 tractors/100 ha, which again represents a significant gap, 5.7 times fewer tractors available, and it can be said that it is one of the elements that lead to low productivity. Even though it is listed at the end, but not without

importance is the element regarding access to financing quantified as agricultural credits per hectare where we have in Romania a value of 110 euros/hectare, compared to the EU average where we reach 1,700 euros/hectare, here the negative gap being 15.4 times, thus we can state that agriculture in Romania is deeply underfinanced.

These data clearly highlight the significant gaps between Romania and the EU average in terms of efficiency and modernization of the agricultural sector.

Taking into account the above elements that generate the conclusion that an infusion of capital in agriculture could raise its level of profitability and productivity, we can model a hypothetical scenario, namely the impact of increasing subsidies on productivity in Romania.

Assuming that Romania would decide to increase agricultural subsidies by 50% in the next 5 years, we want to estimate the impact of this measure on agricultural productivity.

In this sense, we have:

$$Productivity_t = \alpha + \beta \cdot Subsidies_t + \epsilon_t \quad (2)$$

where:

Productivity_t = Agricultural productivity at time t;

Subsidies_t = Value of subsidies at time t;

ϵ_t = Error term.

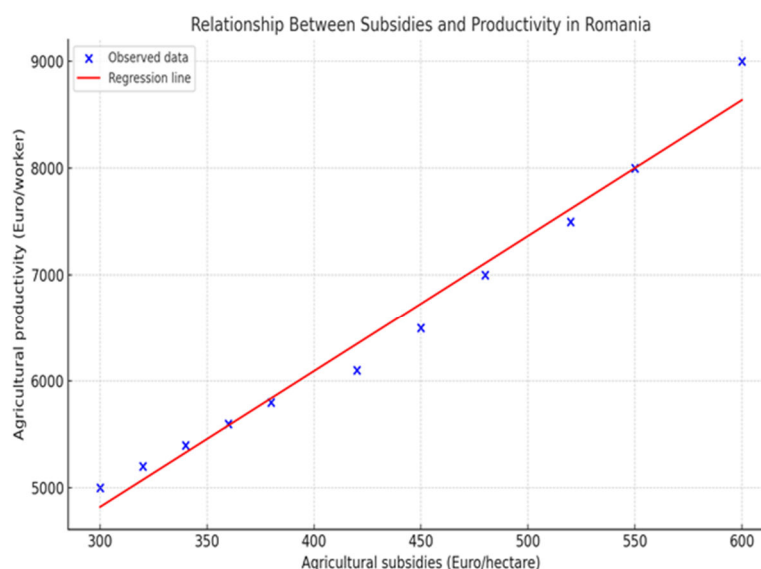
As a result, if the value for the coefficient β is positive and significant, the increase in subsidies would lead to an increase in productivity.

However, the level of efficiency of this measure depends on several elements, including how the additional funds allocated for subsidies are allocated, distributed and used.

In Romania, the relationship between subsidies and productivity transposed in the graph below, suggests a positive correlation between the level of allocated subsidies and productivity, indicating a beneficial potential of subsidies on the agricultural sector. A positive linear relationship is observed - the increase in subsidies is associated with a significant increase in productivity.

The Relationship between Subsidies and Productivity in Romania

Figure no. 4



Source: INS, data processed by the author

Source: National Institute of Statistics, data processed by the author.

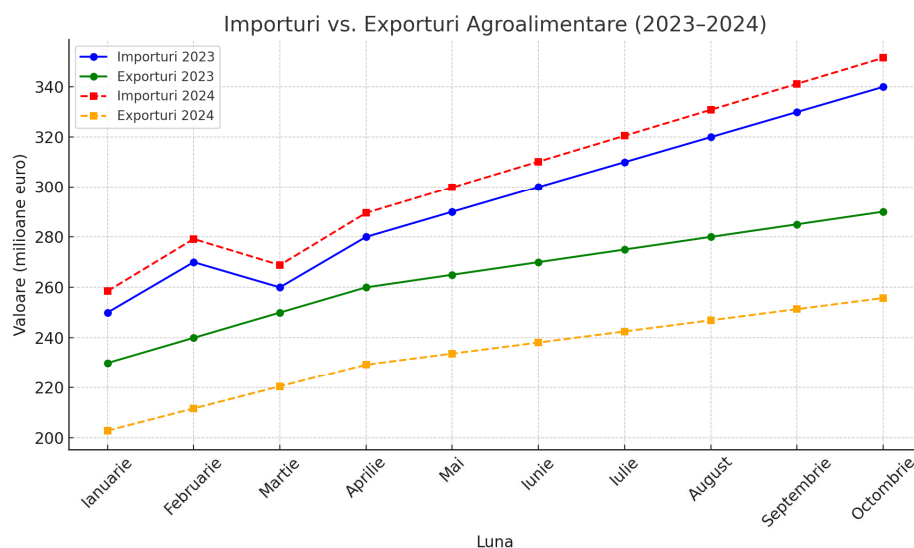
The value of agricultural production, however, is increasing. In 2023, Romania's total agricultural production reached 109.89 billion lei, an increase of 0.6% compared to 2022. This development was driven by a 2.1% increase in the crop sector, while animal production decreased by 2.5%. At the European level, Romania recorded the sixth highest increase in agricultural production in the EU in 2023, in the context of a 1.5% decrease in total EU production.

The agri-food trade balance shows a growing trade deficit. In the first ten months of 2024, Romania's agri-food trade deficit registered a value of 2.5 billion euros, 2.6 times higher than in the same period in 2023. This negative evolution was determined by an increase in imports by a percentage value of 3.4% and a decrease in exports by 11.8% percent. In the structure of imports, the main imported products were pork, bakery products and cheeses. For example, pork imports reached the value of 875 million euros, thereby generating a deficit of 872.2 million euros.

The graph below presents the comparative trend represented by imports and exports in the first 10 months of 2023 compared to the similar period of 2024.

Imports versus agri-food exports in the period 2023-2024

Figure no. 5



Source: National Institute of Statistics, data processed by the author.

A comparative analysis of data from Romania compared to the European Union can be seen in the table below.

Key indicators of the agri-food sector

Table No. 2

Indicator	Romania (2023-2024)	EU average (2023-2024)
Agricultural Production Growth	0.6%	-1.5%
Agri-Food Trade Deficit	2.5 billion euros	Var. (surplus in some countries)
Pork Imports	875 million euros	Var. (autonomy in some countries)
Agricultural Prices (2024)	+11% (Romania)	+2.2% (EU average)
Agricultural Input Prices (2024)	+2.6% (Romania)	-3.3% (EU average)

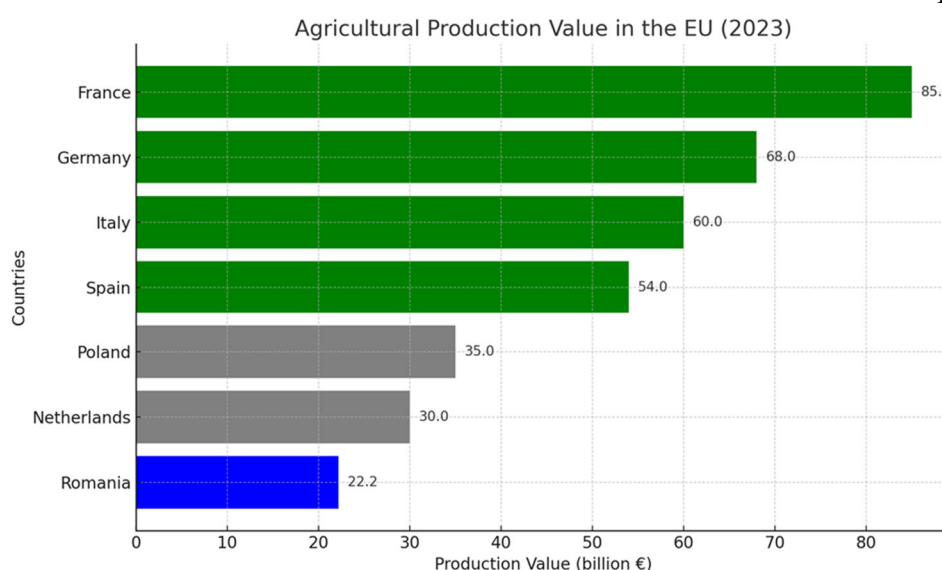
Source: National Institute of Statistics, data processed by the author.

The value of agricultural production, which reached 22.2 billion euros, placed Romania in 7th place in the European Union in 2023. Although it seems like a significant value, this represents approximately 6.2% of the total EU agricultural production. The largest contributions within the EU came from France, Germany, Italy and Spain, which together generated 57.8% of the total value of European agricultural production.

The graph below describes, for comparison, the value of agricultural production in 7 EU member states in 2023.

Value of agricultural production in the European Union, in 2023

Figure no. 6



Source: <https://ec.europa.eu/eurostat>.

In agricultural production, an important element is also the price of inputs, which can have a more or less significant impact on the trade deficit.

A simplified econometric model could be used to estimate the impact that the variation in agricultural input prices can have on the agri-food trade deficit:

$$\Delta \text{Deficit} = \alpha + \beta * \Delta \text{Input_Prices} + \varepsilon \quad (3)$$

where:

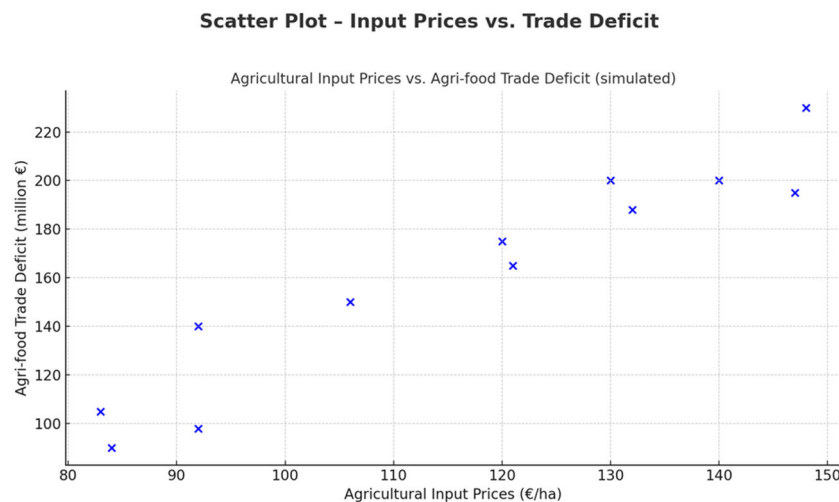
- $\Delta \text{Deficit}$ = change in the agri-food trade deficit;
- $\Delta \text{Input_Prices}$ = change in agricultural input prices;
- α = constant;
- β = regression coefficient;
- ε = error.

Based on the available data, a 1% increase in agricultural input prices is associated with an approximately 0.8% increase in the agri-food trade deficit. This relationship suggests significant elasticity and indicates the need for policies to control production costs. The analysis of the relationship between agricultural input prices and the agri-food trade deficit indicates a positive correlation.

In this direction, a scatter diagram was created that places the percentage changes in agricultural input prices on the X-axis and the percentage changes in the agri-food trade deficit on the Y-axis, highlighting the trend of the deficit increasing with the increase in input costs, which is represented below:

Scatter diagram – Input prices versus Trade deficit

Figure no. 7



Source: National Institute of Statistics, data processed by the author.

Conclusions

Romania faces significant challenges in the agri-food sector, including declining productivity and rising input costs.

Romania has a higher budget deficit and higher inflation than other EU Member States, which may limit the possibility of supporting farmers through fiscal policies. At the same time, recent CAP reforms and trade tensions at EU level highlight the need for continuous adaptation of agri-food policies to meet current and future challenges. Econometric and comparative analysis highlights the need to implement structural reforms in Romanian agriculture in order to become competitive at European level. Increasing subsidies can have a positive impact on productivity, but it is essential that these funds, whether EU funds - in which case the absorption rate needs to be improved, at least to the level of the EU average rate, or from the national budget, are directed and managed efficiently towards the deficit points where they will have the expected effect.

There is still a need to develop activities for internal processing. Investments in internal processing capacities are essential. Romania, continuing to export raw materials and import processed products, contributes to maintaining and perhaps even increasing the trade deficit. The increase in prices for agricultural inputs affects the competitiveness of Romanian products, therefore controlling or reducing these costs through subsidy policies and support for farmers must remain the focus of decision-makers. And the level of diversification of crops and products can contribute to economic stability. In this way, exposure to risks is reduced. Last but not least, investments in modern agricultural technologies and their adoption on a wider scale can increase productivity and efficiency, reducing dependence on imports.

References

1. Angelsen, A. (2010). Policies for reduced deforestation and their impact on agricultural production. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 107 (46), 19639-19644
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., Dumitru, D., Stoica, R. (2020). Study on the evolution of agricultural activity in Romania in 2019. *Romanian Statistical Review, Supplement*, 4, 171-183
4. Anghelache, C., Dumitrescu, D. (2015). The Production Indices in Agriculture. *Romanian Statistical Review Supplement*, 1, 67-71
5. Anghelache, C., Strijek, D.A., Dumitru, D. (2024). Analiza producției vegetale la principalele culturi în 2023. *Romanian Statistical Review, Supplement*, 3-10
6. Bezemer, D., Headey, D. (2008). Agriculture, Development, and Urban Bias. *World Development*, 36 (8), 1342-1364

-
7. Fleurbaey, M. (2009). Beyond GDP: The Quest for a Measure of Social Welfare. *Journal of Economic Literature*, 47 (4), 1029-1075
 8. Islam, N. (2011). Foreign Aid to Agriculture. Review of Facts and Analysis. *International Food Policy Research Institute*, Discussion Paper 01053
 9. Lowder, S., Bertini, R., Croppenstedt, A. (2017). Poverty, social protection and agriculture: Levels and trends in data. *Global Food Security*, 15, 94-107
 10. Quamrul, A., Michalopoulos, S. (2015). Climatic Fluctuations and the Diff usion of Agriculture. *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press, 97(3), 589-609
 11. Swinton, S., Lupi, F., Robertson, P., Hamilton, S. (2007). Ecosystem services and agriculture: Cultivating agricultural ecosystems for diverse benefits. *Ecological Economics*, 64 (2), 245-252
 12. ***<https://insse.ro/cms/>
 13. *** <https://ec.europa.eu/eurostat>

Transmiterea șocurilor între piața bursieră și economia reală din România: o abordare bazată pe VAR și implicații politice

Student-masterand Floarea Iuliana SUSU

(iuliana.susu@yahoo.com)

Academia de Studii Economice din București, România

Abstract

Acest studiu analizează modul în care piața bursieră românească și economia reală evoluează reciproc, utilizând un model VAR pentru a verifica datele din perioada 2000-2024. Analiza evidențiază trei factori macrofinanciari majori: Produsul Intern Brut real, indicele BET, care reprezintă performanța pieței financiare, și rata inflației. România este un exemplu excelent, deoarece a trecut de la o economie planificată centralizată la una bazată pe piață înainte de a adera la Uniunea Europeană în 2007, integrându-se ulterior mai mult pe piețele financiare internaționale. Această lucrare utilizează funcții de răspuns la impuls și descompunerea varianței erorii de prognoză pentru a arăta amploarea, precum și durata șocurilor în funcție de acești factori. Rezultatele reflectă faptul că dinamica inflației în România este destul de autosustenabilă și nu reacționează prea mult la schimbările Produsului Intern Brut și ale dinamicii pieței bursiere. Indicele BET este foarte sensibil pe termen scurt la propriile șocuri, dar are efecte slabe asupra factorilor macroeconomici. Pe de altă parte, PIB-ul prezintă un răspuns treptat mai accentuat la inovațiile piețelor financiare, în principal pe termen mediu, indicând o integrare scăzută, dar în creștere, a piețelor de capital în performanța economică reală. Analiza descompunerii istorice dovedește faptul că șocurile macroeconomice și financiare sunt în mare parte de origine internă; Efectele de propagare financiară externă au un efect foarte limitat. Rezultatele implică faptul că piețele financiare din România, deși mature, nu au devenit încă un canal major de transmitere macroeconomică. Implicațiile politice indică faptul că este necesară o dezvoltare mai profundă a pieței financiare pentru a consolida legăturile macrofinanciare.

Cuvinte cheie: piața bursieră, economia reală, șocuri macroeconomice, piața financiară românească, economii emergente, creștere economică

Clasificarea JEL: E17, E44.

Introducere

Relația dintre piețele bursiere și economia reală a atras multă atenție atât în mediul academic, cât și în rândul factorilor de decizie politică, în special în ceea ce privește piețele emergente. Teoretic, piețele bursiere îndeplinesc funcții economice cruciale, deoarece alocă capital, agregă așteptările investitorilor și oferă lichiditate investitorilor. Dacă se presupune că teoria valorii prezente a prețurilor acțiunilor este corectă, atunci piețele financiare anticipează evoluțiile economice viitoare, ceea ce ar face din indicii bursieri indicatori principali ai activității economice (Lyócsa et al., 2011; Wachtel, 2003). Aceste dinamici sunt deosebit de relevante în perioadele de volatilitate economică, astfel încât, atunci când există șocuri financiare, acestea pot fie reflecta, fie consolida presiunile macroeconomice. Criza financiară globală din 2008-2009 și pandemia de COVID-19 din 2020 au fost evenimente care au evidențiat puternic necesitatea cunoașterii legăturilor dintre domeniul financiar și economia reală. În ambele cazuri, a existat o volatilitate ridicată pe piețele financiare, care a alimentat ulterior recesiunile din sectorul real prin canale precum încrederea scăzută a consumatorilor, investițiile constrânse și condițiile de creditare mai stricte (Hatmanu & Cautisanu, 2021). Contagiunea rapidă a șocurilor de la piațe la activitatea economică – și invers – semnalează un argument convingător pentru o investigație empirică axată pe mecanismele de transmitere dintre aceste două sfere.

România oferă un caz foarte interesant, deoarece a trecut de la o economie planificată centralizată la un sistem bazat pe piață, cu etape cu siguranță importante, cum ar fi aderarea la UE în 2007 și integrarea treptată pe piețele financiare din întreaga lume. Timp de două decenii, România a trecut prin perioade de creștere robustă a PIB-ului, șocuri externe și ajustări induse de politici (Banca

Mondială, 2013). Cererea ridicată a consumatorilor, investițiile străine directe și reformele structurale post-aderare au determinat traiectoria economică a acestei țări; cu toate acestea, probleme recente, cum ar fi vârful inflației din 2022, au arătat că încă mai existau vulnerabilități (FocusEconomics, 2023). Toate aceste evoluții fac din România o țară interesantă pentru modelarea seriilor temporale atunci când vine vorba de examinarea interdependențelor economico-financiare. Odată cu creșterea economică a României, piața de capital a făcut pași importanți în maturizare. Bursa de Valori București (BVB), care a fost reînființată în 1995, este acum mai sofisticată și mai bine reglementată. BET este unul dintre indicii care reprezintă principalele companii listate și a devenit de atunci un punct de referință principal pentru sentimentul investitorilor și performanța pieței. Deși a crescut fenomenal în primii ani ai acestui mileniu, a fost întâmpinată de corecții bruște în perioadele de criză din întreaga lume. În 2020, România a atins o evoluție importantă atunci când FTSE Russell a promovat-o de la statutul de Piață de Frontieră la cel de Piață Emergentă Secundară (Pop, 2022). Această promovare este o confirmare a progresului țării în ceea ce privește dezvoltarea piețelor financiare. Cercetările empirice asupra Europei Centrale și de Est (CEE) au demonstrat că piețele bursiere din Polonia, Ungaria și Republica Cehă interacționează semnificativ cu indicatorii macroeconomici. În multe cazuri, se constată că indicii bursieri au un efect Granger asupra PIB-ului; prin urmare, în astfel de cazuri, se confirmă rolul predictiv al așteptărilor investitorilor (Lyócsa et al., 2011; Caporale & Spagnolo, 2012). Studiile care acoperă piețele CEE în detaliu arată că piața de capital este mai mult decât un spectator pasiv - ea influențează activ performanța economică. Studiul realizat de Ülkü et al. (2017) asupra piețelor de frontieră din Europa de Est a dovedit că și bursele mai mici și mai puțin lichide oferă informații importante despre tendințele viitoare ale producției.

Peisajul empiric al României reflectă această evoluție. Brașoveanu et.al. (2008) au constatat că, în perioada 2000–2006, direcția cauzalității a mers în principal de la PIB la indicatorii pieței bursiere; ceea ce implică faptul că creșterea economică a impulsionat dezvoltarea pieței de capital. Cu toate acestea, studii mai recente, precum cel realizat de Prats și Sandoval (2020), au observat o cauzalitate bidirecțională semnificativă între PIB și capitalizarea pieței bursiere; aceasta poate fi observată predominant atât în perioadele post-criză, cât și în cele post-aderare. Această schimbare indică faptul că, odată cu maturizarea pieței românești, aceasta a început să își asume un rol mai proactiv în modelarea așteptărilor și performanței macroeconomice.

Acestea includ efectele asupra avuției, deciziile de investiții ale afacerilor și sentimentul consumatorilor, toate prezidate de mișcările prețurilor acțiunilor (Yarovaya et al., 2016). Gospodăriile vor crește consumul dacă prețurile ridicate ale acțiunilor persistă; firmele își vor mări investițiile atunci când evaluările acțiunilor cresc, deoarece acestea indică costuri de capital mai mici și previziuni mai puternice privind cererea. Scăderea prețurilor acțiunilor va restrânge cheltuielile, erodând și încrederea, cu atât mai mult în economiile care sunt din ce în ce mai expuse la active financiare și unde există un ciclu economic bazat direct pe investitori. Factorii de decizie politică trebuie să înțeleagă natura și puterea acestor legături. În România, participarea la piața bursieră este în creștere, iar indicele BET devine un indicator economic major; prin urmare, șocurile de pe piața bursieră pot fi la fel de bine amplificatoare sau tampon ale evoluțiilor din sectorul real. Un exemplu în acest sens a fost evident în timpul crizei COVID-19, când incertitudinea de pe piețe s-a transformat în îngrijorări economice mai ample care au declanșat intervenții fiscale și monetare menite să stabilizeze așteptările (Hatmanu & Cautisanu, 2021). Astfel de episoade subliniază nu numai că piața bursieră este reactivă, ci și că are potențialul de a influența stabilitatea macroeconomică. Această lucrare utilizează un model de autoregresie vectorială pentru a investiga relația dintre indicele BET, inflație și PIB în România pentru perioada 2000-2024. Modelele VAR au devenit un instrument popular în macroeconomia empirică, deoarece permit o abordare de estimare care permite tratarea tuturor variabilelor ca endogene și permite surprinderea relației dinamice dintre acestea (Christiano, 2012). Funcțiile de răspuns impulsiv și descompunerea varianței arată cum șocurile asupra uneia dintre variabile - în acest caz, piața bursieră - se propagă prin sistem în timp. Datele trimestriale ajută la identificarea efectelor de transmitere pe termen scurt, precum și mediu.

Restul acestei lucrări se desfășoară după cum urmează: Secțiunea 2 realizează o analiză a literaturii privind legăturile dintre economia financiară și economia reală, punând accent pe România și

alte țări din Europa Centrală și de Est cu caracteristici similare. Datele, metodologia și specificațiile modelului VAR sunt prezentate în Secțiunea 3. Constatările empirice sunt detaliate în Secțiunea 4, care include și o explicație a direcției și magnitudinii transmiterii șocurilor. Lucrarea se încheie în Secțiunea 5 cu o recapitulare a principalelor constatări și a implicațiilor lor politice, plus direcții pentru cercetări suplimentare care ar trebui să se concentreze pe stabilitatea financiară, precum și pe integrarea piețelor emergente în mecanismele financiare globale.

Literature review

Pandemia de COVID-19 a oferit un motiv pentru a analiza legătura complexă dintre piața bursieră și performanța economică reală, în special în Europa de Est. Crizele financiare anterioare nu au fost ca un șoc economic brusc și sincronizat la nivel mondial cauzat de pandemie. În acest caz, piața bursieră a demonstrat un răspuns primar puternic, piețele est-europene reflectând volatilitatea globală din cauza incertitudinii și a schimbărilor rapide de politici. O influență majoră asupra modului în care aceste șocuri au fost transmise a fost structura sistemului bancar. Se spune că băncile de stat din Europa de Est au jucat un rol foarte complicat pe întreaga perioadă a acelei crize; acestea au acționat adesea ca stabilizatori pe plan intern atunci când comportamentul lor a fost caracterizat de o scădere a creditării transfrontaliere la primirea șocurilor internaționale, Borsuk et.al. (2024). Această dualitate susține centralitatea proprietății bancare în medierea transmiterii șocurilor.

Conexiunile politice și cadrele instituționale joacă un rol major în peisajul economic. Studiile anterioare utilizate pentru a consolida ipoteza sugerează că firmele cu legături politice în Europa de Sud-Est subestimează efectele negative ale șocurilor economice. Aceste entități conectate politic alocă adesea resursele în mod greșit, impunând astfel o redresare economică și mai reală în urma crizelor (Bartlett, 2023). De asemenea, o sensibilitate mai mare a pieței bursiere la informații a dus la o volatilitate mai mare decât cea observată în timpul pandemiei. Au existat evenimente informaționale de mare anvergură care au declanșat vânzări panicate și comportamente erratice din partea investitorilor, complicând astfel mecanismele de răspuns ale economiei reale (Olakoyenikan, 2024). Prin urmare, acest lucru indică faptul că finanțele comportamentale, legate de modul în care șocurile sunt transmise și absorbite, reprezintă o mare preocupare pe piețele emergente.

Creșterea tehnologică a deschis noi perspective în înțelegerea și prognozarea comportamentului pieței. Analiza logico-sentimentală ar putea fi promițătoare în prezicerea mai corectă a mișcărilor bursiere prin gestionarea incertitudinii - ceea ce este util pentru piețele instabile din Europa de Est (Abdelfattah et al., 2024). La fel ca cunoștințele artificiale create pe baza conceptelor de deep learning, rețelele neuronale au depășit modelele demodate în prezicerea tendințelor pieței bursiere în contextul unei volatilități ridicate (Oyewole et al., 2024). Pe lângă mecanismele pieței, șocurile energetice și de infrastructură contribuie, de asemenea, la matricea economică mai largă a Europei de Est. Provocările recente la adresa securității energetice, în special atunci când există perturbări geopolitice, au impact asupra încrederii investitorilor și a activității economice generale din regiune (Gritz & Wolff, 2024). Aceste variabile macroeconomice dau credit naturii multidimensionale a canalelor de transmitere a șocurilor și integrării răspunsurilor politice.

Piața de capital a României nu a fost neglijată, iar dezvoltarea sa se corelează cu economia reală în literatura academică, în special după aderarea acestei țări la Uniunea Europeană, ceea ce a consolidat integrarea sa în circuitele financiare mondiale. De la începutul anilor 2000, România a înregistrat o creștere susținută a PIB-ului în mijlocul unor perioade de volatilitate a sistemelor sale financiare și a unor schimbări structurale. Bursa de Valori din București (BVB) s-a reactivat în 1995 și s-a maturizat de-a lungul anilor. În prezent, sentimentul investitorilor și performanța pieței sunt reflectate prin recunoașterea indicelui BET. Odată cu creșterea profundă a piețelor financiare, departe de simpla reflectare a fundamentelor economice, a existat o transformare care permite șocurilor macroeconomice să se canalizeze și să aibă impact asupra economiei în general (Pop, 2022).

Cercetările empirice din România au utilizat pe scară largă modelele VAR pentru a ilustra interacțiunile dinamice dintre piața bursieră și indicatorii macroeconomici precum PIB-ul și inflația. Acest lucru a fost realizat de Brașoveanu et.al. (2008) care, utilizând date pentru perioada 2000–2006, au încercat să stabilească conexiuni între capitalizarea de piață și lichiditate, pe de o parte, și creșterea

economică, pe de altă parte. Rezultatele au indicat o cauzalitate predominant unidirecțională de la PIB la variabilele pieței bursiere; deși au evidențiat și efectele de feedback incipiente - ceea ce implică faptul că aceste sectoare se aflau în stadiile incipiente ale dezvoltării unei relații bidirecționale. Pe măsură ce piața financiară s-a dezvoltat și încrederea investitorilor s-a lărgit, cercetările ulterioare au arătat legături mai puternice și mai reciproce. Albu (2007) și Prats & Sandoval (2020), utilizând un model VAR panel, au raportat o cauzalitate bidirecțională între capitalizarea pieței bursiere și PIB pentru România și alte țări din Europa Centrală și de Est. Prin urmare, constatările lor au consolidat și mai mult noțiunea că piața de capital din România a devenit mai integrată cu activitățile economice reale. În mod similar, Hatmanu și Căușisanu (2021) au utilizat un cadru VAR pentru a studia impactul declanșat de pandemia de COVID-19. S-a constatat că șocurile induse de incertitudine au avut efecte persistente asupra indicelui BET și a inflației; astfel, punând din nou în evidență piața bursieră ca un canal al perturbărilor macroeconomice în perioadele de criză.

Utilizarea modelelor VAR este potrivită din punct de vedere metodologic pentru economiile aflate în tranziție, precum România, unde există relații complexe, bidirecționale, și unde au loc modificări frecvente ale dinamicii pieței din cauza șocurilor structurale (Azhar et.al., 2020). Spre deosebire de modelele cu o singură ecuație, VAR permite ca toate variabilele să fie endogene, ceea ce înseamnă că sunt surprinse influențe reciproce și bucle de feedback. A fost deosebit de util în analiza transmiterii șocurilor financiare către economia reală (Sims, 1980; Christiano, 2012). Trecerea României către o integrare financiară mai profundă a fost recunoscută în continuare în 2020, când FTSE Russell a promovat Bursa de Valori din Europa de Est la statutul de „piață emergentă secundară” (Pop, 2022), ceea ce a însemnat mai multă credibilitate și interes din partea investitorilor internaționali. Chiar și cu acești pași înainte, însă, unele studii mai noi afirmă că mecanismele de transmisie macrofinanciară ale României nu sunt la fel de puternice ca cele ale altor economii din Europa Centrală și de Est (Hasanudin, 2021).

De exemplu, Neacșu et.al. (2024) au utilizat un model Bayesian Factor-Augmented VAR (FAVAR), iar rezultatele au arătat că șocurile financiare au impacturi moderate asupra PIB-ului și inflației; prin urmare, canalele de pe piețele de capital sunt încă în curs de dezvoltare. Enciu et.al. (2022) au analizat, de asemenea, șocurile COVID-19 asupra variabilei de reziliență financiară la nivel de firmă utilizând un model VAR (Suyanto, 2023). Constatările au sugerat că, deși influențele volatilității pieței bursiere asupra comportamentului investițional sunt în creștere, în prezent aceasta joacă un rol limitat. Acest lucru subliniază din nou că, deși piața de capital din România devine din ce în ce mai importantă pentru deciziile la nivel de firmă, aceasta este în urmă în ceea ce privește eficiența predictivă.

Un alt studiu care completează dovezile este cel al lui Diaconășu (2015), care utilizează un Model Vectorial de Corecție a Erorilor (VECM) pentru date trimestriale care acoperă perioada 2005-2020. Acesta a plasat evoluția relației de echilibru pe termen lung între piața bursieră și PIB, întărind argumentul că piețele financiare se maturizează către fundamente economice reale. Pe de altă parte, Mihalache (2024) a studiat așteptările inflaționiste și efectele acestora asupra prețurilor activelor din România. Din 2020, presiunile inflaționiste au început să fie din ce în ce mai mult integrate în prețurile pieței; astfel, semnalele macroeconomice interne încep să conteze mai mult chiar și pe o piață internațională a fluxurilor de capital relativ segmentată. Studiile comparative întăresc aceste observații. Kramarić și Kitić (2021) au aplicat un model VAR structural pentru a examina dinamica prețului acțiunilor-producție în Croația, Bulgaria și România. Primele două țări au prezentat o cauzalitate bidirecțională puternică, în timp ce cea de-a doua a arătat o relație oarecum mai unidirecțională, producția conducând în principal la prețurile acțiunilor. Aceasta implică faptul că, deși piața de capital din România are performanțe economice bune, aceasta nu are încă efecte reale robuste asupra performanței economiei reale. Brașoveanu et.al. (2008) au efectuat o verificare a datelor cu frecvență foarte mare pentru a observa impactul pe termen scurt al anunțurilor macroeconomice. Studiul lor a arătat că, deși știrile privind PIB-ul și inflația externă sunt asimilate lent de piață, perioadele instabile externe maschează adesea modul în care aceste transmițeri se produc, ceea ce întârzie rapiditatea cu care reacționează investitorii. Astfel de constatări subliniază necesitatea unui grup de investitori mai larg și mai conștient, plus o mai bună elaborare a regulilor pentru îmbunătățirea legăturilor dintre finanțe și economia reală (Sumaryoto, 2021).

Prin urmare, chiar dacă Bucureștiul a evoluat foarte mult, studiile empirice demonstrează în continuare că efectul său asupra dinamicii macroeconomice este minim. Pentru ca o piață de capital și mai integrată și mai eficientă să existe, care să influențeze pozitiv creșterea economică, este nevoie de o dezvoltare suplimentară a cadrelor instituționale, o participare mai profundă a investitorilor și canale de informare mai puternice.

Metodologia cercetării

Acest studiu utilizează un model VAR pentru a vedea cum se raportează piața bursieră a României la economia sa reală, analizând indicele BET împreună cu PIB-ul și inflația. Modelul VAR funcționează bine pentru a arăta legăturile cauzale bidirecționale și dependențele dintre mai multe variabile din serii temporale. Spre deosebire de modelele econometrice structurale, care necesită ipoteze teoretice anterioare cu privire la ordinea variabilelor, modelul VAR presupune că toate variabilele sunt endogene; acest lucru permite o analiză bazată pe date a propagării șocurilor și a efectelor temporale. Cele trei variabile macrofinanciare majore analizate sunt PIB-ul real, indicele bursier BET și rata inflației. Se utilizează PIB-ul real ca indicator al activității economice; acesta este măsurat în prețuri constante ajustate sezonier. Se utilizează performanța pieței de capital românești reprezentată de indicele BET, care include majoritatea companiilor lichide listate la Bursa de Valori București. Modificarea procentuală de la an la an a indicelui prețurilor de consum definește rata inflației. Datele încep din trimestrul 1 al anului 2000 până în trimestrul 4 al anului 2024; toate trimestriale. Datele au fost colectate din surse oficiale și reputate, și anume: Institutul Național de Statistică al României, baza de date Refinitiv Eikon și Eurostat. În cazurile în care sunt furnizate date trimestriale (așa cum este cazul în indicele BET), mediile trimestriale sunt calculate pentru a potrivi frecvența datelor privind PIB-ul și inflația.

Toate variabilele sunt transformate în logaritmi naturali pentru facilitarea stabilizării prin interpretarea procentuală standard, cu excepția ratei inflației care a fost deja exprimată în termeni relativi. Înainte de a estima un model VAR, se efectuează o analiză a proprietăților seriilor temporale pentru fiecare variabilă. Staționarea va fi testată utilizând testul Augmented Dickey-Fuller ADF; diferențierea va fi aplicată unei variabile dacă se constată că este nestaționară la niveluri, dar staționară în diferențele primare. Totuși, dacă s-ar constata că variabilele au relații de cointegrare între ele, atunci se va utiliza în schimb un model vectorial de corecție a erorilor. Acest studiu va adopta modelul VAR fie în niveluri, fie în diferențe primare, pe baza rezultatelor testului rădăcinii unitare. Este important să se determine numărul corect de întârzieri care pot surprinde în mod adecvat structura dinamică a sistemului luat în considerare, alături de parsimonia modelului.

Modelul VAR este specificat după cum urmează:

$$PIB_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i PIB_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_i BET_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_i Inflație_{t-i} + \epsilon_t \quad (1)$$

Ecuția pentru variabila PIB în funcție de propriile valori trecute și de valorile trecute ale indicelui BET și ale inflației. În această specificație, PIB-ul la momentul t depinde de un termen constant (α), valorile întârziate ale PIB-ului în sine (sumate cu coeficienții β_i), valorile întârziate ale indicelui BET (sumate cu coeficienții γ_i) și valorile întârziate ale inflației (sumate cu coeficienții δ_i). Modelul include întârzieri p pentru fiecare variabilă, surprinzând interacțiunile dinamice în timp. Termenul ϵ_t reprezintă termenul de eroare, surprinzând șocurile sau inovațiile care nu sunt explicate de valorile trecute ale variabilelor incluse.

După efectuarea modelării VAR, se calculează funcțiile de răspuns la impuls, sau IRF-uri, pentru a arăta efectul dinamic al unui șoc unic în orice variabilă dată asupra valorilor viitoare ale tuturor celorlalte variabile din sistem. Prin urmare, ne va permite să vedem cum un șoc asupra indicelui BET influențează PIB-ul și inflația în timp și invers. În plus, FEVD este executat pentru a evalua cât din varianța erorii de prognoză a fiecărei variabile se datorează șocurilor provenite de la toate celelalte variabile. Aceste instrumente oferă informații despre cât de mult și pentru ce perioadă de timp are loc

transmiterea șocurilor între variabile. Pentru a asigura obținerea unor rezultate fiabile, se efectuează mai multe teste de diagnostic asupra modelului. Condiția de stabilitate a valorilor proprii este utilizată pentru a verifica dacă modelul VAR este stabil dinamic; adică, dacă toate valorile proprii se află în interiorul cercului unitar. Reziduurile sunt verificate pentru testul de autocorelație (folosind testul Portmanteau), normalitate (testul Jarque-Bera) și heteroscedasticitate (testul White). Aceste verificări indică dacă ipotezele modelului au fost îndeplinite și dacă coeficienții și răspunsurile estimate sunt valide static.

Date, rezultate și discuții

În prima etapă a analizei, toate seriile de timp relevante au fost preluate din surse de încredere și cunoscute. Cifrele trimestriale ale PIB-ului provin de la Eurostat; pentru datele privind rata inflației anuale, se face referire la Institutul Național de Statistică (INS). Creșterea indicelui BET, care arată cum se descurcă Bursa de Valori București, a fost obținută de la Refinitiv Eikon. Rata inflației în model este considerată indicele prețurilor de consum trimestrial. IPC reflectă evoluția generală a prețurilor bunurilor și serviciilor achiziționate de populație în fiecare an, comparativ cu anul precedent (sau cu o altă perioadă de referință aleasă). Calculul acestui indice se efectuează ca raport procentual între indicii medii ai prețurilor din acești doi ani. Din 1992, cifrele medii anuale ale indicelui prețurilor au fost determinate ca medii aritmetice simple ale indicilor lunari, fiecare calculat în raport cu perioade de bază egale (octombrie 1990 = 100). Această cifră este derivată prin scădere: este numărul indicelui prețurilor anual minus 100.

Pentru a garanta soliditatea statistică a modelului VAR (Tabelul 1), staționarea fiecărei variabile a fost confirmată prin intermediul testului Augmented Dickey-Fuller. Atât seria PIB, cât și cea a indicilor BET au fost nestaționare la nivel brut; cu toate acestea, au atins staționarea după diferențierea de ordinul întâi atunci când au fost aplicate formei lor logaritmice. Seria ratei inflației, în variații procentuale anuale, fusese deja stabilită ca staționară la nivel și a intrat în model netransformată.

Rezumatul rezultatelor testului Augmented Dickey-Fuller (ADF) Unit Root

Tabelul nr. 1

Variabila	Statistici ale testului de nivel	Valoarea p a nivelului	Statistica testului diferenței întâi	Valoarea p a primei diferențe	Ordinea de staționare
PIB	2.39	1.0000	-9.49	0.0000	I(1)
PIB (log)	-1.30	0.6280	-9.49	0.0000	I(1)
PIB (prima diferență)	—	—	-9.49	0.0000	Staționar
Indexul BET	-0.15	0.9395	-8.57	0.0000	I(1)
Indexul BET (log)	-2.19	0.2123	-8.57	0.0000	I(1)
Indexul BET (prima diferență)	—	—	-8.57	0.0000	Staționar
Rata inflației	—	—	-4.00	0.0001	Staționar

Sursa: realizat de către autor.

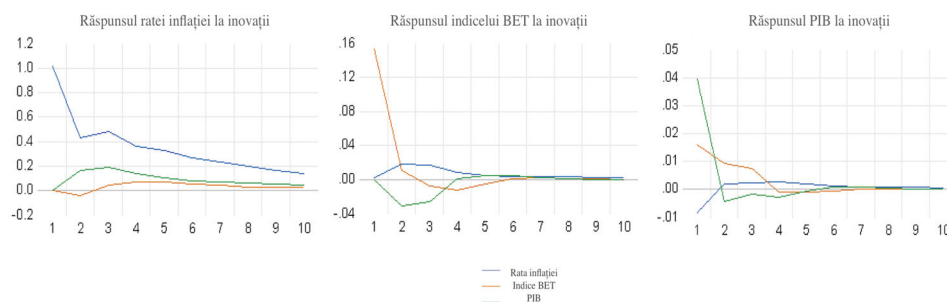
Rezultatele răspunsului impulsiv din modelul VAR estimat arată interacțiuni dinamice între rata inflației, indicatorul de performanță al pieței bursiere a indicelui BET și creșterea PIB-ului real (Figura 1). Rezultatele arată că un șoc de deviație standard asupra inflației produce un răspuns pozitiv semnificativ imediat pe propria traiectorie, ceea ce implică o dinamică a nivelului prețurilor de înaltă persistență. Cu toate acestea, revenirea la medie diminuează magnitudinea efectului în timp, astfel încât are loc o reechilibrare dinamică. Canalele de transmisie pentru acest șoc inflaționist crescător asupra indicelui BET și PIB sunt slabe și tranzitorii; ambele variabile prezintă doar abateri mici, nesemnificative statistic, de la nivelurile de bază, care revin rapid.

Șocurile emanate de indicele BET prezintă, de asemenea, un răspuns automat marcat și imediat în al doilea panou. Magnitudinea reacției este cea mai mare în prima perioadă, urmată de un declin rapid care urmează, subliniind caracterul tranzitoriu al volatilității piețelor financiare. Răspunsurile PIB-ului și ale ratei inflației la șocurile din indicele BET sunt relativ reduse, indicând faptul că, deși piețele financiare răspund brusc la inovațiile interne, influența lor asupra activității economice reale și a dinamicii inflaționiste este destul de limitată pe termen scurt și mediu. Un șoc asupra PIB-ului constatat

în al treilea panou duce la o mică scădere inițială a PIB-ului în sine, probabil ca urmare a dinamicii de ajustare pe termen scurt, dar ulterior revine rapid la echilibru. Inflația și indicele BET demonstrează încă o dată răspunsuri minore și ne semnificative statistic; reafirmând astfel efecte de feedback limitate între aceste variabile macrofinanciare în cadrul acestei specificații.

Răspunsuri dinamice ale variabilelor macroeconomice la șocuri structurale: dovezi din analiza VAR

Figura nr. 1

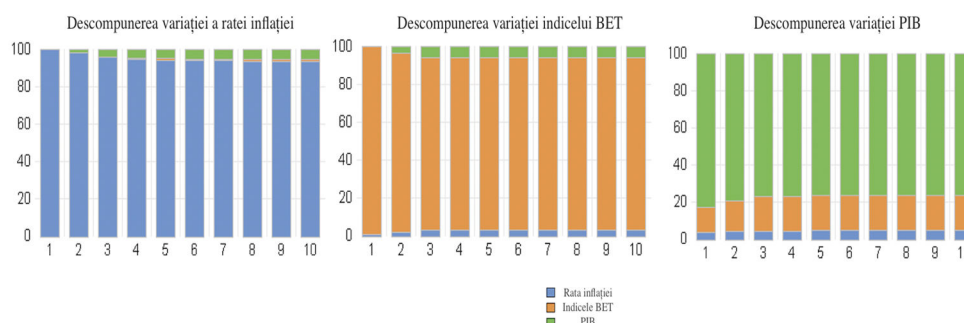


Sursa: realizat de către autor.

Formele observate în răspunsurile rapide susțin ideea că forțele inflaționiste se auto-amplificau în mare parte pe termen scurt. Creșterea constantă a nivelului prețurilor, spre propria surprindere, evidențiază blocajele profunde de la mijloc - cum ar fi forțele de creștere a costurilor, speranțele de preț anticipate și modificările planificate ale prețurilor - care împiedică schimbările rapide pentru a se echilibra. Lipsa unei repercusiuni semnificative asupra producției și prețurilor activelor arată că inflația acționează aici mai mult ca un eveniment intern de stabilire a prețurilor decât ca o oglindă a mișcărilor cererii totale; acest lucru diminuează legătura arătată de curba Phillips în acest caz. Efectele reale limitate ale șocurilor pieței financiare, așa cum sunt surprinse de indicele BET, sugerează că piața de capital din România nu joacă un rol major în transmiterea volatilității macroeconomice. Sentimentul investitorilor și fluctuațiile prețurilor acțiunilor sunt foarte pronunțate în cadrul sectorului financiar și nu se reflectă în activitatea economică generală sau chiar în prețurile de consum. Această decuplare arată un nivel moderat de dezvoltare a pieței financiare; dinamica pieței de capital nu este bine integrată cu fundamentele sectorului real. Efectele atenuate ale șocurilor PIB asupra inflației și performanței pieței indică, de asemenea, faptul că fluctuațiile creșterii economice sunt absorbite fără a provoca nicio destabilizare a așteptărilor inflaționiste sau a încrederii în piațe - acesta fiind un indicator al maturității macroeconomice și al rezilienței instituționale în perioada post-criză.

Descompunerea varianței erorii de prognoză a ratei inflației, indicelui BET și PIB-ului: Abordarea factorizării Cholesky

Figura nr. 2



Sursa: realizat de către autor.

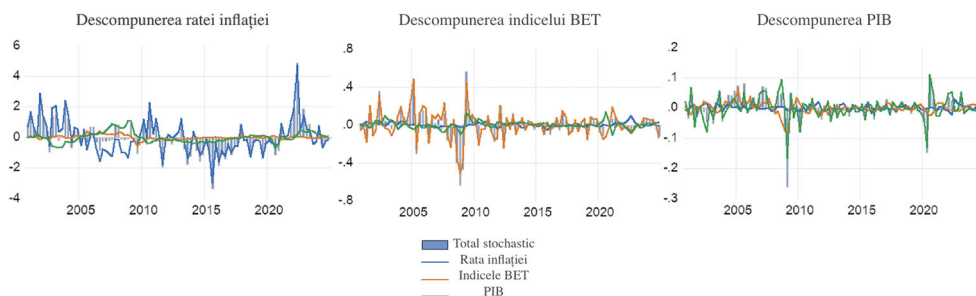
Descompunerea varianței arată că rata inflației este de departe variabila cea mai autodeterminată din modelul VAR (Figura 2). În prima perioadă, 100% din varianța sa prognozată este

explicată prin propriile șocuri. Chiar și la orizontul de zece perioade, aceasta încă deține aproximativ 93,4% din varianța proprie, cea a PIB-ului crescând treptat la 5,57%, în timp ce contribuie marginal prin intermediul indicelui BET. Aceasta implică faptul că, în cadrul sistemului analizat, inflația este în mare parte autonomă și răspunde foarte puțin la evoluțiile atât de pe piețele reale, cât și de pe cele financiare. Indicele BET prezintă un model similar de inerție internă, însă într-o măsură mai mică. Acesta este propulsat pe termen scurt de propriile inovații (99,85% în prima perioadă), iar până în perioada a zecea, această influență se diminuează puțin la 90,7%. Impactul PIB-ului asupra indicelui BET crește progresiv pe orizontul de prognoză și se situează în jurul valorii de 6,39% în ultima perioadă, în care inflația joacă un rol nesemnificativ. Prin urmare, aceste rezultate confirmă faptul că piețele financiare reflectă dinamica internă, dar devin mai sensibile la modificările PIB-ului în timp, ceea ce poate indica faptul că fundamentele macroeconomice sunt incluse în evaluările acțiunilor.

Prin urmare, aceste rezultate scot în evidență natura fermă a proceselor inflaționiste, ceea ce este valabil și pentru scrierile care arată că inflația urmează de multe ori modele autoregresive, modelate de menținerea prețurilor fixe la același nivel și de lipsa de influență a politicilor economice. Slabul impuls al PIB-ului și al schimbărilor pieței asupra inflației arată că răspunsurile politicilor monetare și mișcările bunurilor mondiale joacă probabil un rol mult mai important în formarea nivelurilor prețurilor decât fluctuațiile interne ale ciclului economic pe termen scurt. În cazul PIB-ului, descompunerea arată că, deși explică cea mai mare parte a varianței proprii a prognozei (83,16% în prima perioadă și 76,79% în a zecea perioadă), există o contribuție nu neglijabilă și în creștere din partea indicelui BET (de la 13,31% la 18,88%). Acesta arată că piețele financiare au nevoie de timp pentru a influența economia reală, posibil prin canale precum încrederea în investiții, accesul la capital sau efectele de bogăție. Inflația are un rol minor (în jur de 4% în perioadele ulterioare), ceea ce contribuie la faptul că stabilitatea prețurilor nu distorsionează major producția economică din România pentru această perioadă și în acest context.

Descompunerea istorică a șocurilor macroeconomice și financiare din România (2002–2024): Identificare bazată pe Cholesky

Figura nr. 3



Sursa: realizat de către autor.

Din analiza anterioară, este clar că ratele inflației oscilează în principal din cauza propriilor variații, cu vârfuri mari observate în timpul crizei monetare din 2008 și în problemele inflaționiste de după 2020 (Figura 3). Datele provenite din indicele BET și PIB nu joacă un rol important în explicarea schimbării prețurilor, ceea ce înseamnă că inflația se menține în mare măsură singură și nu este la fel de afectată de șocurile economice reale sau de pe piața financiară pe termen scurt. În același mod, indicele BET este determinat în mare parte de propriile schimbări, ceea ce implică faptul că mișcările pieței bursiere nu sunt în mare parte legate de tendințele inflației sau ale PIB-ului. În ceea ce privește PIB-ul, analiza arată că majoritatea fluctuațiilor sale provin din propriile șocuri structurale, în special în criza din 2008-2009 și pandemia din 2020. Rolul redus al indicatorilor financiari și de prețuri în schimbarea PIB-ului arată o legătură slabă, în ceea ce privește canalul de transfer de la volatilitatea financiară sau inflație la producția economică reală. Acest lucru indică o oarecare independență relativă a creșterii PIB-ului confruntată cu șocurile financiare și inflaționiste pe termen scurt, evidențiind fundamente economice reale stabile în perioada considerată.

Au fost utilizate teste de diagnostic reziduale pentru a evalua adecvarea percepută a modelului VAR estimat. Rezultatele testelor de corelație serială LM nu duc la respingerea ipotezei nule de lipsă a corelației seriale în reziduuri pentru lag-urile 1 și 3, cu valori p de 0,1712 și, respectiv, 0,9738; deși lag-ul 2 dă un rezultat oarecum semnificativ ($p = 0,0158$), testul Portmanteau comun pentru lag-urile 1 până la 3 dă valori p de 0,1402 și 0,1594, ambele mai mari decât nivelul de semnificație convențional de 5%. Aceasta implică faptul că nu există o autocorelație sistematică în reziduuri, astfel încât, din punctul de vedere al dependenței seriale, totul se încadrează bine în dinamica structurii modelului între variabile. Verificările de normalitate rămasă și heteroschedasticitate arată limite în părțile rămase ale modelului. Regula de normalitate multivariată este respinsă de la testul de asimetrie și kurtoză împreună; Jarque-Bera oferă o valoare p de 0,0000. În general, partea 3 prezintă abateri mari de la normal atât în ceea ce privește asimetria ($p = 0,0003$), cât și kurtzoza ($p = 0,0000$). Aceasta înseamnă că unele dintre resturi nu sunt în formă normală. De asemenea, testul White de heteroschedasticitate (cu termeni încrucișați) oferă o dovadă puternică a varianței resturilor (p comun = 0,0001). Aceste aspecte sugerează că, chiar dacă modelul se comportă bine pentru corelația serială, s-a constatat că există heteroschedasticitate, iar resturile nenormale pot afecta calitatea estimatorului și încrederea în inferență.

Interpretarea economică a rezultatelor de mai sus va scoate la iveală câteva perspective pertinente asupra funcționării și maturității ecosistemului macrofinanciar din România. Mai presus de toate, comportamentul extrem de autoreferențial al ratei inflației - evidențiat atât de funcțiile de răspuns la impuls, cât și de descompunerea varianței erorii de prognoză - implică un proces inflaționist relativ închis. Acesta reflectă o economie în care dinamica prețurilor este determinată predominant de rigidități interne, cum ar fi spiralele salariilor-prețuri, prețurile reglementate și așteptările înrădăcinate ale inflației trecute. În acest context, factorii externi sau semnalele de pe piețele financiare au puțină putere de a schimba tendințele pe termen scurt ale inflației; prin urmare, instrumentele de politică monetară rămân pe primul loc în gestionarea așteptărilor inflaționiste. Transmiterea limitată de la piețele financiare către economia reală, evidențiată de răspunsul redus al PIB-ului la șocurile indicelui BET, reflectă faptul că piața de capital din România nu este încă pe deplin dezvoltată ca un canal de transmisie. În timp ce în economiile mai avansate, piețele bursiere joacă adesea rolul de precursori ai performanței economice și susțin alocarea intersectorială a resurselor, constatările din România sugerează că Bursa de Valori din România, în ciuda faptului că a atins recent statutul de piață emergentă secundară, este încă oarecum segmentată de economia reală. Acest lucru s-ar putea datora unor caracteristici structurale, cum ar fi capitalizarea de piață scăzută în raport cu PIB-ul, participarea limitată a investitorilor individuali și un sistem financiar dominat de bănci. La rândul său, acumularea treptată a explicației indicelui BET pentru variația PIB-ului pe orizonturi lungi semnalează o integrare în evoluție. Acest semnal tardiv poate fi interpretat ca o aliniere lentă, dar constantă, a activității sectorului financiar cu fundamentele macroeconomice. Concret, aceasta înseamnă că alegerile de investiții, creșterea creditului și consumul ar putea începe treptat să urmeze mai îndeaproape tendințele pieței de capital - în special după pandemie, când digitalizarea și inovația financiară s-au accelerat. Acest lucru ar putea împinge și mai mult rolul piețelor de capital în sprijinul creșterii economice, cel puțin prin canalele de investiții, direct și indirect, prin diversificarea portofoliului, atât pentru investitorii locali, cât și pentru cei străini. Efectul marginal al inflației asupra dinamicii pieței financiare, așa cum se vede atât în graficele de descompunere a varianței, cât și în cele de descompunere istorică, implică faptul că există un sistem financiar care nu a tradus pe deplin riscurile macroeconomice în prețurile activelor. Această constatare devine foarte critică pentru organismele de reglementare și factorii de decizie, deoarece implică faptul că stabilitatea prețurilor poate fi atinsă fără a însoți stabilitatea pieței financiare. O mai bună alfabetizare financiară, standarde îmbunătățite de transparență a informațiilor și o bază mai largă de investitori ar contribui la reducerea acestui decalaj, sporind astfel receptivitatea pieței de capital la semnalele macroeconomice.

Din punct de vedere al politicilor economice, interacțiunea slabă și contemporană dintre variabile subliniază necesitatea unei coordonări multi-instrumentale între autoritățile din sectorul fiscal, monetar și financiar. Comportamentul relativ autonom al PIB-ului și al inflației, chiar și în fața șocurilor financiare, permite convingerea că instrumentele macroeconomice clasice au o eficacitate considerabilă. Cu toate acestea, atunci când piețele financiare sunt adâncite, astfel de instrumente sunt,

de asemenea, poziționate pentru a genera o prociclicitate mai mare - deoarece boom-urile și crizele financiare ar amplifica ciclurile reale subiacente. Rezultatele indică, așadar, că politicile macroprudențiale ar trebui concepute pentru a urmări exuberanța financiară și a se asigura că dezvoltarea financiară susține, mai degrabă decât să submineze, creșterea economică pe termen lung.

Concluzii

Rezultatele analizei au arătat că, dintre cele trei variabile, inflația s-a dovedit a fi cea mai persistentă și auto-determinată; pe un orizont de 10 perioade, peste 93% din varianța sa de prognoză este explicată prin propriile șocuri. Acest lucru confirmă faptul că, în România, dinamica inflației pe termen scurt și mediu este în mare măsură inertială și izolată de perturbările din sectorul financiar sau real. Un astfel de comportament arată că mecanismele structurale de stabilire a prețurilor predomină alături de presiunile din partea costurilor și de așteptările inflaționiste adaptive; prin urmare, sunt necesare intervenții monetare specifice, mai degrabă decât efecte de stabilizare bazate pe creștere sau pe piață. Un rezultat empiric major este transmiterea relativ slabă a șocurilor pieței financiare - identificate aici prin intermediul indicelui BET - asupra PIB-ului și inflației. Deși piața bursieră reacționează puternic la propriile inovații, influența sa asupra producției reale și a nivelului prețurilor este limitată. Această decuplare arată că piața de capital a României, promovată la statutul de piață emergentă în 2020, nu funcționează ca un canal major de transmisie pentru volatilitatea macroeconomică, în ciuda promovării sporite la statutul de piață emergentă în 2020. În ceea ce privește economia reală, aceasta înseamnă că deciziile de investiții, consum și producție nu reacționează foarte sensibil la mișcările pieței de capital, ceea ce indică fie o penetrare scăzută a piețelor financiare, fie o dependență mai tradițională de finanțarea bancară și de mecanismele fiscale.

Dimpotrivă, PIB-ul prezintă o sensibilitate crescândă la inovațiile de pe piața bursieră pe orizonturi mai lungi. Deși PIB-ul este explicat în mare parte prin propria dinamică, indicele BET începe să explice o parte din variația sa - aproximativ 19% până la a zecea perioadă de prognoză. Această schimbare lentă sugerează că piețele financiare încep să afecteze economia reală, probabil prin canale precum încrederea investițiilor, accesul la capital și efectele de bogăție. Astfel de rezultate susțin ideea că traiectoria dezvoltării economice a României se îndreaptă spre o integrare financiară mai profundă, ceea ce ar putea consolida rolul piețelor de capital în susținerea creșterii, în special dacă participarea investitorilor și calitatea instituțională continuă să se îmbunătățească. Trebuie recunoscute câteva limitări ale studiului actual, în ciuda rezultatelor sale foarte perspicace. În primul rând, testele diagnostice reziduale arată heteroschedasticitate și non-normalitate; acestea pot să nu permită ca estimările coeficienților și funcțiile de răspuns la impuls să fie precise. În al doilea rând, literatura de specialitate privind transmisia include ratele dobânzilor, comerțul exterior sau politica fiscală, care ar putea fi importante, dar nu au fost incluse în această analiză. De asemenea, deși cadrul VAR este bun la surprinderea dinamicii pe termen scurt, acesta nu evidențiază relații de cointegrare pe termen lung sau scheme de identificare structurală care ar evidenția mai bine cauzalitatea și ajustările de echilibru.

Studiile viitoare ar putea aprofunda această activitate prin includerea modelelor structurale VAR sau GARCH în primele, pentru o mai bună identificare și grupare a volatilității. De asemenea, ar trebui investigate efectele sectoriale, în special având în vedere că România devine din ce în ce mai digitalizată și înconjurată de condiții financiare externe. O comparație cu alte țări din Europa Centrală și de Est ar oferi, prin urmare, un punct de referință regional pentru a indica modul în care legătura dintre economia financiară și cea reală a României evoluează sau se abate de la procesele de integrare mai ample din Europa Centrală și de Est.

Bibliografie

1. Abdelfattah, B.A., Darwish, S.M., Elkaffas, S.M. (2024). Enhancing the Prediction of Stock Market Movement Using Neutrosophic-Logic-Based Sentiment Analysis. *Journal of Theoretical and Applied Electronic Commerce Research*, 19, 116-134
2. Albu, L.L., Albu, C. (2007). A time series model for the Romanian stock market. *European Research Studies*, 11(3-4), 63-74
3. Azhar, Z., Putra, H.S., Saputra, D. (2020). *Effect of Macroeconomic Factors on the Composite Stock Price Index Using the Vector Auto Regression (VAR) Method*. 124 (December 2017), 288-294. <https://doi.org/10.2991/aebmr.k.200305.081>

4. Baker, S.R., Bloom, N., Davis, S.J., Kost, K.J., Sammon, M., Viratyosin, T. (2020). The Unprecedented Stock Market Reaction to COVID-19. *NBER Working Papers*, 26945, National Bureau of Economic Research, Inc.
5. Bartlett, W. (2023). The performance of politically connected firms in South East Europe: state capture or business capture? *Post-Communist Economies*, 35, 351-367
6. Borsuk, M., Kowalewski, O., Pisany, P. (2022). State-Owned Banks and International Shock Transmission. ECB Working Paper No. 2022/2661, Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=4109695> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.4109695>
7. Bouri, E., Jain, A. (2021). Stock price-inflation-output nexus in G7 economies: Evidence from a structural VAR approach. *Economic Systems*, 45(1), 100862
8. Brasoveanu, I.V., Dragota, V., Catarama, D., Semenescu, A. (2008). Correlations between capital market development and economic growth: The case of Romania. *Theoretical and Applied Economics*, 10(527), 7-16
9. Braşoveanu, L., Dragota, V., Cataramă, D., Semenescu, A. (2008). Correlations between capital market development and economic growth: The case of Romania. *Journal of Applied Quantitative Methods*, 3(1), 64-75
10. Caporale, G. M., Spagnolo, N. (2012). Stock market, economic growth and EU accession: Evidence from three CEE countries. *International Journal of Monetary Economics and Finance*, 5(2), 183-191
11. Christiano, L.J. (2012). Christopher A. Sims and vector autoregressions. *Scandinavian Journal of Economics*, 114(4), 1082-1104
12. Diaconăşu, D.E. (2015). Stock market and economic growth nexus in an emerging country: The case of Romania. *Theoretical and Applied Economics*, 22(1), 59-68
13. Enciu, B.G., Tănase, A.A., Drăgănescu, A.C., Aramă, V., Piţigoi, D., Crăciun, M.D. (2022). The COVID-19 pandemic in Romania: A comparative description with its border countries. *Healthcare*, 10(7), 1223. <https://doi.org/10.3390/healthcare10071223>
14. Gritz, A., Wolff, G.B. (2024). Gas and Energy Security in Germany and Central and Eastern Europe. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=4369254> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.4369254>
15. Hasanudin, H. (2021). The Effect of Inflation, Exchange, SBI Interest Rate and Dow Jones Index on JCI on IDX 2013-2018. *Budapest International Research and Critics Institute (BIRCI-Journal): Humanities and Social Sciences*, 4(2), 2063-2072. <https://doi.org/10.33258/birci.v4i2.1896>
16. Hatmanu, M., Cautisanu, C. (2021). The impact of COVID-19 pandemic on stock market: Evidence from Romania. *Sustainability*, 13(17), 9826, <https://doi.org/10.3390/su13179826>
17. Kramarić, T. P., & Kitić, M. (2021). Stock market and economic growth in Central and Eastern European countries: A VAR approach. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 34(1), 1-20
19. Lyócsa, S., Baumöhl, E., Výrost, T. (2011). The stock markets and real economic activity: Empirical evidence from CEE countries. *Eastern European Economics*, 49(4), 6-23
20. Mihalache, R.P. (2024). The impact of macroeconomic factors and COVID-19 on the Bucharest Stock Exchange Trading Index. *Romanian Economic Journal*, 27(1), 75-88
21. Neacşu, A.C., Pleşa, G., Neacşu, G. A. (2024). The effects of shocks on the real economy in Romania: A Bayesian FAVAR approach. *Proceedings of the International Conference on Business Excellence*, 18(1), 378-390. <https://doi.org/10.2478/picbe-2024-0033>
22. Olakoyenikan, O. (2024). The economic consequences of misinformation an analysis of the impact of fake news on stock market volatility during the covid19 pandemic. *International Journal of Innovative Science and Research Technology*, 9(9), 667-674
23. Oyewole, A.T., Adeoye, O.B., Addy, W.A., Okoye, C.C., Ofodile, O.C., Ugochukwu, C.E. (2024). Predicting stock market movements using neural networks: A review and application study. *Computer Science & IT Research Journal*, 5(3), 651-670
24. Pop, C. (2022). Bucharest Stock Exchange development between 1995 and 2020: From frontier to secondary emerging market. *Studia Universitatis Babeş-Bolyai Negotia*, 67(1), 71-112.
25. Prats, M. A., Sandoval, B. (2020). Does stock market capitalization cause GDP? A causality study for Central and Eastern European countries. *Economics: The Open-Access, Open-Assessment E-Journal*, 14(2020-17), 1-29
26. Salisu, A.A., Ndako, U. B., Oloko, T.F. (2020). Oil price shocks and stock market returns: Fresh evidence from a non-linear VAR model. *Economic Analysis and Policy*, 66, 328-343
27. Sims, C.A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48(1), 1-48. <https://doi.org/10.2307/1912017>
28. Sumaryoto, Nurfarkhana, A., Anita, T. (2021). The Impact Of Money Supply And The Inflation Rate On Indonesia 262Stock Exchange 2008-2017. *International Journal of Economics, Business and Accounting Research*, 5(2), 196-213.
29. Suyanto, S. (2023). Vector Auto Regressive (VAR) Model Approach in the Capital Market. *Jurnal Riset Akuntansi & Perpajakan*, 10(2), 253-263. <https://doi.org/10.35838/jrap.2023.010.02.21>
30. Ştefănescu, R., Dumitriu, R., Nistor, C. (2011). Impact of the domestic and the US macroeconomic news on the Romanian stock market. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2009188>
31. Ülkü, N., Kurupparachchi, D., Kuzmicheva, O. (2017). Stock market's response to real output shocks in Eastern European frontier markets: A VARwAL model. *Emerging Markets Review*, 33, 140-154. <https://doi.org/10.1016/j.ememar.2017.09.001>
32. Wachtel, P. (2003). How much do we really know about growth and finance? *Federal Reserve Bank of Atlanta Economic Review*, 88(1), 33-47.

-
33. Yarovaya, L., Brzezczynski, J., Lau, C.K.M. (2016). Stock market shocks and transmission channels: Empirical evidence from developed and emerging markets. *Journal of Economics and Business*, 88, 1-16. <https://doi.org/10.1016/j.jeconbus.2016.06.001>
 34. *** World Bank. (2013). Romania: On the way to recovery through prudent macroeconomic management. [World Bank Results Brief](#).
 35. *** www.focus-economics.com. Romania economic outlook 2023

Shock transmission between the stock market and the real economy in Romania: a VAR-based approach and policy implications

Floarea Iuliana SUSU, Master's student (iuliana.susu@yahoo.com)

Bucharest University of Economic Studies, Romania

Abstract

This study looks at how the Romanian stock market and real economy move with each other using a VAR model to check data from 2000-2024. The analysis highlights three major macro-financial factors: real Gross Domestic Product, the BET Index which stands in for financial market performance, and inflation rate. Romania is a great example because it changed from a centrally planned to a market-based economy before joining the European Union in 2007 also getting more integrated international financial markets later on. This paper uses impulse response functions and forecast error variance decomposition to show the size as well as how long shocks last across these factors. Results reflect that inflation dynamics in Romania are quite self-sustaining and do not react much to changes in Gross Domestic Product and stock market dynamics. The BET Index is very sensitive in the short term to its own shocks but has weak effects on macroeconomic factors. On the other hand, GDP shows gradually more response to financial market innovations mainly over medium-term horizons indicating low yet rising integration of capital markets into real economic performance. Historical decomposition analysis gives evidence to the fact that macroeconomic and financial shocks are mostly of internal origin; external financial spillovers have a very limited effect. The results imply that Romania's financial markets, though mature, have not yet become a major channel for macroeconomic transmission. Policy implications point to the fact that deeper development of the financial market is needed to strengthen macro-financial linkages.

Keywords: stock market and real economy linkages, macroeconomic shocks, Romanian financial market, emerging economies, economic growth.

JEL Classification: E17, E44.

Introduction

The relationship between the stock markets and the real economy has attracted much attention both in academia and among policymakers, particularly with emerging markets. Theoretically, stock markets perform crucial economic functions in that they allocate capital, aggregate expectations of investors, and provide liquidity to investors. If one assumes the present-value theory of stock prices to be correct then financial markets anticipate future economic developments which would make stock indices leading indicators of economic activity (Lyócsa et al., 2011; Wachtel, 2003). These dynamics are particularly relevant in periods of economic volatility such that when there are financial shocks these can either reflect or reinforce macroeconomic pressures. The 2008-2009 global financial crisis and the COVID-19 pandemic in 2020 were events that strongly highlighted the need to know financial-real economy linkages. In both instances, there was high volatility in the financial markets which subsequently fed into downturns in the real sector via such channels as depressed consumer confidence, constrained investment, and tighter credit conditions (Hatmanu and Cautisanu, 2021). The fast contagion of shocks from markets to economic activity and the reverse signals a compelling case for empirical investigation focused on transmission mechanisms between these two spheres.

Romania provides a very interesting case because it has moved from a centrally planned economy to a market-based system with certainly important milestones like its accession to the EU in 2007 and gradually integrating in financial markets all over the world. For two decades, Romania went through periods of robust GDP growth, external shocks, and policy-induced adjustments (World Bank, 2013). The high consumer demand, foreign direct investments, and post-accession structural reforms have been driving the economic path of this country; however, recent problems such as the inflation

spike in 2022 showed that there were still vulnerabilities left (Focus Economics, 2023). All these developments make Romania an interesting country for time-series modeling when it comes to examining economic-financial interdependencies. Along with the economic growth of Romania, the capital market has made great strides in maturation. The Bucharest Stock Exchange (BSE) which was reestablished in 1995 is now more sophisticated and well-regulated. BET is one of the indices that represents leading listed companies and has since become a mainstay benchmark for investor sentiment and market performance. Though it grew phenomenally in the early years of this millennium, sharp corrections met it during times of crises all over the world. In 2020, Romania reached an important development when FTSE Russell upgraded it from Frontier Market to Secondary Emerging Market Status (Pop, 2022). This Upgrade is a Confirmation on Country Progress About Financial Market Development. Empirical research on Central and Eastern Europe (CEE) has proven that the stock markets of Poland, Hungary, and the Czech Republic significantly interact with macroeconomic indicators. In many instances, it is found that stock indices Granger-cause GDP; hence in such cases, predictive role of investor expectations is confirmed (Lyócsa et al., 2011; Caporale & Spagnolo, 2012). Studies covering CEE markets in greater detail show that the capital market is more than a passive spectator—it actively influences economic performance. The study conducted by Ülkü et al. (2017) on Eastern European frontier markets proved that even smaller and less liquid exchanges give important information about future output trends.

Romania's own empirical landscape reflects this evolution. Braşoveanu et al. (2008) found that in 2000–2006, the causality direction ran mainly from GDP to stock market indicators; implying that economic growth was driving capital market development. However, more recent studies like that of Prats and Sandoval (2020) observed significant bidirectional causality between GDP and stock market capitalization; which can be noted predominantly in post-crisis as well as post-accession periods. This change indicates that with the maturation of the Romanian market, it started to take a more proactive role in shaping macroeconomic expectations and performance.

The theoretical linkages between the stock market and the real economy are quite articulated.

These include the wealth effects, business investment decisions, and consumer sentiment that are all presided over by the movements of stock prices (Yarovaya et al., 2016). Households will raise consumption if high stock prices prevail; firms will increase investment when equity valuations rise as these indicate lower capital costs and stronger demands forecasts. Declining stock prices will constrict spending also eroding confidence, more so in economies that are increasingly exposed to financial assets and where there is a direct investor-based economic cycle. Policy makers have to realize the nature and strength of these linkages. In Romania, stock market participation is growing and the BET index is becoming a major economic indicator; therefore, shocks in the stock market may as well be amplifiers or buffers of real-sector developments. An example of this was evident during the COVID-19 crisis when uncertainty in the markets poured over into wider economic worries that triggered fiscal and monetary interventions aimed at stabilizing expectations (Hatmanu and Cautisanu, 2021). Such episodes serve to underscore not only that the stock market is reactive but also that it has a potential to influence macroeconomic stability. This paper uses a Vector Autoregression model to investigate the relationship between the BET index, inflation, and GDP in Romania for the period 2000-2024. VAR models have become a popular tool in empirical macroeconomics because they permit an estimation approach that opens all variables to be treated as endogenous and allow the dynamic relationship among them to be captured (Christiano, 2012). Impulse response functions and variance decompositions show how shocks to one of the variables—here stock market—propagate through the system over time. Quarterly data helps identify short- as well as medium-term transmission effects.

The rest of this paper unfolds as follows: Section 2 undertakes a review of the financial-real economy linkages literature, emphasizing Romania and other CEE countries with similar characteristics. Data, methodology, and VAR model specification are presented in Section 3. Empirical findings are detailed in Section 4, which also includes an explanation for shock transmission direction and magnitude. The paper concludes in Section 5 with a recap of major findings and their policy implications plus directions for further research that should focus on financial stability as well as the incorporation of emerging markets into global finance mechanisms.

Literature review

The COVID-19 pandemic gave a reason to look at the complex connection between the stock market and real economic performance, especially in Eastern Europe. Prior financial crises were not like a sudden and worldwide synchronized economic shock caused by the pandemic. In this case, the stock market showed strong primary response with the Eastern European markets reflecting global volatility due to uncertainty and quick policy changes. A major influence over the way in which these shocks were transmitted was banking system structure. State-owned banks in Eastern Europe are said to have played a very complicated role throughout the entire period of that crisis; they often acted as stabilizers at home when their behavior was characterized by a decrease in cross-border lending upon receiving international shocks, Borsuk et al (2024). This duality supports the centrality of bank ownership in mediating shock transmission.

Political connections and institutional frameworks play a major role in the economic landscape. Prior studies used to reinforce the hypothesis suggest that firms with political ties in Southeast Europe underperform the negative effects of economic shocks. These politically connected entities often misallocate the resources, therefore imposing even more real economic recovery on crises (Bartlett, 2023). Also, more of the sensitivity of the stock market to information resulted in more volatility that was observed during the pandemic. There were high-profile information events that would trigger panic selling and erratic behavior on the part of investors, thus complicating the real economy's response mechanisms (Olakoyenikan, 2024). This, therefore, indicates that the behavioral finance of how shocks are transmitted and absorbed holds a big concern in the emerging markets.

Technological growth has opened new corners in understanding plus forecasting market behavior. Sentiment-logic-analysis may have promise in predicting stock moves more properly by managing uncertainty — which is useful for unstable markets in Eastern Europe (Abdelfattah et al., 2024). Just like artificial knowledge created on deep learning concepts, neural networks have surpassed old-fashioned models in predicting stock market trends amid high volatility (Oyewole et al., 2024). Apart from the market mechanisms, energy and infrastructure shocks also contribute to the broader economic matrix of Eastern Europe. Recent energy security challenges, especially when there are geopolitical disruptions, have impacts on investor confidence and overall economic activity in the region (Gritz & Wolff, 2024). These macroeconomic variables give credence to the multidimensional nature of transmission channels of shock and the integration of policy responses.

Romania's capital market has not been neglected, and its development correlates with the real economy in academic literature, especially after this country's accession to the European Union, which reinforced its integration in the financial circuits worldwide. Since the early 2000s, Romania recorded sustained GDP growth amidst periods of volatility in its financial systems and structural changes. The Bucharest Stock Exchange (BSE) reactivated in 1995 and matured itself over the years. Currently, investor sentiment and market performance are reflected through recognition of BET index. With deeper financial markets, further away from just mirroring economic fundamentals, there has been a transformation that allows macroeconomic shocks to channel through into impacting the broader economy (Pop, 2022).

Empirical research in Romania extensively used VAR models to illustrate dynamic interactions between the stock market and macroeconomic indicators as GDP and inflation. This was done by Braşoveanu et al. (2008) who, using data for 2000–2006, tried to establish connections between market capitalization and liquidity, and economic growth. Results indicated a predominantly one-way causality from GDP to stock market variables; though it also pointed out the nascent feedback effects—implying these sectors were in the early stages of developing a two-way relationship. As the financial market developed and investor confidence widened, later research showed stronger and more reciprocal linkages. Albu (2007) and Prats & Sandoval (2020), using a panel VAR model, reported bidirectional causality between stock market capitalization and GDP for Romania and other CEE countries. Hence, their findings further consolidated the notion that Romania's capital market has become more integrated with real economic activities. In like manner, Hatmanu & Cautisanu (2021) used a VAR framework to study the impacts triggered by the COVID-19 pandemic. Uncertainty-induced shocks were found to

have persistent effects on the BET index and inflation; thereby once again placing in prominence the stock market as a channel of macroeconomic disturbances during times of crises.

The use of VAR models is methodologically appropriate for economies in transition like Romania, where complex, two-way relations exist and frequent alterations in market dynamics by structural shocks happen (Azhar et.al., 2020). Unlike single-equation models, VAR allows all the variables to be endogenous that means mutual influences and feedback loops are captured. It has been particularly useful in the analysis of the transmission of financial shocks to the real economy (Sims, 1980; Christiano, 2012). Romania's move to a deeper financial integration was further acknowledged in 2020 when FTSE Russell upgraded BSE to a status of "secondary emerging market" (Pop, 2022) which meant more credibility and interest from international investors. Even with these steps forward, though, some newer studies say that Romania's macro-financial transmission mechanisms are not as strong as those of other CEE economies (Hasanudin, 2021).

For example, Neacșu et al. (2024) used a Bayesian Factor-Augmented VAR (FAVAR) model and results showed that financial shocks have moderate impacts on GDP and inflation; thus, the channels in the capital markets are still under development. Enciu et al. (2022) also analyzed the COVID-19 shocks on firm-level financial resilience variable using a VAR model (Suyanto, 2023). The findings implied that although influences of stock market volatility on investment behavior are rising, currently it plays a limited role. This again underscores that while Romania's capital market is becoming more important to firm-level decisions, it stands behind in terms of predictive efficiency.

Another study that adds to the evidence is that of Diaconășu (2015) using a Vector Error Correction Model (VECM) for quarterly data covering 2005-2020. It placed long-run equilibrium relationship development between stock market and GDP, reinforcing the argument that financial markets are maturing toward real economic fundamentals. On another note, Mihalache (2024) studied inflation expectations and their effects on asset prices in Romania. Since 2020, inflationary pressures have started increasingly becoming embedded into market pricing; thus, domestic macroeconomic signals are starting to matter more even in a relatively segmented capital flow international market. Comparative studies reinforce these observations. Kramarić and Kitić (2021) applied a structural VAR model to examine stock price-output dynamics in Croatia, Bulgaria, and Romania. The former two countries exhibited strong bidirectional causality while the latter one showed a somewhat more unidirectional relationship, output mainly leading to stock prices. This implies that though the capital market of Romania performs economically, it does not yet have real robust effects on driving performance in the real economy. Brașoveanu et al. (2008) performed a very high-frequency data check to see the short-term impacts of macroeconomic announcements. Their study showed that even as outside GDP and inflation news slowly get digested by the market, external shaky times often mask how these passes on, which delays how quickly investors react. Such findings stress a need for a wider and more aware group of investors, plus better work on the rules to improve links between finance and the real economy (Sumaryoto, 2021).

Therefore, even if Bucharest has evolved greatly, the empirical studies still prove that its effect on macroeconomic dynamics is minimal. For an even more integrated and efficient capital market to exist that positively influences economic growth, there should be further development of institutional frameworks, deeper investor participation, and stronger channels of information.

Research methodology

This study uses a VAR model to see how Romania's stock market relates to its real economy, looking at the BET index along with GDP and inflation. The VAR model works well for showing two-way causal links and dependencies among several time series variables. Unlike structural econometric models which need earlier theoretical assumptions about the order of variables, the VAR model assumes all variables are endogenous; this allows a data-driven analysis of shock propagation and temporal effects. The three major macro-financial variables analyzed are real GDP, the BET stock index, and the inflation rate. Use Real GDP as economic activity proxy; it is measured in seasonally adjusted constant prices. Use the performance of the Romanian capital market represented by the BET index which includes most liquid companies listed on Bucharest Stock Exchange. Year-over-year percentage change

in Consumer Price Index defines inflation rate. Data begins from 1Q2000 up to 4Q2024; all quarterly.

Data has been collected from official and reputable sources, namely: the National Institute of Statistics of Romania, Refinitiv Eikon Database, and Eurostat. In cases where quarterly data is provided (as is in the BET index), quarterly averages are computed to match the frequency of GDP and inflation data. All variables are transformed into natural logarithms for convenience in stabilization through the standard percentage interpretation, except for the inflation rate that was already expressed in relative terms. Before estimating a VAR model, an analysis is conducted on time series properties for each variable. Stationarity will be tested using Augmented Dickey-Fuller ADF test; differencing will be applied to a variable if found non-stationary at levels but stationary in first differences. If variables were found to have cointegration relationships among them though, then a Vector Error Correction Model would be used instead. This study will adopt the VAR model either in levels or first differences, based on unit root test results. It is important to determine the correct number of lags that can adequately capture the dynamic structure of the system under consideration, alongside parsimony of the model.

The VAR model is specified as follows:

$$GDP_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i GDP_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i BET_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i Inflation_{t-1} + \epsilon_t \quad (1)$$

The equation for the GDP variable as a function of its own past values and the past values of the BET index and inflation. In this specification, GDP at time t depends on a constant term (α), the lagged values of GDP itself (summed with coefficients β_i), the lagged values of the BET index (summed with coefficients γ_i), and the lagged values of inflation (summed with coefficients δ_i). The model includes p lags for each variable, capturing dynamic interactions over time. The term ϵ_t represents the error term, capturing shocks or innovations that are not explained by the past values of the included variables.

After carrying out the VAR modeling, impulse response functions, or IRFs, are computed to show the dynamic effect of a one-time shock in any given variable on all other variables' future values in the system. It will therefore enable us to see how a shock to the BET index impacts GDP and inflation over time, and vice versa. In addition, FEVD is executed to evaluate how much of the variance in each variable's forecast error is due to shocks from all other variables. These tools give information about how much and for what length of time shock transmission takes place between the variables. To ensure that reliable results are obtained, several diagnostic tests are carried out on the model. The eigenvalue stability condition is used to check if the VAR model is dynamically stable; that is, if all eigenvalues are lying within the unit circle. Residuals are checked for the test of auto-correlation (using Portmanteau test), normality (Jarque-Bera test), and heteroscedasticity (White's test). These checks indicate whether the assumptions of the model have been fulfilled and if estimated coefficients and responses are statically valid.

Data, results and discussions

In the first step of the analysis, all relevant time series were taken from trustworthy and known sources. Quarterly GDP figures came from Eurostat; for yearly inflation rate data, reference is made to National Institute of Statistics (INS). The growth of BET index that shows how Bucharest Stock Exchange is doing was gotten from Refinitiv Eikon. The inflation rate in the model is taken as the quarterly consumer price index. The CPI reflects the general evolution of prices for goods and services that are purchased by the population each year compared to the preceding year (or another chosen reference period). The calculation of this index is performed as a percentage ratio between the average price indexes of these two years. Since 1992, average annual price index figures have been determined as simple arithmetic means of monthly indices, each calculated with respect to equal base periods (October 1990 = 100). That figure is derived from subtraction: it is annual price index number less 100.

In order to guarantee the statistical soundness of the VAR model (Table 1), the stationarity of each variable was confirmed by means of the Augmented Dickey-Fuller test. Both GDP and BET index series were non-stationary at their raw level; however, they achieved stationarity after first-order differencing when applied to their logarithmic form. The inflation rate series, in annual percentage changes, had already been established as stationary at level and entered the model untransformed.

Summary of Augmented Dickey-Fuller (ADF) Unit Root Test Results

Table no. 1

Variable	Level Test Statistic	Level p-value	First Difference Test Statistic	First Difference p-value	Stationarity Order
Gross Domestic Product	2.39	1.0000	-9.49	0.0000	I(1)
Gross Domestic Product (log)	-1.30	0.6280	-9.49	0.0000	I(1)
Gross Domestic Product (first difference)	—	—	-9.49	0.0000	Stationary
BET Index	-0.15	0.9395	-8.57	0.0000	I(1)
BET Index (log)	-2.19	0.2123	-8.57	0.0000	I(1)
BET Index (first difference)	—	—	-8.57	0.0000	Stationary
Inflation Rate	—	—	-4.00	0.0001	Stationary

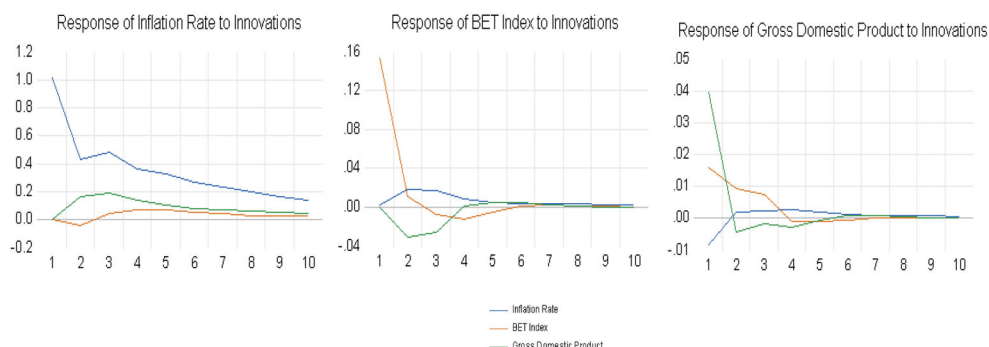
Source: Author's processing.

Impulse response results from the estimated VAR model showing dynamic interactions among inflation rate, BET Index stock market performance gauge and real GDP growth (Figure 1). Results show that one standard deviation shock to inflation produces immediate significant positive response in its own path implying high persistence price level dynamics. However, mean reversion diminishes effect magnitude over time so that dynamic rebalancing occurs. The transmission channels for this rising inflationary shock to the BET Index and GDP are weak and transient; both variables exhibit only small statistically insignificant departures from baseline levels which return rapidly.

Shocks emanating from the BET Index also exhibit a marked and immediate self-response in the second panel. Reaction magnitude is highest in the first period and fast decline that follows, underlining the transience of financial market volatility. Responses of GDP and inflation rate to shocks in the BET Index are relatively muted, indicating that even though financial markets respond sharply to internal innovations, their influence on real economic activity and inflationary dynamics is rather limited in the short-to-medium term. A shock to GDP found in the third panel leads to a small initial decline in GDP itself, likely a result of short-run adjustment dynamics, but thereafter returns equilibrium rapidly. Inflation and the BET Index once more demonstrate minor and statistically insignificant responses; hence reasserting limited feedback effects among these macro-financial variables under this specification.

Dynamic Responses of Macroeconomic Variables to Structural Shocks: Evidence from VAR Analysis

Figure no. 1

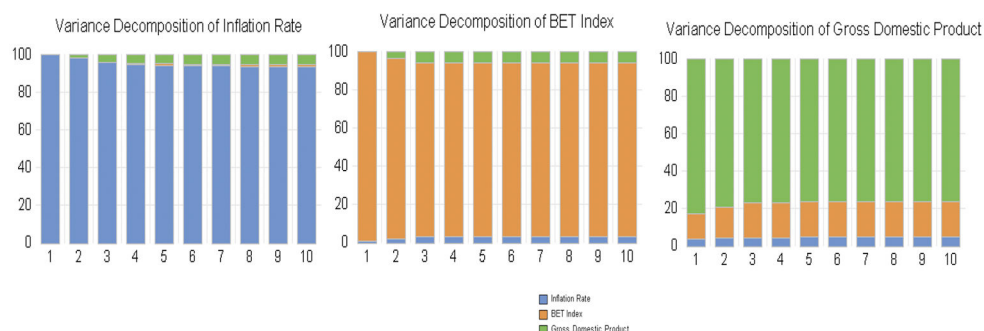


Source: Authors' processing.

The shapes seen in the quick replies back up the idea that inflation forces are mostly self-boosting in the near term. The steady rise of the price level to its own surprise highlights the deep stuck ways in the middle — like cost-push forces, looking-ahead price hopes, and planned price changes — which stop fast change to balance. The lack of big pass-on to production and asset prices shows that inflation here acts more as an inner pricing event than a mirror of total demand moves; this so lessens the link shown by Phillips curve in this case. The limited real effects of financial market shocks, as captured by the BET Index, suggest that the Romanian capital market does not play much as a major transmission channel for macroeconomic volatility. Investor sentiment and equity price fluctuations are very pronounced within the financial sector and do not spill over into broad economic activity or even consumer prices. This decoupling shows a moderate level of financial market development; capital market dynamics are not well integrated with the fundamentals of the real sector. The muted effects of GDP shocks on inflation and market performance also tell that economic growth fluctuations get absorbed without causing any destabilization in inflation expectations or confidence in the markets — this is a marker of macroeconomic maturity and institutional resilience in the post-crisis period.

Forecast Error Variance Decomposition of Inflation Rate, BET Index, and GDP: Cholesky Factorization Approach

Figure no. 2



Source: Authors' processing

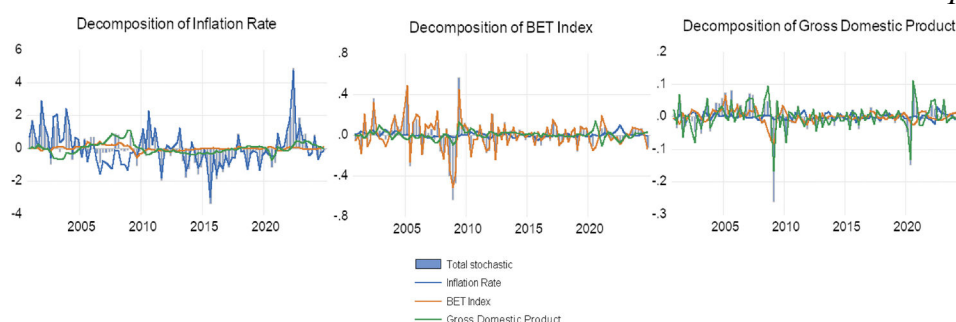
The variance decomposition shows that the inflation rate is by far the most self-determined variable in the VAR model (Figure 2). In the very first period, 100% of its forecast variance is explained by its own shocks. Even at the ten- period horizon, it still holds about 93.4% of its own variance, with

that of GDP gradually increasing to 5.57%, while it marginally contributes through the BET Index. This implies that within the system under analysis, inflation is mostly autonomous and responds very little to developments in both the real and financial markets. The BET Index shows a similar pattern of internal inertia, lesser degree though. It is propelled in the short run by its own innovations (99.85 percent in period one) and by period ten, this influence diminishes a little to 90.7 percent. The impact of GDP on the BET Index grows progressively over the forecast horizon and it demonstrates around 6.39 percent in the last period wherein inflation has an insignificant role to play. These results thus confirm that financial markets do reflect internal dynamics but are becoming more sensitive to changes in GDP over time which may indicate that macroeconomic fundamentals are being priced into equity valuations.

Therefore, these results throw light on the firm nature of inflationary processes, true with writing that tells that inflation many times follows autoregressive patterns shaped by fixed prices staying the same and policy laziness. The weak push of GDP and market changes on inflation shows that money policies answers and world goods movements probably play a much bigger part in forming price levels than internal business cycle ups and downs in the near term. For GDP, the decomposition shows that while it explains the largest share of its own forecast variance (83.16 percent in period one and 76.79 percent in period ten), there is a not negligible and growing contribution from the BET Index (from 13.31 percent to 18.88 percent). It shows that financial markets take time to influence the real economy, possibly working through channels like investment confidence, capital access, or wealth effects. Inflation has a minor role (around 4 percent in later periods), adding to the fact that price stability does not majorly distort economic output in Romania for this period and context.

Historical Decomposition of Macroeconomic and Financial Shocks in Romania (2002–2024): Cholesky-Based Identification

Figure no. 3



Source: Authors' processing

From the past breakdown, it's clear that inflation rates mainly swing because of their own variations, with big spikes seen during the 2008 money crisis and after-2020 inflation issues (Figure 3). Inputs from the BET index and GDP don't play much of a role in explaining changing prices, meaning that inflation largely keeps itself going and isn't as affected by real economic or financial market shocks in the short run. In the same way, the BET index is mostly driven by its own changes, which implies that stock market shifts are largely not linked with trends in inflation or GDP. About GDP, the breakdown shows that most of its ups and downs come from its own structural shocks especially in the 2008-2009 crisis and the 2020 pandemic. The small role of financial and price indicators in GDP change shows a weak link as per the transfer channel from financial volatility or inflation to real economic output. This indicates some relative independence of GDP growth confronted with short-term financial and inflationary shocks highlighting steady real economic fundamentals during the period considered.

Residual diagnostic tests were employed to evaluate the perceived adequacy of the estimated VAR model. Results from LM serial correlation tests do not lead to rejection of the null hypothesis of no serial correlation in the residuals for lags 1 and 3 with p-values of 0.1712 and 0.9738, respectively; though lag 2 does give a somewhat significant result ($p = 0.0158$) the joint Portmanteau test for lags 1

to 3 gives p-values of 0.1402 and 0.1594 both greater than the conventional significance level of 5%. This implies that there is no systematic autocorrelation in the residuals so that from the point of view of serial dependence, everything fit well within model structure dynamics among variables. The leftover normality and heteroskedasticity checks show limits in the model's left-over parts. The multivariate normality rule is turned down from the together skewness and kurtosis test; Jarque-Bera gives a p-value of 0.0000. Mostly, part 3 has big moves away from normal in both skewness ($p = 0.0003$) and kurtosis ($p = 0.0000$). This means some of the leftovers are not in normal form. Also, the White heteroskedasticity test (with cross-terms) gives strong proof of changeable size in the leftovers' variance (joint $p = 0.0001$). These points suggest that even if the model acts well for serial correlation, it's found heteroskedasticity and non-normal leftovers may hurt the estimator's quality and inference trust.

The economic interpretation of the results above will unearth several pertinent insights into the functioning and maturity of Romania's macro-financial ecosystem. Above all, the highly self-referential behaviour of the inflation rate-evidenced both by the impulse response functions and by the forecast error variance decomposition - implies a relatively closed inflationary process. It reflects an economy in which price dynamics are predominantly driven by internal rigidities like wage-price spirals, regulated prices, and rooted expectations of past inflation. In this context, external factors or signals from financial markets have little power to change short-term trends in inflation; hence, monetary policy instruments remain first among equals in managing inflation expectations. The limited transmission from financial markets to the real economy, as evidenced by the muted response of GDP to BET Index shocks, reflects the fact that Romania's capital market is not yet fully developed as a transmission channel. Whereas in more advanced economies stock markets often play the role of forerunners of economic performance and support intersectoral resource allocation, findings from Romania suggest that BSE, despite having recently attained status as a secondary emerging market, is still somewhat segmented from the real economy. This could be due some structural features like low market capitalization relative to GDP, limited retail investor participation, and a bank-dominated financial system. In turn, the gradual build-up of the BET Index explanation for GDP variance over long horizons signals an evolving integration. This belated signal can be taken as a slow but steady aligning of financial sector activity with macroeconomic fundamentals. Put concretely, it means that investment choices, credit growth, and consumption might gradually start to follow equity market trends more closely—especially after the pandemic when digitalization and financial innovation have sped up. This could push the capital markets' role further in economic growth support at least through investment channel direct and indirect portfolio diversification routes for both local and foreign investors. The marginal effect of inflation on the dynamics of the financial market as seen in both variance decomposition and historical decomposition graphs goes to imply that there exists a financial system that has not fully traduced macroeconomic risks into asset prices. This finding becomes very critical for regulatory bodies and policymakers since it implies that price stability may be achieved without accompanying financial market stability. Greater financial literacy, improved disclosure standards, and a wider investor base would help bridge this gap, thus increasing capital market responsiveness to macroeconomic signals.

From a policy point of view, the weak contemporaneous interaction among variables underscores the need for multi-instrument coordination across fiscal, monetary, and financial sector authorities. Relatively autonomous GDP and inflation behaviour, even in the face of financial shocks, permits a belief that classical macroeconomic tools have considerable efficacy. When financial markets are deepened, though, such tools are also positioned to generate greater pro-cyclicality - as financial booms and busts would then magnify the underlying real cycles. The results thus indicate that macroprudential policies should be designed to track financial exuberance and ensure that financial development supports rather than undermines long-term economic growth.

Conclusions

Results from the analysis showed that out of the three variables, inflation turned out to be the most persistent and self-driven; over a 10-period horizon more than 93% of its forecast variance is explained by its own shocks. This confirms that in Romania, short to medium terms involved in inflation

dynamics largely inertial and insulated from financial or real sector disturbances. Such behaviour shows that structural mechanisms price-setting prevail alongside cost-push pressures and adaptive inflation expectations; therefore, monetary interventions targeted are needed rather than growth- or market-based stabilization effects. A major empirical result is the relatively weak transmission of financial market shocks - identified here through the BET Index - to GDP and inflation. While the stock market strongly reacts to its own innovations, its influence on real output and price levels is limited. This decoupling shows that Romania's capital market, upgraded to emerging market status in 2020, does not function as a major transmission channel for macroeconomic volatility despite increased upgrade to emerging market status in 2020. In terms of the real economy, this means that investment, consumption, and production decisions do not react very sensitively to equity market movements which indicates either low penetration of the financial markets or a more traditional reliance on bank-based financing and fiscal mechanisms.

Contrarily, GDP shows increasing sensitivity to stock market innovations at longer horizons. Though GDP is mostly explained by its own dynamics, the BET Index begins to explain some of its variance - about 19% by the tenth forecast period. This slow change hints that financial markets are starting to affect the real economy, probably working through channels like investment confidence, capital access, and wealth effects. Such results back the idea that Romania's economic development path is moving toward deeper financial integration, which could strengthen the role of capital markets in supporting growth, especially if investor participation and institutional quality keep getting better. One has to acknowledge several limitations of the current study despite its very insightful results. First, residual diagnostic tests show heteroskedasticity and non-normality; these may not allow coefficient estimates and impulse response functions to be precise. Second, the literature on transmission includes interest rates, external trade, or fiscal policy which might be important but were not included in this analysis. Also, while the VAR framework is good at capturing short-run dynamics, it does not bring out long-run cointegration relationships or structural identification schemes that would bring out causality and equilibrium adjustments better.

Future studies may take this work further by including structural VAR or GARCH models in the former for better identification and volatility clustering matters. Sectoral effects should also be investigated, particularly since Romania is becoming more digitalized and surrounded by external financial conditions. A comparison with other Central and Eastern European countries would, therefore, provide a regional benchmark to indicate how the linkage between the financial and real economy of Romania evolves with or diverges from broader integration processes in Central and Eastern Europe.

References

1. Abdelfattah, B.A., Darwish, S.M., Elkaffas, S.M. (2024). Enhancing the Prediction of Stock Market Movement Using Neutrosophic-Logic-Based Sentiment Analysis. *Journal of Theoretical and Applied Electronic Commerce Research*, 19, 116-134
2. Albu, L.L., Albu, C. (2007). A time series model for the Romanian stock market. *European Research Studies*, 11(3-4), 63-74
3. Azhar, Z., Putra, H.S., Saputra, D. (2020). *Effect of Macroeconomic Factors on the Composite Stock Price Index Using the Vector Auto Regression (VAR) Method*. 124 (December 2017), 288-294. <https://doi.org/10.2991/aebmr.k.200305.081>
4. Baker, S.R., Bloom, N., Davis, S.J., Kost, K.J., Sammon, M., Viratyosin, T. (2020). The Unprecedented Stock Market Reaction to COVID-19. *NBER Working Papers*, 26945, National Bureau of Economic Research, Inc.
5. Bartlett, W. (2023). The performance of politically connected firms in South East Europe: state capture or business capture? *Post-Communist Economies*, 35, 351-367
6. Borsuk, M., Kowalewski, O., Pisany, P. (2022). State-Owned Banks and International Shock Transmission. ECB Working Paper No. 2022/2661, Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=4109695> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.4109695>
7. Bouri, E., Jain, A. (2021). Stock price-inflation-output nexus in G7 economies: Evidence from a structural VAR approach. *Economic Systems*, 45(1), 100862
8. Brasoveanu, I.V., Dragota, V., Catarama, D., Semenescu, A. (2008). Correlations between capital market development and economic growth: The case of Romania. *Theoretical and Applied Economics*, 10(527), 7-16
9. Braşoveanu, L., Dragota, V., Cataramă, D., Semenescu, A. (2008). Correlations between capital market development and economic growth: The case of Romania. *Journal of Applied Quantitative Methods*, 3(1), 64-75

10. Caporale, G. M., Spagnolo, N. (2012). Stock market, economic growth and EU accession: Evidence from three CEE countries. *International Journal of Monetary Economics and Finance*, 5(2), 183-191
11. Christiano, L.J. (2012). Christopher A. Sims and vector autoregressions. *Scandinavian Journal of Economics*, 114(4), 1082-1104
12. Diaconășu, D.E. (2015). Stock market and economic growth nexus in an emerging country: The case of Romania. *Theoretical and Applied Economics*, 22(1), 59-68
13. Enciu, B.G., Tănase, A.A., Drăgănescu, A.C., Aramă, V., Pițigoi, D., Crăciun, M.D. (2022). The COVID-19 pandemic in Romania: A comparative description with its border countries. *Healthcare*, 10(7), 1223. <https://doi.org/10.3390/healthcare10071223>
14. Gritz, A., Wolff, G.B. (2024). Gas and Energy Security in Germany and Central and Eastern Europe. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=4369254> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.4369254>
15. Hasanudin, H. (2021). The Effect of Inflation, Exchange, SBI Interest Rate and Dow Jones Index on JCI on IDX 2013-2018. *Budapest International Research and Critics Institute (BIRCI-Journal): Humanities and Social Sciences*, 4(2), 2063-2072. <https://doi.org/10.33258/birci.v4i2.1896>
16. Hatmanu, M., Cautisanu, C. (2021). The impact of COVID-19 pandemic on stock market: Evidence from Romania. *Sustainability*, 13(17), 9826, <https://doi.org/10.3390/su13179826>
17. Kramarić, T. P., & Kitić, M. (2021). Stock market and economic growth in Central and Eastern European countries: A VAR approach. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 34(1), 1-20
18. Lyócsa, S., Baumöhl, E., Výrost, T. (2011). The stock markets and real economic activity: Empirical evidence from CEE countries. *Eastern European Economics*, 49(4), 6-23
19. Mihalache, R.P. (2024). The impact of macroeconomic factors and COVID-19 on the Bucharest Stock Exchange Trading Index. *Romanian Economic Journal*, 27(1), 75-88
20. Neacșu, A.C., Pleșa, G., Neacșu, G. A. (2024). The effects of shocks on the real economy in Romania: A Bayesian FAVAR approach. *Proceedings of the International Conference on Business Excellence*, 18(1), 378-390. <https://doi.org/10.2478/picbe-2024-0033>
21. Olakoyenikan, O. (2024). The economic consequences of misinformation an analysis of the impact of fake news on stock market volatility during the covid19 pandemic. *International Journal of Innovative Science and Research Technology*, 9(9), 667-674
22. Oyewole, A.T., Adeoye, O.B., Addy, W.A., Okoye, C.C., Ofodile, O.C., Ugochukwu, C.E. (2024). Predicting stock market movements using neural networks: A review and application study. *Computer Science & IT Research Journal*, 5(3), 651-670
23. Pop, C. (2022). Bucharest Stock Exchange development between 1995 and 2020: From frontier to secondary emerging market. *Studia Universitatis Babeș-Bolyai Negotia*, 67(1), 71-112.
24. Prats, M. A., Sandoval, B. (2020). Does stock market capitalization cause GDP? A causality study for Central and Eastern European countries. *Economics: The Open-Access, Open-Assessment E-Journal*, 14(2020-17), 1-29
25. Salisu, A.A., Ndako, U. B., Oloko, T.F. (2020). Oil price shocks and stock market returns: Fresh evidence from a non-linear VAR model. *Economic Analysis and Policy*, 66, 328-343
26. Sims, C.A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48(1), 1-48. <https://doi.org/10.2307/1912017>
27. Sumaryoto, Nurfarkhana, A., Anita, T. (2021). The Impact Of Money Supply And The Inflation Rate On Indonesia 262 Stock Exchange 2008-2017. *International Journal of Economics, Business and Accounting Research*, 5(2), 196-213.
28. Suyanto, S. (2023). Vector Auto Regressive (VAR) Model Approach in the Capital Market. *Jurnal Riset Akuntansi & Perpajakan*, 10(2), 253-263. <https://doi.org/10.35838/jrap.2023.010.02.21>
29. Ștefănescu, R., Dumitriu, R., Nistor, C. (2011). Impact of the domestic and the US macroeconomic news on the Romanian stock market. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2009188>
30. Ülkü, N., Kuruppuarachchi, D., Kuzmicheva, O. (2017). Stock market's response to real output shocks in Eastern European frontier markets: A VARwAL model. *Emerging Markets Review*, 33, 140-154. <https://doi.org/10.1016/j.ememar.2017.09.001>
31. Wachtel, P. (2003). How much do we really know about growth and finance? *Federal Reserve Bank of Atlanta Economic Review*, 88(1), 33-47.
32. Yarovaya, L., Brzeszczyński, J., Lau, C.K.M. (2016). Stock market shocks and transmission channels: Empirical evidence from developed and emerging markets. *Journal of Economics and Business*, 88, 1-16. <https://doi.org/10.1016/j.jeconbus.2016.06.001>
33. *** World Bank. (2013). Romania: On the way to recovery through prudent macroeconomic management. World Bank Results Brief.
34. *** www.focus-economics.com. Romania economic outlook 2023

Analiza influenței structurii populației asupra dinamicii numărului pensionarilor în România

Prof. univ. dr. habil. Mădălina-Gabriela ANGHEL (*madalinagabriela_angel@yahoo.com*)

*Universitatea „Artifex” din București / Academia Română, Institutul de Economie Națională, România
ORCID ID: 0000-0001-8705-034X*

Șef lucrări dr. ing. Elena IONIȚĂ

Universitatea Națională de Știință și Tehnologie POLITEHNICA București, România

Abstract

În cadrul acestui articol, autorii au studiat influența evoluțiilor demografice și a condițiilor de pe piața muncii asupra viabilității sistemului public de pensii din România, într-un context marcat de schimbări structurale accelerate. Obiectivul principal al cercetării constă în evidențierea relațiilor dintre numărul pensionarilor și o serie de variabile demografice și economice relevante: ponderea populației de 65 de ani și peste, speranța de viață la 65 de ani și rata de ocupare a persoanelor cu vârste între 55 și 64 de ani.

Analiza se bazează pe un model de regresie liniară multiplă, aplicat pe serii de timp anuale pentru perioada 2013-2024. Datele utilizate sunt cele publicate Eurostat și Institutul Național de Statistică. Rezultatele studiului evidențiază o relație negativă semnificativă între rata de ocupare a persoanelor în vârstă și numărul de pensionari. În mod aparent paradoxal, creșterea ponderii populației de 65 de ani și peste este corelată cu o scădere a numărului de pensionari, posibil pe fondul unor factori structurali, precum emigrarea, mortalitatea ridicată sau modificările legislative privind vârsta de pensionare. Concluziile evidențiază necesitatea unei abordări integrate care să îmbine politici demografice, economice și instituționale pentru a menține echilibrul financiar al sistemului public de pensii.

Cuvinte cheie: pensionar, speranța de viață, rata ocupării, regresie, sustenabilitate.

Clasificarea JEL: J11, J21, H75.

Introducere

În contextul transformărilor demografice accelerate și al presiunilor crescânde asupra sustenabilității sistemului public de pensii, analiza factorilor care influențează evoluția numărului de pensionari devine o prioritate pentru fundamentarea politicilor sociale și economice. În cadrul acestei lucrări, autorii își propun să cerceteze modul în care dinamica structurii demografice și comportamentul pe piața muncii al persoanelor în vârstă afectează evoluția numărului de pensionari din România, în perioada 2013–2024.

Obiectivul principal al cercetării este acela de a estima influența a două variabile explicative – ponderea populației de 65 de ani și peste în totalul populației și rata ocupării forței de muncă a persoanelor cu vârste între 55 și 64 de ani – asupra numărului total de pensionari, utilizând un model de regresie liniară multiplă. Acest model are ca scop înțelegerea relațiilor structurale care modelează procesul de retragere din activitate și, implicit, presiunea asupra bugetului public de pensii.

În acest context, autorii au formulat următoarele ipoteze:

Ipoteza 1 (H1): O creștere a ponderii populației de 65 de ani și peste în totalul populației conduce la o creștere a numărului de pensionari.

Ipoteza 2 (H2): O creștere a ratei de ocupare a persoanelor cu vârste între 55 și 64 de ani determină o scădere a numărului de pensionari, prin amânarea retragerii din activitate.

Literature review

Literatura de specialitate privind îmbătrânirea populației, participarea pe piața muncii și sustenabilitatea sistemelor de pensii a evoluat semnificativ în ultimele decenii, reflectând complexitatea factorilor individuali, organizaționali și structurali implicați în deciziile privind rămânerea în activitate la vârste înaintate. Diferite lucrări au arătat că decizia de pensionare sau de menținere în activitate este

influențată de un ansamblu de factori individuali, precum starea de sănătate, satisfacția la locul de muncă sau angajamentul profesional. Acemoglu et al (2022) au evidențiat modul în care transformările structurale ale pieței muncii pot sprijini participarea activă a lucrătorilor vârstnici într-un context demografic în schimbare. Aitken și Singh (2023) au pledat în favoarea promovării mobilității ocupaționale la vârste înaintate ca strategie esențială pentru susținerea unei vieți profesionale mai lungi și adaptarea politicilor de ocupare la îmbătrânirea populației. Anghel et al. (2023) au analizat o serie de aspecte cu privire la deteriorarea treptată a condițiilor de trai ale pensionarilor din România, accentuând o serie de factori structurali și conjuncturali ce au agravat situația acestora în ultimii ani.

Studiul realizat de către Anghelache et al. (2018) oferă o analiză detaliată a relației dintre rata de ocupare, șomaj și locurile de muncă vacante în economie, evidențiind dezechilibre structurale persistente pe piața muncii din România, aspect esențial pentru înțelegerea limitărilor actuale în absorbția forței de muncă. Anghelache și Anghel (2017) au realizat un studiu privind evoluția demografică și resursele de muncă ale statelor membre ale Uniunii Europene, subliniind tendința de îmbătrânire a populației și impactul acesteia asupra sustenabilității pieței muncii, un cadru util pentru înțelegerea presiunilor exercitate asupra sistemelor publice de pensii.

Axelrad et al. (2018) au studiat limitele datelor convenționale privind șomajul, demonstrând că diferențele între tinerii și vârstnicii șomeri necesită o înțelegere mai nuanțată a barierelor de reintegrare profesională. Blundell et al (2023) au evidențiat impactul semnificativ al stării de sănătate asupra ofertei de muncă la apropierea de pensionare, subliniind rolul intervențiilor de sănătate publică în prelungirea participării pe piața muncii. Cantarero-Prieto et al au cercetat relația dintre satisfacția în muncă și intenția de pensionare anticipată, oferind dovezi că bunăstarea la locul de muncă joacă un rol crucial în decizia de retragere timpurie a lucrătorilor europeni vârstnici.

Díaz-Giménez și Díaz-Saavedra (2025) au abordat o serie de aspecte cu privire la sustenabilitatea financiară și politică a reformelor sistemelor publice de pensii, accentuând necesitatea echilibrului dintre viabilitatea fiscală cu acceptabilitatea socială. Domènech-Arúmi și Vannutelli (2023) au examinat efectele modificărilor prociclice ale asistenței pentru șomaj asupra pieței muncii, punând în discuție dacă acestea favorizează integrarea sau excluderea lucrătorilor vulnerabili.

Eichhorst et al (2017) au analizat reformele pieței muncii din Europa, evaluând impactul asupra stabilității ocupaționale și a protecției sociale într-un mediu economic volatil. Gobeski și Beehr (2009) au tratat aspecte referitoare la rolul motivațional și al contextului organizațional în decizia pensionarilor de a desfășura în continuare activități profesionale. Hudomiet et al (2019) au arătat că trăsăturile locurilor de muncă, precum flexibilitatea sau intensitatea cerințelor, influențează semnificativ momentul pensionării lucrătorilor vârstnici.

Loretto și Vickerstaff (2015) au analizat modul în care genul și vârsta influențează accesul la forme flexibile de muncă, subliniind inegalitățile în oportunitățile de muncă adaptate nevoilor vârstnicilor. Maier, T. et al. (2017) au propus un model de proiecție a pieței muncii pe termen lung, concentrându-se pe procesele de realocare ocupațională în contextul îmbătrânirii populației active. Möwisch et al (2023) au evidențiat faptul că utilizarea activă a timpului liber este corelată cu un nivel mai ridicat al bunăstării în rândul persoanelor vârstnice, oferind perspective asupra politicilor de îmbătrânire activă. Pilipiec et al (2021) au prezentat o revizuire sistematică a literaturii privind efectele creșterii vârstei de pensionare asupra sănătății, bunăstării și participării forței de muncă în rândul lucrătorilor vârstnici.

Riekhoff și Järnefelt (2017) au examinat diferențele de gen în traiectoriile de pensionare, reliefând influența normelor sociale și a politicilor de stat asupra opțiunilor de retragere. Rogerson și Wallenius (2022) au analizat influența șocurilor economice și a instituțiilor asupra angajării persoanelor în vârstă, explicând tendințele seculare în comportamentul de muncă la vârste înaintate. Scott (2023) a subliniat provocările și oportunitățile asociate prelungirii duratei de viață în plan economic și social. Sousa et al (2019) au analizat efectul practicilor organizaționale privind diversitatea de vârstă asupra preferințelor de pensionare, evidențiind rolul mediat al implicării și capacității de muncă. Walker și Zaidi (2016) au prezentat aspecte privind îmbătrânirea activă în Europa, oferind un cadru empiric pentru evaluarea politicilor care vizează participarea socială și economică a vârstnicilor.

Metodologia cercetării

Pentru testarea acestor ipoteze, a fost utilizat modelul regresiei liniare multiple, aplicat pe un set de date anuale, publicate de Institutul Național de Statistică și Eurostat, pentru perioada 2013-2024. Modelul econometric estimat are ca variabilă dependentă numărul total de pensionari, iar ca variabile independente, ponderea populației de 65 de ani și peste (%) și rata de ocupare a persoanelor între 55 și 64 de ani (%).

Pe lângă analiza cantitativă a relațiilor dintre aceste variabile, cercetarea a fost completată printr-o abordare descriptivă a evoluției speranței de viață la 65 de ani, cu scopul de a surprinde implicațiile acesteia asupra duratei medii a perioadei de pensie și, implicit, asupra efortului financiar asumat de sistemul public.

Prin această abordare integrată (regresie econometrică și analiză demografică), autorii au urmărit nu doar identificarea relațiilor semnificative statistic, ci și oferirea unei interpretări contextuale relevante pentru politicile publice în domeniul pensiilor.

Date, rezultate și discuții

Prin aplicarea modelului de regresie, autorii și-au propus identificarea variației numărului de pensionari înregistrat în România, în perioada 2013-2024, în funcție de următoarele două variabile independente:

- ponderea populației de 65 de ani și peste în totalul populației, care reprezintă un indicator demografic al presiunii potențiale asupra sistemului de pensii și
- rata ocupării forței de muncă a persoanelor 55-64 ani (%), care este o variabilă structurală ce exprimă comportamentul de retragere de pe piața muncii înainte de vârsta standard de pensionare.

Datele referitoare la cele trei variabile analizate sunt centralizate în tabelul nr. 1.

Indicatori demografici și ai pieței muncii în România, în perioada 2013-2024

Tabelul nr. 1

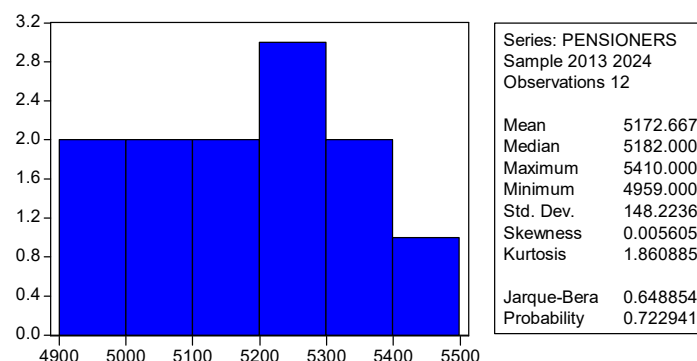
Anul	Numărul pensionarilor (mii de persoane)*	Populația de 65 de ani și peste (%) **	Rata ocupării forței de muncă a persoanelor 55–64 ani (%)**
2013	5410	16,3	31,5
2014	5357	16,5	33,0
2015	5306	17,0	32,7
2016	5257	17,4	35,3
2017	5228	17,8	36,9
2018	5207	18,2	38,6
2019	5157	18,5	40,4
2020	5128	18,9	41,5
2021	5079	19,3	43,8
2022	5004	19,5	46,7
2023	4980	19,7	51,0
2024	4959	20,0	53,4

Sursa: *Institutul Național de Statistică, baza de date tempo online, accesată în data de 30 mai 2025; **Eurostat, accesat în data de 30 mai 2025.

În urma analizei datelor din tabelul anterior, se constată faptul că, în intervalul analizat, numărul pensionarilor a avut valori cuprinse între 5410 mii persoane, în anul 2013 și 4959 mii persoane, în anul 2024, ceea ce înseamnă, în 12 ani, o scădere, în valoare absolută, de –451 mii persoane, adică -8,34%. Pentru o reprezentare sugestivă a evoluției acestui indicator, în figura nr. 1 sunt evidențiate testele statistice specifice variabilei care reprezintă numărul pensionarilor.

Testele statistice ale variabilei „Numărul pensionarilor”

Figura nr. 1

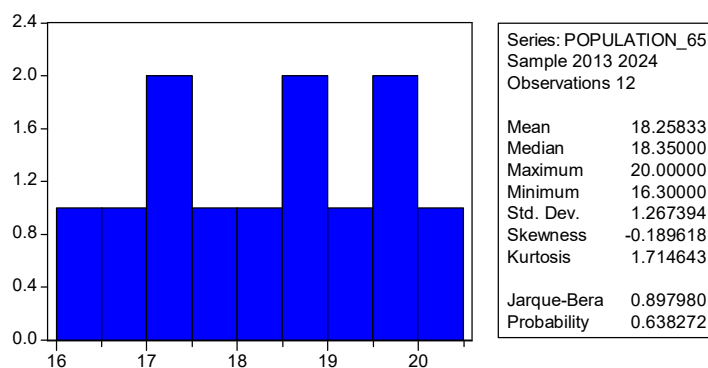


Sursa: reprezentarea autorilor.

Media numărului de pensionari, în perioada 2013-2024, a fost de aproximativ 5.172 de mii de persoane, evidențiindu-se un trend constant descrescător, cu o ușoară temperare a scăderii în anul 2024. Deși populația este în proces de îmbătrânire, numărul pensionarilor a înregistrat o scădere treptată, ceea ce poate sugera ieșiri din sistem, prin deces sau emigrare, o reducere a accesului la pensie, ca urmare a unor condiții mai stricte sau a lipsei stagiului minim de cotizare, precum și o tendință de amânare a pensionării, susținută de creșterea ratei de ocupare în rândul persoanelor din grupa de vârstă 55-64 de ani.

Testele statistice ale variabilei „Ponderea populației de 65 de ani și peste în totalul populației” (%)

Figura nr. 2



Sursa: reprezentarea autorilor.

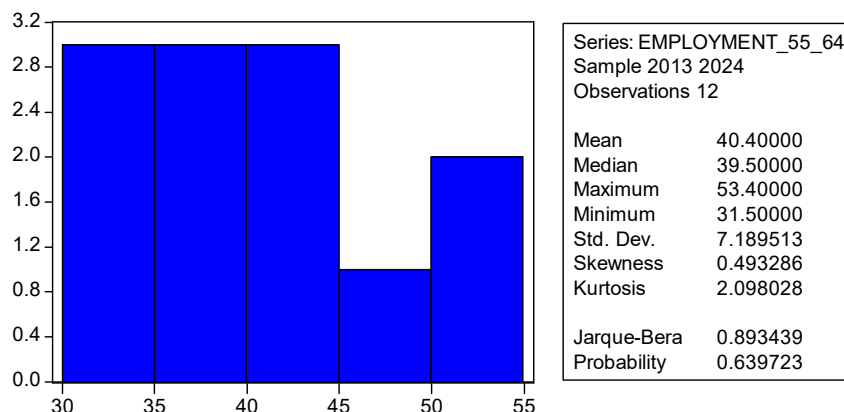
Ponderea populației în vârstă de 65 de ani și peste în totalul populației a crescut constant, de la 16,3%, în anul 2013 la 20,0% în anul 2024, ceea ce echivalează cu o creștere de 3,7 puncte procentuale în decurs de 12 ani. Această evoluție confirmă procesul de îmbătrânire demografică accentuată a populației României, ca efect al scăderii natalității și al creșterii speranței de viață.

În medie, persoanele de 65 de ani și peste au reprezentat 18,26% din totalul populației în perioada analizată. În termeni structurali, această tendință implică o presiune crescută asupra sistemului public de pensii și asupra politicilor sociale, având în vedere faptul că o pondere tot mai mare a populației se află în afara sferei active a pieței muncii. Totodată, fenomenul contribuie la modificarea raportului de dependență a persoanelor în vârstă, afectând sustenabilitatea pe termen lung a bugetului public de pensii.

Valoarea negativă a coeficientului de asimetrie Skewness (-0,1896) indică o ușoară asimetrie spre stânga (adică distribuție ușor „aplatizată” în partea valorilor mai mari), dar fiind aproape de zero, distribuția poate fi considerată aproximativ simetrică. Valoarea sub 3 a coeficientului Kurtosis (1,7146) reflectă o distribuție platocurtică, adică mai puțin „ascuțită” decât distribuția normală. Datele sunt mai dispersate în jurul mediei.

Testele statistice ale variabilei „Rata ocupării forței de muncă a persoanelor 55–64 ani” (%)

Figura nr. 3



Sursa: reprezentarea autorilor.

În perioada analizată, rata ocupării persoanelor cu vârsta între 55 și 64 de ani a crescut semnificativ și constant și anume de la 31,5%, în anul 2013 la 53,4%, în anul 2024. Într-un interval de 12 ani, indicatorul a crescut cu 21,9 puncte procentuale, ceea ce reprezintă o majorare de aproximativ 70% față de nivelul inițial din anul 2013. Această tendință ascendentă subliniază o participare tot mai activă pe piața muncii a persoanelor apropiate de vârsta pensionării, pe fondul unor modificări structurale și legislative ale sistemului de pensii și al îmbătrânirii populației.

Totodată, creșterea este relativ liniară, dar după anul 2018, se constată o accelerare a ritmului, astfel: în perioada 2013-2018, se observă o creștere moderată de la 31,5% la 38,6% (+7,1 pp), iar în perioada 2018-2024, s-a înregistrat o creștere accelerată de la 38,6% la 53,4% (+14,8 pp). Această dinamică evidențiază o adaptare treptată, dar consistentă, a comportamentului profesional al grupei de vârstă 55-64 ani. În categoria factorilor de influență se regăsesc reformele sistemului de pensii (creșterea vârstei de pensionare, restricționarea pensionării anticipate), stimulente pentru menținerea în activitate, nevoia financiară individuală de a continua munca, în contextul unui sistem de pensii perceput ca insuficient.

Media ratei ocupării pentru grupa de vârstă 55-64 ani, în perioada analizată, este de aproximativ 40,4%, evidențiind un trend ascendent și susținut.

Efectele creșterii ratei ocupării persoanelor în vârstă

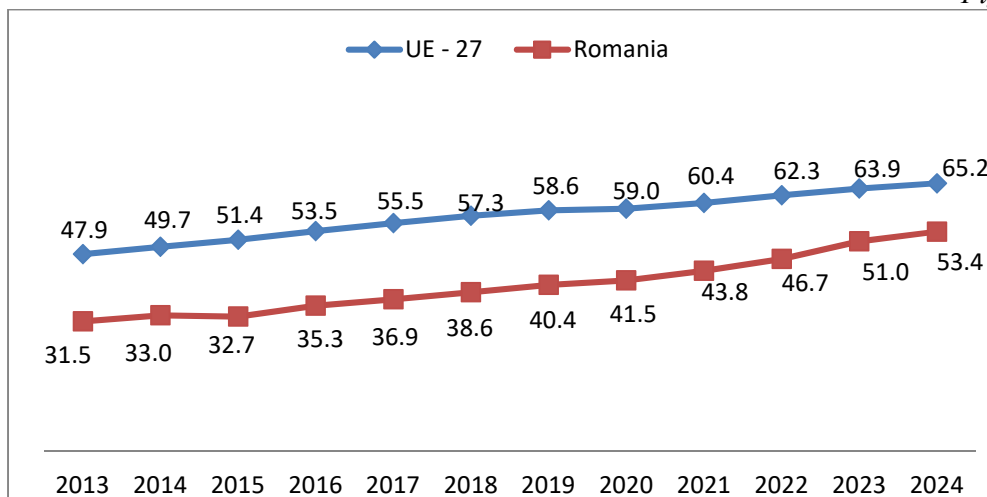
Tabelul nr. 2

Aspecte pozitive	Aspecte problematice
Creșterea participării în muncă a persoanelor în vârstă contribuie la sustenabilitatea sistemului public de pensii, prin prelungirea duratei contribuțiilor și întârzierea accesării drepturilor de pensie.	Necesitatea economică de a lucra mai mult, din cauza veniturilor insuficiente din pensii sau a lipsei de economii.
Îmbunătățirea stării de sănătate și capacității de muncă a populației mature.	Lipsa unui sistem eficient de formare continuă poate crea probleme de productivitate și adaptabilitate în rândul angajaților vârstnici.

La nivelul Uniunii Europene, această rată a crescut de la 47,9%, în anul 2013 la 65,2%, în anul 2024, ceea ce reprezintă o creștere de 17,3 puncte procentuale. Așadar, UE pornește de la un nivel mai ridicat și continuă să crească într-un ritm relativ constant.

Analiza comparativă România – Uniunea Europeană referitoare la rata de ocupare a grupei de vârstă 55-64 ani (%)

Figura nr. 4



Sursa: reprezentarea autorilor.

România a redus treptat decalajul față de media UE, mai ales după anul 2020, dar rămâne sub nivelul european, ceea ce poate reflecta provocări structurale (sănătate, infrastructură ocupațională) sau inadecvarea sistemelor de recalificare,

Ecuatia de regresie liniară multiplă (în care numărul pensionarilor este variabila dependentă, iar variabilele independente sunt ponderea populației de 65 de ani și peste în totalul populației și rata de ocupare a grupei de vârstă 55-64 în România), va avea următoarea formă:

$$\text{Număr pensionari} = x_0 + x_1 \times \text{Populația } 65^+ + x_2 \times \text{Rata ocupării}_{\text{grupa 55-64 ani}} + \varepsilon \quad (1)$$

unde x_0 , x_1 și x_2 sunt parametrii modelului de regresie, iar ε reprezintă variabila reziduală.

Prin utilizarea programului Eviews, se estimează parametrii modelului de regresie prin metoda celor mai mici pătrate.

Estimarea parametrilor din metoda celor mai mici pătrate

Tabelul nr. 2

Dependent Variable: PENSIONERS

Method: Least Squares

Date: 06/09/25 Time: 14:19

Sample: 2013 2024

Included observations: 12

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6891.505	173.7785	39.65684	0.0000
POPULATION_65	-79.32533	14.98029	-5.295312	0.0005
EMPLOYMENT_55_64	-6.695294	2.640782	-2.535345	0.0320
R-squared	0.988389	Mean dependent var	5172.667	
Adjusted R-squared	0.985809	S.D. dependent var	148.2236	
S.E. of regression	17.65753	Akaike info criterion	8.792520	
Sum squared resid	2806.097	Schwarz criterion	8.913747	
Log likelihood	-49.75512	F-statistic	383.0586	
Durbin-Watson stat	1.513682	Prob(F-statistic)	0.000000	

Înlocuind valorile parametrilor obținuți în ecuația (1), modelul devine:

$$\text{Număr pensionari} = x_0 + (-79.32533) \times \text{Populația 65}^+ + (-6.695294) \times \text{Rata ocupării grupa 55-64 ani} + \varepsilon \quad (2)$$

Rezultatele modelului arată că numărul pensionarilor este influențat negativ de ambele variabile, astfel:

- creșterea ocupării în apropierea vârstei de pensionare conduce la amânarea pensionării;
- populația de 65 de ani și peste are o relație negativă neașteptată cu numărul de pensionari, ceea ce necesită o interpretare contextuală suplimentară (migrație, mortalitate, reforme de pensii, etc.).

Coefficienții se interpretează astfel:

- POPULATION_65 (-79.33, $p = 0.0005$)

Coefficientul negativ este contraintuitiv, dar semnificativ statistic. La o creștere cu 1.000 de persoane în populația de 65 de ani și peste, numărul pensionarilor scade în medie cu aproximativ 79 persoane. Această situație poate reflecta un fenomen structural, spre exemplu: persoane de 65 de ani și peste care nu se pensionează, emigrare, mortalitate ridicată sau efecte de politici de pensii.

- EMPLOYMENT_55_64 (-6.70, $p = 0.0320$)

Coefficientul este semnificativ statistic la nivel de 5%. La o creștere cu 1.000 de persoane ocupate între 55 și 64 ani, numărul de pensionari scade în medie cu aproximativ 6,7 persoane. În acest caz, relația este intuitivă. Ocuparea ridicată în apropierea vârstei de pensionare întârzie ieșirea din activitate, ceea ce înseamnă mai puțini pensionari.

Referitor la validitatea modelului, putem afirma că acesta explică 98,8% din variația numărului de pensionari, iar valorile $F\text{-statistic} = 383.06$ și $\text{Prob}(F\text{-statistic}) = 0,000$ ne arată că modelul este semnificativ. Deviația standard a erorilor este mică ($\text{Standard Error of Regression (S.E.)} = 17.66$), ceea ce sugerează predicții destul de precise.

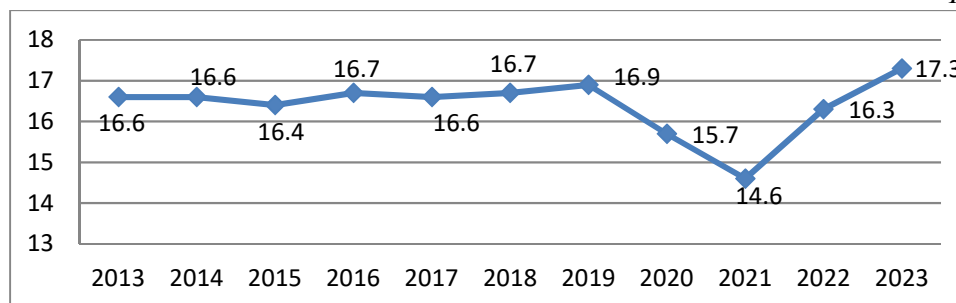
Într-un context în care sustenabilitatea sistemului public de pensii este pusă sub presiune de schimbările demografice accelerate, considerăm utilă aprofundarea analizei cu cercetarea unor aspecte referitoare la speranța de viață. În cadrul acestei lucrări, am ales să studiem evoluția speranței de viață la 65 de ani întrucât considerăm că acest indicator nu este doar o simplă măsură a longevității, ci are implicații directe și cuantificabile asupra duratei medii a perioadei de plată a pensiei. Altfel spus, cu cât

oamenii trăiesc mai mult după ieșirea din activitate, cu atât statul trebuie să asigure din fondul public de pensii resursele financiare necesare întreținerii acestora pentru un număr mai mare de ani. Așadar, o speranță de viață mai mare la 65 de ani implică o perioadă de pensie extinsă, ceea ce determină creșterea cumulativă a cheltuielilor cu pensiile. Acest fapt are o relevanță aparte în contextul îmbătrânirii populației și al scăderii ponderii populației active. Analiza detaliată a acestui indicator devine, astfel, un instrument important în anticiparea presiunilor viitoare asupra bugetului public și în fundamentarea unor reforme sistemice sustenabile.

În figura nr. 4 este reprezentată grafic evoluția speranței de viață la 65 de ani în România, în perioada 2013-2023.

Evoluția speranței de viață la 65 de ani în România, în perioada 2013-2023 (ani)

Figura nr. 4



Sursa: reprezentarea autorilor.

Speranța de viață la 65 ani a fost fluctuantă, cu un impact vizibil al șocurilor externe recente asupra longevității, intervalul analizat putând fi împărțit în trei faze distincte:

- Faza de stabilitate relativă (perioada 2013-2019)

În perioada 2013-2019, speranța de viață la 65 de ani a fluctuat moderat între 16,4 și 16,9 ani, sugerând o tendință stabilă de îmbunătățire a longevității în rândul populației vârstnice.

- Faza de colaps sanitar (perioada 2020-2021)

În 2020 și 2021, se observă o scădere abruptă a speranței de viață la 65 de ani, atingând un minim de 14,6 ani în 2021, ceea ce reprezintă un șoc demografic sever, cu o pierdere de 2,3 ani în doar doi ani (de la 16,9 în 2019 la 14,6 în 2021).

Acest declin semnificativ coincide cu pandemia de COVID-19, care a avut un impact sever asupra mortalității populației vârstnice și indică vulnerabilități structurale: acces limitat la servicii medicale, comorbidități ridicate și slaba capacitate de protecție a populației în vârstă în fața șocurilor sanitare.

- Faza de redresare accelerată (perioada 2022-2023)

Revenirea puternică a speranței de viață în 2022 și, mai ales, în 2023 indică ieșirea din criza sanitară și restabilirea condițiilor de mortalitate pre-pandemică. Valoarea din 2023 (17,3 ani) este cea mai ridicată din întreg intervalul analizat.

Între 2013 și 2019, speranța de viață la 65 de ani în România a evoluat într-un registru de stabilitate relativă, sugerând un echilibru între factori protectivi (asistență medicală, condiții de trai) și factori de risc (patologii cronice, inegalități regionale). Pandemia COVID-19 a întrerupt această tendință, marcând o contracție fără precedent a longevității vârstnicilor. După acest șoc, datele pentru 2022-2023 indică nu doar o revenire, ci chiar o depășire a nivelurilor anterioare, ceea ce ridică întrebări relevante privind reziliența sistemului sanitar, selecția populațională și sustenabilitatea acestor câștiguri de viață în vârstă înaintată.

Concluzii

Rezultatele cercetării relevă o dinamică structurală complexă a raportului dintre populația vârstnică, evoluția numărului total de pensionari și comportamentul ocupațional al persoanelor

apropiate de vârsta pensionării. Scăderea treptată a numărului de pensionari, în pofida creșterii ponderii populației de peste 65 de ani, indică o restructurare funcțională a sistemului de pensii, influențată atât de factori demografici, cât și de mecanisme instituționale și economice care reglementează accesul la pensie și participarea la piața muncii. Aceste tendințe vor necesita o adaptare continuă a politicilor publice în direcția sustenabilității și echității intergeneraționale.

Modelul econometric estimat prin metoda celor mai mici pătrate arată o legătură invers proporțională între ponderea populației de 65 de ani și peste și numărul de pensionari, care este un rezultat contraintuitiv, dar explicabil prin factori structurali, precum emigrarea, mortalitatea ridicată, întârzierea pensionării sau neîndeplinirea condițiilor de eligibilitate.

De asemenea, între rata ocupării persoanelor încadrate în grupa de vârstă 55-64 de ani și numărul pensionarilor există o corelație negativă, indicând că o ocupare mai ridicată reduce presiunea asupra sistemului de pensii, prin întârzierea retragerii din activitate.

Rata ocupării persoanelor între 55 și 64 de ani a crescut semnificativ în perioada 2013-2024, reprezentând o redefinire a rolului populației vârstnice în economie. Această tendință susține teza unei amânări a pensionării, fiind corelată direct cu scăderea numărului total de pensionari în aceeași perioadă. Evoluția poate fi interpretată ca un răspuns adaptativ al pieței muncii și al politicilor publice la presiunea demografică exercitată de fenomenul îmbătrânirii.

Îmbătrânirea demografică accelerată, reflectată prin creșterea ponderii vârstnicilor, confirmă o tendință de fond care va amplifica presiunea asupra bugetului public de pensii pe termen mediu și lung.

Creșterea speranței de viață la 65 de ani, în special în perioada post-pandemică, implică o durată mai lungă a perioadei de plată a pensiei, ceea ce accentuează nevoia de reforme structurale pentru asigurarea sustenabilității financiare a sistemului. Participarea activă a vârstnicilor pe piața muncii reprezintă o tendință pozitivă și o oportunitate de echilibrare a sistemului public, dar necesită politici adecvate privind formarea continuă, sănătatea la locul de muncă și combaterea discriminării pe criterii de vârstă.

Concluzionând, analiza relevă că sustenabilitatea sistemului public de pensii nu depinde doar de dinamica demografică, ci și de capacitatea economiei și a pieței muncii de a menține o rată ridicată de ocupare la vârste avansate. În acest context, integrarea speranței de viață în modelele de evaluare devine esențială pentru fundamentarea politicilor publice durabile.

Bibliografie

1. Acemoglu, D., Mühlbach, N.S., Scott, A.J. (2022). The rise of age-friendly jobs. *The Journal of the Economics of Ageing*, 23, 100416
2. Aitken, A., Singh, S. (2023). Time to change? Promoting mobility at older ages to support longer working lives. *The Journal of the Economics of Ageing*, 24, 100437
3. Anghel, M.G., Popescu, A.M., Strijek, D.A. (2023). The situation of pensioners has become increasingly difficult. *Romanian Statistical Review, Supplement*, 2, 10-16
4. Anghelache, C., Anghel, M.G., Dumbravă, Ș.G., Ene, L. (2018). Analyzing the employment rate of the population, unemployment and vacancies in the economy, *Theoretical and Applied Economics*, XXV 2(615), Summer, 105-118
5. Anghelache, C., Anghel, M.G. (2017). Analysis of population development - labour resources of member states of the European Union. *Management&Gouvernance*, 17, January--June, 95-110
6. Axelrad, H., Malul, M., Luski, I. (2018). Unemployment among younger and older individuals: Does conventional data about unemployment tell us the whole story? *Journal for Labour Market Research*, 52(1), 1-12
7. Blundell, R., Britton, J., Dias, M.C., French, E. (2023). The impact of health on labor supply near retirement. *Journal of Human Resources*, 58(1), 282-334
8. Cantarero-Prieto, D., Pascual-Sáez, M., Blázquez-Fernández, C. (2018). Well-being and intended early retirement among older European workers: does job satisfaction matter? A 6-Wave follow-up. MPRA Paper 89077
9. Díaz-Giménez, J., Díaz-Saavedra, J. (2025). Public pensions reforms: Financial and political sustainability. *European Economic Review*, 175, June, 104988
10. Domènech-Arú, G., Vannutelli, S. (2023). Bringing them in or pushing them out? The labor market effects of pro-cyclical unemployment assistance changes. *Review of Economics and Statistics*, 1-44
11. Eichhorst, W., Marx, P., Wehner, C. (2017). Labor market reforms in Europe: towards more flexicure labor markets?. *Journal for Labour Market Research*, 51(1), article 3
12. Gobeski, K.T., Beehr, T.A. (2009). How retirees work: Predictors of different types of bridge employment. *Journal of Organizational Behavior*, 30(3), 401-425

-
13. Hudomiet, P., Hurd, M., Parker, A., Rohwedder, S. (2019). The effects of job characteristics on retirement. National Bureau of Economic Research Working Paper no. 26332
 14. Loretto, W., Vickerstaff, S. (2015). Gender, age and flexible working in later life. *Work, Employment and Society*, 29(2), 233–249
 15. Maier, T. et al (2017). Modelling reallocation processes in long-term labour market projections. *Journal for Labour Market Research*, 50(1), 67-90
 16. Möwisch, D., Brose, A., Schmiedek, F. (2023). Active time use and well-being in older adulthood: Results from a day reconstruction method study. *Work, Aging and Retirement*, 9(1), 7-18
 17. Pilipiec, P., Groot, W., Pavlova, M. (2021). The effect of an increase of the retirement age on the health, wellbeing, and labor force participation of older workers: a systematic literature review. *Journal of Population Ageing*, 14, 271-315
 18. Riekhoff, A.J., Järnefelt, N. (2017). Gender differences in retirement in a welfare state with high female labour market participation and competing exit pathways. *European Sociological Review*, 33(6), 791-807
 19. Rogerson, R., Wallenius, J. (2022). Shocks, institutions, and secular changes in employment of older individuals. *NBER Macroeconomics Annual*, 36(1), 177-216
 20. Scott, A. J. (2023). The economics of longevity—An introduction. *The Journal of the Economics of Ageing*, 24, 100439
 21. Sousa, I.C., Ramos, S., Carvalho, H. (2019). Age-diversity practices and retirement preferences among older workers: A moderated mediation model of work engagement and work ability. *Frontiers in Psychology*, 10, 1937
 22. Walker, A., Zaidi, A. (2016). New evidence on active ageing in Europe. *Intereconomics*, May, 51(3), 139144
 23. *** Institutul Național de Statistică. tempo online
 24. *** Eurostat; <https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained>

Analysis of the influence of population structure on the dynamics of the number of pensioners in Romania

Professor Mădălina-Gabriela ANGHEL, PhD, Habil. (madalinagabriela_angel@yahoo.com)
Artifex University of Bucharest / Romanian Academy, Institute of National Economy, Romania
ORCID ID: 0000-0001-8705-034X

Senior Lecturer Eng. Elena IONIȚĂ, PhD

National University of Science and Technology POLITEHNICA Bucharest, Romania

Abstract

In this article, the authors studied the influence of demographic developments and labor market conditions on the viability of the public pension system in Romania, in a context marked by accelerated structural changes. The main objective of the research is to highlight the relationships between the number of pensioners and a series of relevant demographic and economic variables: the share of the population aged 65 and over, life expectancy at 65, and the employment rate of people aged 55 to 64. The analysis is based on a multiple linear regression model, applied to annual time series for the period 2013-2024. The data used are those published by Eurostat and the National Institute of Statistics. The results of the study highlight a significant negative relationship between the employment rate of older people and the number of pensioners. Seemingly paradoxical, the increase in the share of the population aged 65 and over is correlated with a decrease in the number of pensioners, possibly due to structural factors such as emigration, high mortality or legislative changes regarding the retirement age. The conclusions highlight the need for an integrated approach that combines demographic, economic and institutional policies to maintain the financial balance of the public pension system.

Keywords: pensioner, life expectancy, employment rate, regression, sustainability.

JEL Classification: J11, J21, H75.

Introduction

In the context of accelerated demographic changes and increasing pressures on the sustainability of the public pension system, the analysis of the factors influencing the evolution of the number of retirees becomes a priority for the substantiation of social and economic policies. In this paper, the authors aim to investigate how the dynamics of the demographic structure and the behavior of older people on the labor market affect the evolution of the number of retirees in Romania, during the period 2013–2024.

The main objective of the research is to estimate the influence of two explanatory variables – the share of the population aged 65 and over in the total population and the employment rate of people aged 55 to 64 – on the total number of retirees, using a multiple linear regression model. This model aims to understand the structural relationships that shape the process of retirement from activity and, implicitly, the pressure on the public pension budget.

In this context, the authors formulated the following hypotheses:

Hypothesis 1 (H1): An increase in the share of the population aged 65 and over in the total population leads to an increase in the number of retirees.

Hypothesis 2 (H2): An increase in the employment rate of people aged 55 to 64 causes a decrease in the number of retirees, by postponing retirement from work.

Literature review

The literature on population ageing, labour market participation and the sustainability of pension systems has evolved significantly in recent decades, reflecting the complexity of individual, organisational and structural factors involved in decisions to remain in work in old age. Various works have shown that the decision to retire or remain in work is influenced by a set of individual factors, such as health, job satisfaction or professional commitment. Acemoglu et al (2022) highlighted how structural transformations of the labour market can support the active participation of older workers in

a changing demographic context. Aitken and Singh (2023) argued in favour of promoting occupational mobility in old age as an essential strategy for supporting longer working lives and adapting employment policies to an ageing population. Anghel et al. (2023) analyzed a series of aspects regarding the gradual deterioration of the living conditions of pensioners in Romania, emphasizing a series of structural and circumstantial factors that have worsened their situation in recent years.

The study conducted by Anghelache et al. (2018) provides a detailed analysis of the relationship between the employment rate, unemployment and job vacancies in the economy, highlighting persistent structural imbalances in the Romanian labor market, an essential aspect for understanding the current limitations in labor absorption. Anghelache and Anghel (2017) conducted a study on the demographic evolution and labor resources of the European Union member states, emphasizing the population aging trend and its impact on the sustainability of the labor market, a useful framework for understanding the pressures exerted on public pension systems.

Axelrad et al. (2018) explored the limitations of conventional unemployment data, demonstrating that differences between young and older unemployed people require a more nuanced understanding of barriers to re-employment. Blundell et al (2023) highlighted the significant impact of health status on labour supply as retirement approaches, underlining the role of public health interventions in prolonging labour market participation. Cantarero-Prieto et al investigated the relationship between job satisfaction and early retirement intention, providing evidence that well-being at work plays a crucial role in the decision to retire early among older European workers.

Díaz-Giménez and Díaz-Saavedra (2025) addressed a number of issues regarding the financial and political sustainability of public pension system reforms, stressing the need to balance fiscal sustainability with social acceptability. Domènech-Arúmi and Vannutelli (2023) examined the effects of procyclical changes in unemployment benefits on the labor market, questioning whether they favor the integration or exclusion of vulnerable workers.

Eichhorst et al (2017) reviewed labour market reforms in Europe, assessing the impact on occupational stability and social protection in a volatile economic environment. Gobeski and Beehr (2009) addressed issues related to the role of motivation and organisational context in retirees' decision to continue working. Hudomiet et al (2019) showed that job characteristics, such as flexibility or intensity of demands, significantly influence the timing of retirement for older workers. Loretto and Vickerstaff (2015) examined how gender and age influence access to flexible forms of work, highlighting inequalities in employment opportunities adapted to the needs of older workers. Maier, T. et al. (2017) proposed a long-term labour market projection model, focusing on occupational reallocation processes in the context of an ageing working population. Möwisch et al (2023) found that active leisure time use is associated with higher well-being among older people, providing insights into active ageing policies. Pilipiec et al (2021) presented a systematic review of the literature on the effects of raising the retirement age on the health, well-being and labour force participation of older workers. Riekhoff and Järnefelt (2017) examined gender differences in retirement trajectories, highlighting the influence of social norms and state policies on retirement choices. Rogerson and Wallenius (2022) examined the influence of economic shocks and institutions on the employment of older people, explaining secular trends in work behaviour in older age. Scott (2023) highlighted the economic and social challenges and opportunities associated with longer lifespans. Sousa et al (2019) analyzed the effect of organizational age diversity practices on retirement preferences, highlighting the mediating role of engagement and work capacity. Walker and Zaidi (2016) presented aspects of active aging in Europe, providing an empirical framework for evaluating policies targeting the social and economic participation of older people.

Research methodology

To test these hypotheses, the multiple linear regression model was used, applied to a set of annual data, published by the National Institute of Statistics and Eurostat, for the period 2013-2024. The estimated econometric model has as dependent variable the total number of retirees, and as independent variables, the share of the population aged 65 and over (%) and the employment rate of people between 55 and 64 (%).

In addition to the quantitative analysis of the relationships between these variables, the research was completed by a descriptive approach to the evolution of life expectancy at 65 years, with the aim of capturing its implications on the average duration of the retirement period and, implicitly, on the financial effort assumed by the public system.

Through this integrated approach (econometric regression and demographic analysis), the authors aimed not only to identify statistically significant relationships, but also to provide a contextual interpretation relevant for public policies in the field of pensions.

Data, results and discussions

By applying the regression model, the authors aimed to identify the variation in the number of registered retirees in Romania, during the period 2013-2024, depending on the following two independent variables:

- the share of the population aged 65 and over in the total population, which represents a demographic indicator of the potential pressure on the pension system and
- the employment rate of people aged 55-64 (%), which is a structural variable that expresses the behavior of withdrawal from the labor market before the standard retirement age.

The data regarding the three variables analyzed are summarized in table no. 1.

Demographic and labor market indicators in Romania, during the period 2013-2024

Table no. 1

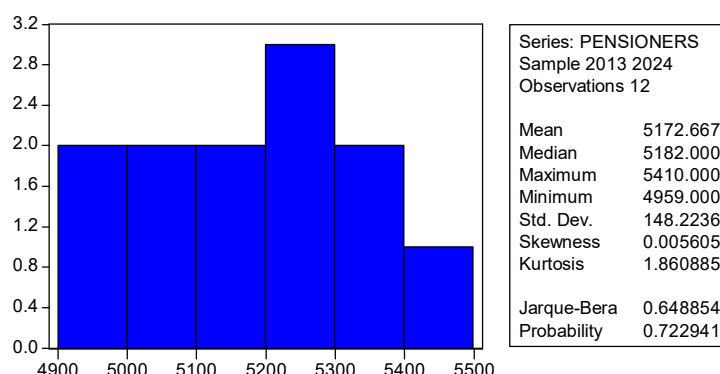
Year	Number of pensioners (thousands of people)*	Population aged 65 and over (%)**	Employment rate age group 55-64 years (%)**
2013	5410	16.3	31.5
2014	5357	16.5	33.0
2015	5306	17.0	32.7
2016	5257	17.4	35.3
2017	5228	17.8	36.9
2018	5207	18.2	38.6
2019	5157	18.5	40.4
2020	5128	18.9	41.5
2021	5079	19.3	43.8
2022	5004	19.5	46.7
2023	4980	19.7	51.0
2024	4959	20.0	53.4

Source: *National Institute of Statistics, online tempo database, accessed on May 30, 2025; **Eurostat, accessed on May 30, 2025.

Following the analysis of the data in the previous table, it is found that, in the analyzed interval, the number of pensioners had values ranging between 5410 thousand people, in 2013 and 4959 thousand people, in 2024, which means, in 12 years, a decrease, in absolute value, of -451 thousand people, i.e. -8.34%. For a suggestive representation of the evolution of this indicator, in figure no. 1 the statistical tests specific to the variable representing the number of pensioners are highlighted.

Statistical tests of the variable "Number of pensioners"

Figure no. 1

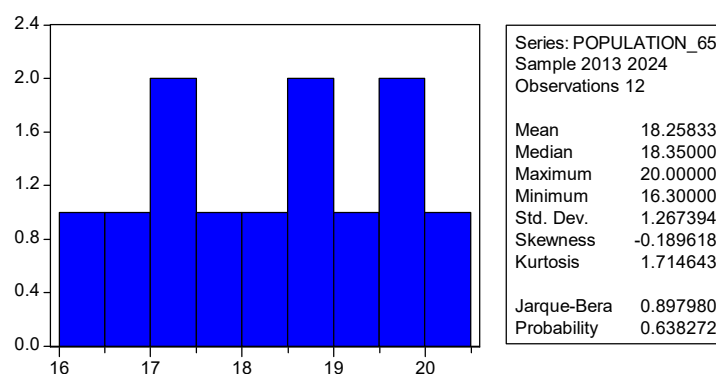


Source: Authors' representation.

The average number of pensioners, during the period 2013-2024, was approximately 5,172 thousand people, highlighting a constant decreasing trend, with a slight moderation of the decrease in 2024. Although the population is aging, the number of pensioners has registered a gradual decrease, which may suggest exits from the system, through death or emigration, a reduction in access to pension, as a result of stricter conditions or the lack of a minimum contribution period, as well as a trend of postponing retirement, supported by the increase in the employment rate among people in the 55-64 age group.

Statistical tests of the variable "Share of the population aged 65 and over in the total population" (%)

Figure no. 2



Source: Authors' representation.

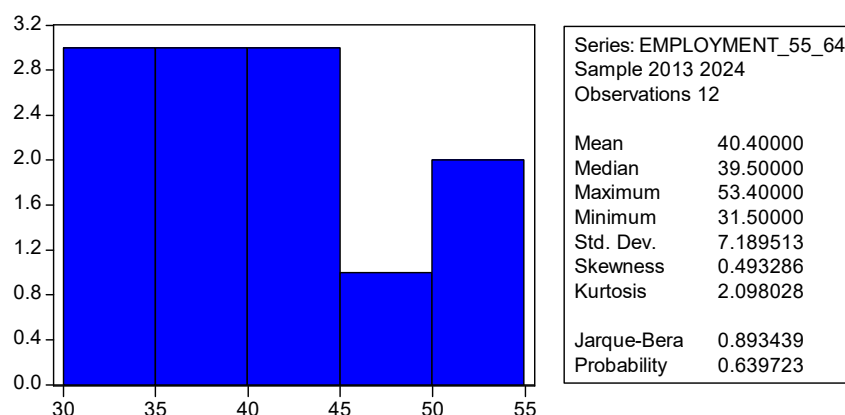
The share of the population aged 65 and over in the total population has increased steadily, from 16.3% in 2013 to 20.0% in 2024, which is equivalent to an increase of 3.7 percentage points over 12 years. This evolution confirms the process of accentuated demographic aging of the Romanian population, as a result of the decrease in the birth rate and the increase in life expectancy.

On average, people aged 65 and over represented 18.26% of the total population during the analyzed period. In structural terms, this trend implies increased pressure on the public pension system and on social policies, given that an increasing share of the population is outside the active sphere of the labor market. At the same time, the phenomenon contributes to the change in the dependency ratio of the elderly, affecting the long-term sustainability of the public pension budget.

The negative value of the skewness coefficient (-0.1896) indicates a slight leftward skewness (i.e., the distribution is slightly "flattened" towards the higher values), but being close to zero, the distribution can be considered approximately symmetrical. The value below 3 of the Kurtosis coefficient (1.7146) reflects a platokurtic distribution, i.e., less "sharp" than the normal distribution. The data are more dispersed around the mean.

Statistical tests of the variable "Employment rate of people aged 55–64" (%)

Figure no. 3



Source: Authors' representation.

During the period under review, the employment rate of people aged 55 to 64 increased significantly and steadily, from 31.5% in 2013 to 53.4% in 2024. Over a 12-year period, the indicator increased by 21.9 percentage points, representing an increase of approximately 70% compared to the initial level in 2013. This upward trend highlights an increasingly active participation in the labor market of people close to retirement age, against the backdrop of structural and legislative changes to the pension system and population aging.

At the same time, the growth is relatively linear, but after 2018, an acceleration of the pace is observed, as follows: in the period 2013-2018, a moderate increase from 31.5% to 38.6% (+7.1 pp) is observed, and in the period 2018-2024, an accelerated increase from 38.6% to 53.4% (+14.8 pp) was recorded. This dynamics highlights a gradual but consistent adaptation of the professional behavior of the 55-64 age group. The category of influencing factors includes pension system reforms (increasing the retirement age, restricting early retirement), incentives for maintaining activity, the individual financial need to continue working, in the context of a pension system perceived as insufficient.

The average employment rate for the 55-64 age group, during the analyzed period, is approximately 40.4%, highlighting an upward and sustained trend.

Effects of increasing the employment rate of older people

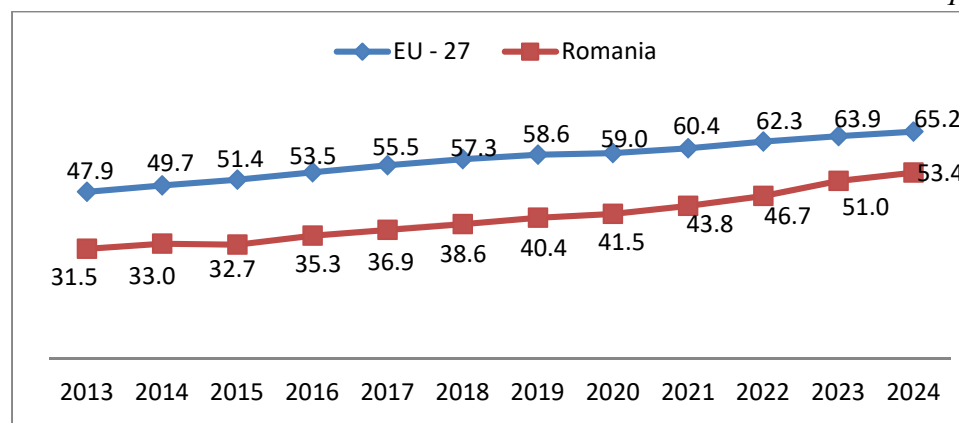
Table no. 2

Positive aspects	Problematic aspects
Increasing the labor participation of older people contributes to the sustainability of the public pension system, by extending the duration of contributions and delaying access to pension rights.	The economic need to work more, due to insufficient pension income or lack of savings.
Improving the health and work capacity of the mature population.	The lack of an effective continuing training system can create productivity and adaptability problems among older employees.

At the European Union level, this rate increased from 47.9% in 2013 to 65.2% in 2024, which represents an increase of 17.3 percentage points. So, the EU is starting from a higher level and continues to grow at a relatively constant pace.

Comparative analysis Romania – European Union regarding the employment rate of the age group 55-64 years (%)

Figure no. 4



Source: Authors' representation.

Romania has gradually reduced the gap with the EU average, especially after 2020, but remains below the European level, which may reflect structural challenges (health, occupational infrastructure) or the inadequacy of retraining systems,

The multiple linear regression equation (in which the number of pensioners is the dependent variable, and the independent variables are the share of the population aged 65 and over in the total population and the employment rate of the 55-64 age group in Romania), will have the following form:

$$\text{Number of pensioners} = x_0 + x_1 \times \text{Population } 65^+ + x_2 \times \text{Employment rate}_{\text{group 55-64 years}} + \varepsilon \quad (1)$$

where x_0 , x_1 and x_2 are the parameters of the regression model, and ε represents the residual variable.

Using the Eviews program, the parameters of the regression model are estimated by the least squares method.

Estimation of parameters from the least squares method

Table no. 2

Dependent Variable: PENSIONERS

Method: Least Squares

Date: 06/09/25 Time: 14:19

Sample: 2013 2024

Included observations: 12

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6891.505	173.7785	39.65684	0.0000
POPULATION_65	-79.32533	14.98029	-5.295312	0.0005
EMPLOYMENT_55_64	-6.695294	2.640782	-2.535345	0.0320
R-squared	0.988389	Mean dependent var		5172.667
Adjusted R-squared	0.985809	S.D. dependent var		148.2236
S.E. of regression	17.65753	Akaike info criterion		8.792520
Sum squared resid	2806.097	Schwarz criterion		8.913747
Log likelihood	-49.75512	F-statistic		383.0586
Durbin-Watson stat	1.513682	Prob(F-statistic)		0.000000

Substituting the values of the obtained parameters in equation (1), the model becomes::

$$\text{Number of pensioners} = x_0 + (-79.32533) \times \text{Population } 65^+ + (-6.695294) \times \text{Employment rate}_{\text{group } 55-64 \text{ years}} + \varepsilon \quad (2)$$

The model results show that the number of retirees is negatively influenced by both variables, as follows:

- increasing employment near retirement age leads to postponement of retirement;
- the population aged 65 and over has an unexpected negative relationship with the number of retirees, which requires additional contextual interpretation (migration, mortality, pension reforms, etc.).

The coefficients are interpreted as follows:

- POPULATION_65 (-79.33, $p = 0.0005$)

The negative coefficient is counterintuitive, but statistically significant. For a 1,000 increase in the population aged 65 and over, the number of retirees decreases on average by approximately 79 people. This situation may reflect a structural phenomenon, for example: people aged 65 and over who do not retire, emigration, high mortality or pension policy effects.

- EMPLOYMENT_55_64 (-6.70, $p = 0.0320$)

The coefficient is statistically significant at the 5% level. For an increase of 1,000 employed persons between 55 and 64 years of age, the number of pensioners decreases on average by approximately 6.7 persons. In this case, the relationship is intuitive. High employment near retirement age delays retirement, which means fewer pensioners.

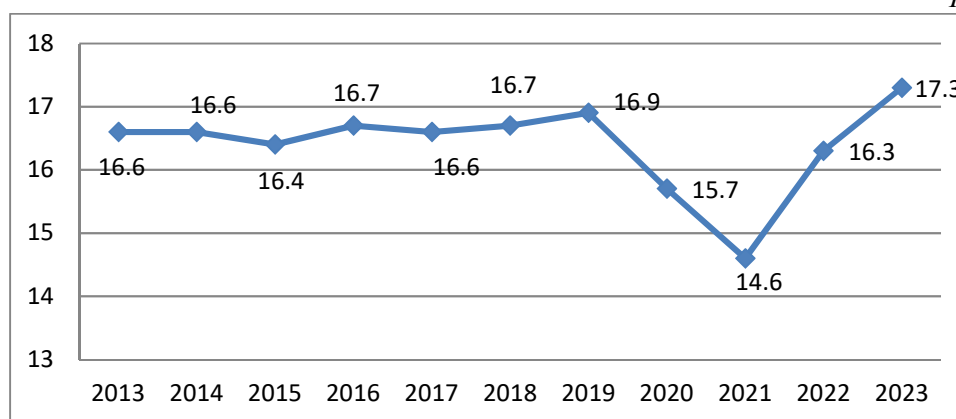
Regarding the validity of the model, we can state that it explains 98.8% of the variation in the number of pensioners, and the values $F\text{-statistic} = 383.06$ and $\text{Prob}(F\text{-statistic}) = 0.000$ show us that the model is significant. The standard deviation of the errors is small (Standard Error of Regression (S.E.) = 17.66), which suggests fairly accurate predictions.

In a context in which the sustainability of the public pension system is put under pressure by accelerated demographic changes, we consider it useful to deepen the analysis by researching aspects related to life expectancy. In this paper, we have chosen to study the evolution of life expectancy at 65 years of age because we believe that this indicator is not just a simple measure of longevity, but has direct and quantifiable implications on the average duration of the pension payment period. In other words, the longer people live after retirement, the more the state must provide the financial resources necessary to maintain them for a greater number of years from the public pension fund. Therefore, a higher life expectancy at 65 years of age implies an extended retirement period, which determines the cumulative increase in pension expenditures. This fact has particular relevance in the context of population aging and the decrease in the share of the active population. The detailed analysis of this indicator thus becomes an important tool in anticipating future pressures on the public budget and in substantiating sustainable systemic reforms.

In figure no. 4 graphically represents the evolution of life expectancy at 65 years in Romania, during the period 2013-2023.

Evoluția speranței de viață la 65 de ani în România, în perioada 2013-2023 (ani)

Figura nr. 4



Source: Authors' representation.

Life expectancy at age 65 has been fluctuating, with a visible impact of recent external shocks on longevity, the analyzed interval can be divided into three distinct phases:

- Relative stability phase (2013-2019 period)

During the period 2013-2019, life expectancy at age 65 fluctuated moderately between 16.4 and 16.9 years, suggesting a stable trend of improving longevity among the elderly population.

- Health collapse phase (2020–2021 period)

In 2020 and 2021, a sharp decline in life expectancy at 65 years is observed, reaching a low of 14.6 years in 2021, which represents a severe demographic shock, with a loss of 2.3 years in just two years (from 16.9 in 2019 to 14.6 in 2021).

This significant decline coincides with the COVID-19 pandemic, which has had a severe impact on the mortality of the elderly population and indicates structural vulnerabilities: limited access to health services, high comorbidities and the weak capacity to protect the elderly population from health shocks.

- Accelerated recovery phase (2022–2023 period)

The strong return of life expectancy in 2022 and, especially, in 2023 indicates the exit from the health crisis and the restoration of pre-pandemic mortality conditions. The value in 2023 (17.3 years) is the highest in the entire analyzed interval.

Between 2013 and 2019, life expectancy at 65 years in Romania evolved in a register of relative stability, suggesting a balance between protective factors (medical assistance, living conditions) and risk factors (chronic pathologies, regional inequalities). The COVID-19 pandemic interrupted this trend, marking an unprecedented contraction in the longevity of the elderly. After this shock, the data for 2022–2023 indicate not just a recovery, but even an exceeding of previous levels, which raises relevant questions regarding the resilience of the healthcare system, population selection, and the sustainability of these life expectancy gains in old age.

Conclusions

The research results reveal a complex structural dynamic of the relationship between the elderly population, the evolution of the total number of pensioners and the occupational behavior of people close to retirement age. The gradual decrease in the number of pensioners, despite the increase in the share of the population over 65 years old, indicates a functional restructuring of the pension system, influenced by both demographic factors and institutional and economic mechanisms that regulate access to pensions and participation in the labor market. These trends will require a continuous adaptation of public policies towards sustainability and intergenerational equity.

The econometric model estimated by the least squares method shows an inversely proportional relationship between the share of the population aged 65 and over and the number of pensioners, which is a counterintuitive result, but explainable by structural factors, such as emigration, high mortality, delayed retirement or failure to meet eligibility conditions.

Also, there is a negative correlation between the employment rate of people aged 55-64 and the number of retirees, indicating that higher employment reduces the pressure on the pension system by delaying retirement.

The employment rate of people aged 55-64 increased significantly between 2013 and 2024, representing a redefinition of the role of the elderly population in the economy. This trend supports the thesis of a postponement of retirement, being directly correlated with the decrease in the total number of retirees in the same period. The evolution can be interpreted as an adaptive response of the labor market and public policies to the demographic pressure exerted by the aging phenomenon.

Accelerated demographic aging, reflected by the increase in the share of the elderly, confirms a fundamental trend that will amplify the pressure on the public pension budget in the medium and long term.

The increase in life expectancy at 65, especially in the post-pandemic period, implies a longer duration of the pension payment period, which emphasizes the need for structural reforms to ensure the financial sustainability of the system. The active participation of the elderly in the labor market represents a positive trend and an opportunity to balance the public system, but requires appropriate policies on continuing training, health at work and combating age discrimination. In conclusion, the analysis reveals that the sustainability of the public pension system does not depend only on demographic dynamics, but also on the capacity of the economy and the labor market to maintain a high employment rate at advanced ages. In this context, the integration of life expectancy in evaluation models becomes essential for the substantiation of sustainable public policies.

References

1. Acemoglu, D., Mühlbach, N.S., Scott, A.J. (2022). The rise of age-friendly jobs. *The Journal of the Economics of Ageing*, 23, 100416
2. Aitken, A., Singh, S. (2023). Time to change? Promoting mobility at older ages to support longer working lives. *The Journal of the Economics of Ageing*, 24, 100437
3. Anghel, M.G., Popescu, A.M., Strijek, D.A. (2023). The situation of pensioners has become increasingly difficult. *Romanian Statistical Review, Supplement*, 2, 10-16
4. Anghelache, C., Anghel, M.G., Dumbravă, Ș.G., Ene, L. (2018). Analyzing the employment rate of the population, unemployment and vacancies in the economy, *Theoretical and Applied Economics*, XXV 2(615), Summer, 105-118
5. Anghelache, C., Anghel, M.G. (2017). Analysis of population development - labour resources of member states of the European Union. *Management&Gouvernance*, 17, January--June, 95-110
6. Axelrad, H., Malul, M., Luski, I. (2018). Unemployment among younger and older individuals: Does conventional data about unemployment tell us the whole story? *Journal for Labour Market Research*, 52(1), 1-12
7. Blundell, R., Britton, J., Dias, M.C., French, E. (2023). The impact of health on labor supply near retirement. *Journal of Human Resources*, 58(1), 282-334
8. Cantarero-Prieto, D., Pascual-Sáez, M., Blázquez-Fernández, C. (2018). Well-being and intended early retirement among older European workers: does job satisfaction matter? A 6-Wave follow-up. MPRA Paper 89077
9. Díaz-Giménez, J., Díaz-Saavedra, J. (2025). Public pensions reforms: Financial and political sustainability. *European Economic Review*, 175, June, 104988
10. Domènech-Arudi, G., Vannutelli, S. (2023). Bringing them in or pushing them out? The labor market effects of pro-cyclical unemployment assistance changes. *Review of Economics and Statistics*, 1-44
11. Eichhorst, W., Marx, P., Wehner, C. (2017). Labor market reforms in Europe: towards more flexicure labor markets?. *Journal for Labour Market Research*, 51(1), article 3
12. Gobeski, K.T., Beehr, T.A. (2009). How retirees work: Predictors of different types of bridge employment. *Journal of Organizational Behavior*, 30(3), 401-425
13. Hudomiet, P., Hurd, M., Parker, A., Rohwedder, S. (2019). The effects of job characteristics on retirement. National Bureau of Economic Research Working Paper no. 26332
14. Loretto, W., Vickerstaff, S. (2015). Gender, age and flexible working in later life. *Work, Employment and Society*, 29(2), 233-249
15. Maier, T. et al (2017). Modelling reallocation processes in long-term labour market projections. *Journal for Labour Market Research*, 50(1), 67-90
16. Möwisch, D., Brose, A., Schmiedek, F. (2023). Active time use and well-being in older adulthood: Results from a day reconstruction method study. *Work, Aging and Retirement*, 9(1), 7-18
17. Pilipiec, P., Groot, W., Pavlova, M. (2021). The effect of an increase of the retirement age on the health, wellbeing, and labor force participation of older workers: a systematic literature review. *Journal of Population Ageing*, 14, 271-315

-
18. Riekhoff, A.J., Järnefelt, N. (2017). Gender differences in retirement in a welfare state with high female labour market participation and competing exit pathways. *European Sociological Review*, 33(6), 791-807
 19. Rogerson, R., Wallenius, J. (2022). Shocks, institutions, and secular changes in employment of older individuals. *NBER Macroeconomics Annual*, 36(1), 177-216
 20. Scott, A. J. (2023). The economics of longevity—An introduction. *The Journal of the Economics of Ageing*, 24, 100439
 21. Sousa, I.C., Ramos, S., Carvalho, H. (2019). Age-diversity practices and retirement preferences among older workers: A moderated mediation model of work engagement and work ability. *Frontiers in Psychology*, 10, 1937
 22. Walker, A., Zaidi, A. (2016). New evidence on active ageing in Europe. *Intereconomics*, May, 51(3), 139144
 23. *** Institutul Național de Statistică. tempo online
 24. *** Eurostat; <https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained>

Regional investment in real assets – an empirical analysis of the in EU emerging states including Romania

Liliana Pintilia, (liliana.pintilia@insse.ro)

National Institute of Statistics Romania, National Accounts Directorate

Livia Marineta Drăgușin, PhD (livia.dragusin@insse.ro)

National Institute of Statistics Romania, National Accounts Directorate

Radu Alin Păunescu¹ PhD (radu.paunescu@insse.ro)

National Institute of Statistics Romania, National Accounts Directorate

Adi Eleonor Trifu, PhD (adi.trifu@insse.ro)

National Institute of Statistics Romania, National Accounts Directorate

Florentina Sîrodoev, PhD (florentina.sirodoev@insse.ro)

National Institute of Statistics Romania, National Accounts Directorate

ABSTRACT

National account's real assets are officially estimated based on the European System of Accounts (ESA 2010) for all member states. The aim of the paper is to highlight the importance of the national accounts statistics for macroeconomic empirical analysis in general, and for investments and growth rates at regional level in this particular case. Five emerging European countries (BG, CZ, HU, PL and RO) were investigated at both the national and regional levels by using a methodology based on panel data econometric regressions (OLS, Robust least square, Quartile regression), combined with PCA analysis and graphical evolution over time. The link between GDP and investments in real assets (gross fixed capital formation, GFCF) recorded an unexpected negative sign in all regressions, which can be the evidence for many phenomena that necessitate further investigation. Potential reasons were offered for this, but the "regional" influence is the most probable. Regions with the capital of each country, which are the most developed, absorb the regional investments from poorer regions. Also, it can be a sign of less productive investments, like the ones from the public sector and the fact that Eastern economies rely more on consumption than on investment. When analyzing GFCF by activities, then in all cases the link with economic growth was positive, in line with the academic literature. A dummy variable and different charts evidence the fact that ascension to the EU was beneficial for all emerging countries.

Keywords: real assets, gross domestic product, gross fixed capital formation

JEL Classification: R1; E1; H1

1. INTRODUCTION

The concept of asset is common for enterprise accounting and national accounting, being differentiated in non-financial and financial. The real assets are referred to as non-financial assets, which, in the context of business accounting, encompass tangible and intangible fixed assets, excluding financial assets. At macroeconomic level, and in national accounts (abbrev. NA), real assets are all covered by the concept of non-financial fixed assets as described by ESA 2010 and the valuation methodology, goes beyond the methodology business accounting.

This indicates that, commencing with microeconomic data that has been aggregated at the macroeconomic level, the methodology employed for estimating the value of various categories of real assets adheres to. These principles include the use of current replacement prices, the consideration of real asset-specific structures, and the valuation of investments in real assets in constant prices. Following the principles outlined in ESA 2010, national accounts offices compile separate data series by industries, institutional sectors and by assets. These data series offer a very important base for analyzing and understanding the investments in real assets as a foundation of the economic growth, as well as the pillar of production and value added, in addition to labor. NA data series are crucial for socio-economic decision and policy makers, for business environment, for academia and for the public.

¹ Corresponding author: Radu Păunescu, radupaunescu696@gmail.com, radu.paunescu@insse.ro

Intended as a first start of research, this paper will refer only to the flows of investments at macroeconomic level, called gross fixed capital formation (GFCF), which is an important component and influence factor of gross domestic products (GDP). Stocks of real assets are separately compiled in national accounts, aside GDP, this subject being of interest and debated in a future article.

2. LITERATURE REVIEW

A review of the extant literature reveals a paucity of studies on the relationship between gross domestic product and investments. From the perspective of national accounts, investment in real assets is comprised by a macroeconomic aggregate named gross fixed capital formation (GFCF). Solow (1956) showed that investment in physical capital influence GDP (on short term) but for impact it requires technological progress. Jorgenson (1963) tested the strength of relation between GDP and investment proving that economic growth is a key driver of investment. Landowska et al. (2025) extended this research about GDP-GFCF for both developed and emerging economies, using random forest machine learning and linear regressions. The study concludes that investment (GFCF) is less active at GDP short-term variation and is more correlated on regional economic conditions like unemployment in emerging countries/regions and taxation in developed countries/regions. Overall, the study concludes that GDP influence with a positive sign GFCF in all regions analyzed, but with greater impact in developed economies. The final conclusions stated that the level of investments (GFCF) rely on many macroeconomic conditions and by the previous investments' evolution in time. Mankiw et al. (1992) stated that GFCF positively correlates with GDP growth, but human capital (education) has a greater role. Tiwari and Mutaşcu (2011) used panel data with fixed effects/random-effects models and obtained a negative sign between GDP and GFCF coefficients and strong positive sign for FDI. Pasara and Garidzirai (2020), Maune and Matanda (2022), Le et al. (2024) bidirectional link between gross domestic product growth and capital formation. Hajamini and Falahi (2018) studied European countries and obtained an asymmetric effect of GFCF on GDP. Kozmenko and Korneyev (2017) studied economic growth in countries of Central and Eastern Europe, recording a positive impact of gross fixed capital formation. Lupu et al. (2018) analyzed the relation between real GDP growth and categories of public expenditure for Central and Eastern Europe countries of EU. They discovered that investment in education and healthcare has a positive impact on economic growth and other types (e.g., defense, social welfare) have a negative impact.

Baltabaev (2014) considers that FDI and total factors productivity lead to capital injection and technology transfer which develop local and regional production. Barro (1991) used GDP to study a convergence across regions of Europe using seven developed countries and discovered that capital mobility is more predominant across regions of a country. Investment in real assets stimulate gross domestic product by new assets more productive. More investment in real assets mean more jobs and studies showed a positive correlation between GFCF and unemployment (Pasara and Garidzirai, 2020). Zhan et al. (2022) consider that industrialization and investment in industrial assets leads to economic development. Mahendru et al. (2024) studied the role of GDP and GFCF on consumption of renewable energy and found a positive impact between them. Le et al. (2024), Nyasha and Odhiambo (2019) stated that inefficient government spending recorded a negative sign with economic growth. Li and Gong (2023) showed that gross fixed capital formation has a positive impact on financial development and that more resources can negatively impact the economic growth.

3. METHDOLOGY AND DATA

3.1. Samples and variables

The aim of this study is to highlight the importance of investment in real assets for economic progress by leveraging national accounts statistics. In the complex global economic environment, it is of paramount importance for economic analyses and socio-economic decision-making processes to advocate the use of official national accounts-specific indicators, as the present analysis endeavors to do. Economic aggregates and indicators such as GDP and gross fixed capital formation are elaborated and estimated by the official statistical offices in each member state, then validated, collected and disseminated by Eurostat on behalf of the European Commission. In this regard, the Eurostat database

was used for creating the sample of five emerging European Union member states: Bulgaria, the Czech Republic, Hungary, Poland and Romania with their respective NUTS 2 regions (totaling 47). The selected countries are similar in terms of size, history (former communist countries), ascension to the EU in similar conditions and economic development.

Countries (5) and NUT 2 regions (47) selected for the sample

Table 1

Bulgaria 6 regions	Czech Rep. 8 regions	Hungary 8 regions	Poland 17 regions	Romania 8 regions
Severozapaden	<i>Praha</i>	<i>Budapest</i>	Małopolskie	Nord-Vest
Severen tsentralen	Střední Čechy	Pest	Śląskie	Centru
Severoiztochen	Jihozápad	Közép-Dunántúl	Wielkopolskie	Nord-Est
Yugoiztochen	Severozápad	Nyugat-Dunántúl	Zachodniopomorskie	Sud-Est
<i>Yugozapaden (+ Sofia)</i>	Severovýchod	Dél-Dunántúl	Lubuskie	Sud-Muntenia
Yuzhen tsentralen	Jihovýchod	Észak-Magyarország	Dolnośląskie	București-Ilfov
	Střední Morava	Észak-Alföld	Opolskie	Sud-Vest Oltenia
	Moravskoslezsko	Dél-Alföld	Kujawsko-pomorskie	Vest
			Warmińsko-mazurskie	
			Pomorskie	
			Łódzkie	
			Świętokrzyskie	
			Lubelskie	
			Podkarpackie	
			Podlaskie	
			Warszawski stołeczny	
			Mazowiecki regionalny	

Source: own computations based on Eurostat database (nama_10r_2gdp; nama_10_r_2gfcf)

The present study adopts a dual approach encompassing both the country-level and regional-level impact of investment on economic growth. The time frame covers period 2000-2022, and it was taken into consideration the year of each country's ascension to European Union. In this sense there was included a dummy variable to encompass years prior to and subsequent to the ascension.

Table 2 contains the definitions of the variables representing gross domestic product (GDP), gross fixed capital formation (GFCF) and the elements of GFCF for 7 main groups of activities according to NACE Rev.2 classification.

Definitions of variables used in empirical analysis

Table 2

Variables	Description
Dependent/Endogenous variable	
GDP	Gross domestic product; Eurostat database: Gross domestic product (GDP) at current market prices by NUTS 2 region [nama_10r_2gdp] Expressed in million euro allowing comparisons between countries. Annual data both for regional level of each five emerging countries (BG; CZ; HU; PL and RO) Sector: Total economy Metadata: Regional economic accounts (reg_eco10) European System of Accounts ESA 2010²: "8.89 Gross domestic product at market prices is the final result of the production activity of resident producer units. It can be defined in three ways: (a) production approach: GDP is the sum of gross value added of the various institutional sectors or the various industries plus taxes and less subsidies on products (which are not allocated to sectors and industries). It is also the balancing item in the total economy production account;

² <https://ec.europa.eu/eurostat/esa2010/esa-search?searchterm=gross+domestic+product>

		(b) expenditure approach: GDP is the sum of final uses of goods and services by resident institutional units (final consumption and gross capital formation), plus exports and minus imports of goods and services”
Independent/Exogenous variable		
Eurostat database: Gross fixed capital formation by NUTS 2 region for total economy and general government [nama_10r_2gfcf]; Metadata: Regional economic accounts (reg_eco10) Expressed in million euro allowing comparisons between countries. Annual data both for regional level of each five emerging countries (BG; CZ; HU; PL and RO) Sector: Total economy Statistical classification of economic activities NACE Rev.2.		
1	GFCF	Gross fixed capital formation; Total – all NACE activities; European System of Accounts ESA 2010:” 3.124 <i>Definition: gross fixed capital formation (P.51) consists of resident producers' acquisitions, less disposals, of fixed assets during a given period plus certain additions to the value of non-produced assets realised by the productive activity of producer or institutional units. Fixed assets are produced assets used in production for more than one year.</i>
2	GFCF_A	[A] Agriculture, forestry and fishing
3	GFCF_B_E	[B_E] Industry (except construction)
4	GFCF_F	[F] Construction
5	GFCF_G_J	[G_J] Wholesale and retail trade; transport; accommodation and food service activities; information and communication
6	GFCF_K_N	[K_N] Financial and insurance activities; real estate activities; professional, scientific and technical activities; administrative and support service activities
7	GFCF_O_Q	[O_Q] Public administration, defence, education, human health and social work activities
8	GFCF_R_U	[R_U] Arts, entertainment and recreation; other service activities; activities of household and extra-territorial organizations and bodies.
9	EU_A	Dummy variable; value 1 for years starting the ascension to the European Union and value 0 for the other years

Source: own computations

For each main group of activity there is a specific type of investment in real assets, by regions and countries, and future research will analyze the impact of the real assets (accumulation of investments in stocks of assets) on economic growth.

Gross fixed capital formation was selected for analyzing investments in real assets in economy because it is formed by new and existing fixed assets which are purchased, produced for own use, obtained by barter, by capital transfers in kind, assets obtained in a financial lease, major improvements to fixed assets. Also includes natural growth of those natural assets that yield repeat products. Expenditure approach of estimating GDP is based on GFCF and it is expected that the correlation between GFCF and GDP to be evident and strong. But the aim is to explore the regional distribution of this impact upon emerging EU member states and to support the importance of both investments in real assets and the role of statistics in collecting data about all types of assets. GFCF requires statistical data about dwellings, other buildings and structures, improvements to land, assets related to machinery and equipment (which are very important into industry), weapons, cultivated biological resources (shows the role of agriculture), computer software and databases, R&D expenditure, mineral exploration. Also, entertainment, literary or artistic originals and intellectual property rights are included in GFCF. Therefore, this single macroeconomic aggregate covers a large field of assets and economic activities. One should take into a consideration the borderline cases of GFCF that extend the field of this topic.

3.2. Quantitative framework

The scope of the present paper was reached using econometric tools³. The first step was to use principal components analysis (abbrev. PCA). Brooks (2014) stated that factor models are useful for data sample with variables that are closely related and correlated. Based on that, GDP and GFCF are correlated and for the five emerging EU countries and their regions, PCA technique is useful since

³ Eviews 9.2. and RStudio software were used for econometric tests, charts and Excel software for the database.

highlight the influence of all variables at the same time. The number of principal components should be equal with the number of variables highly correlated.

Additionally, for further investigations, econometric models were conducted for empirical reasons by applying multivariate analysis, including data panel regression. The correlation between GDP and investments (GFCF) is evident by default within the national accounts' expenses approach ($GDP = FCE + GFCF + EXP - IMP$). The role of regressions is to see the weight of impact of investments at regional level for emerging European Countries and to highlight the importance of national accounts. Croissant and Millo (2008) consider that panel data econometrics is essential for analyzing regional economic data from dual perspective of cross-sections of units (e.g., regions and countries) and time. A proper way of using panel data and estimation with ordinary least squares (OLS) is the model called fixed effects (also known as within) or random effects model (also known as error components model). Hausman test is good for selection between the two of them. Fixed effects can detect heterogeneity which is unrelated with time and thus it can be seen constant-in-time unobserved characteristics of the variables (e.g., geographic, cultural or industrial advantages) which can be correlated with independent variables (Wooldridge, 2010). Brooks (2014) describes FE models as types of models that allow the intercept from the regression to modify from cross-section to cross-section but to remain constant in time. There is a third option which imply time-fixed effects model. Brooks (2014) considers that random effects model is good for samples that were created randomly from the population and FE model is good when variables are the entire population.

The general econometric models used to quantify the impact of investment in assets on economic growth over 2000-2022 in five emerging European countries are used at two levels: NUTS 2 regions of each economy and total economy level (each state):

$$GDP_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \times GFCF_{it} + \beta_2 \times GFCF_A_{it} + \beta_3 \times GFCF_B_E_{it} + \beta_4 \times GFCF_F_{it} + \beta_5 \times GFCF_G_J_{it} + \beta_6 \times GFCF_K_N_{it} + \beta_7 \times GFCF_O_Q_{it} + \beta_8 \times GFCF_R_U_{it} + \beta_9 \times EU_A_{it} + \varepsilon_{it}$$

Where: i = Regions (47) or countries (5); t = 2000-2022;

α_0 = intercept; β_1, β_9 – regression coefficients, ε_{it} is the error term, random disturbance with zero mean.

4. EMPIRICAL RESULTS

4.1. Descriptive statistics and correlations

From the perspective of statistical inference, the regional sample comprises 1081 annual observations and 115 annual observations attributable to all five emerging European countries. Table 3 exhibits the regional-level data on GDP and GFCF which influences data assets, as well as country-specific characteristics for these macro-economic aggregates.

Descriptive statistics for regional level

Table 3

	GDP	GFCF	GFCF _A	GFCF _B_E	GFCF _F	GFCF _J	GFCF _K_N	GFCF _O_Q	GFCF _R_U
Mean	17442	3897	162	1103	214	953	951	427	87
Median	13352	3098	134	933	105	637	604	321	59
Max.	115825	31299	726	5884	6407	7560	13889	3181	934
Min.	1503	151	1	33	3	19	2	29	0
Std. Dev.	14535	3447	118	781	439	1054	1277	384	105
Skew.	2	3	2	2	7	3	4	3	4
Kurt.	10	14	6	8	71	13	25	14	24
Jarque- Bera	2855	6424	997	1859	219384	5829	24213	7243	22166
Prob.	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Obs.	1081	1081	1081	1081	1081	1081	1081	1081	1081

Source: own computations based on Eurostat database (nama_10r_2gdp; nama_10_r_2gfcf)

From Table 3 it can be observed that region Severen tsentralen from Bulgaria had the minimum value of GDP in 2000. Maximum value of economic growth was recorded by region Warszawski stołeczny from Poland in 2022.

Top 3 values for GDP and GFCF for EU emerging regions in time

Table 4

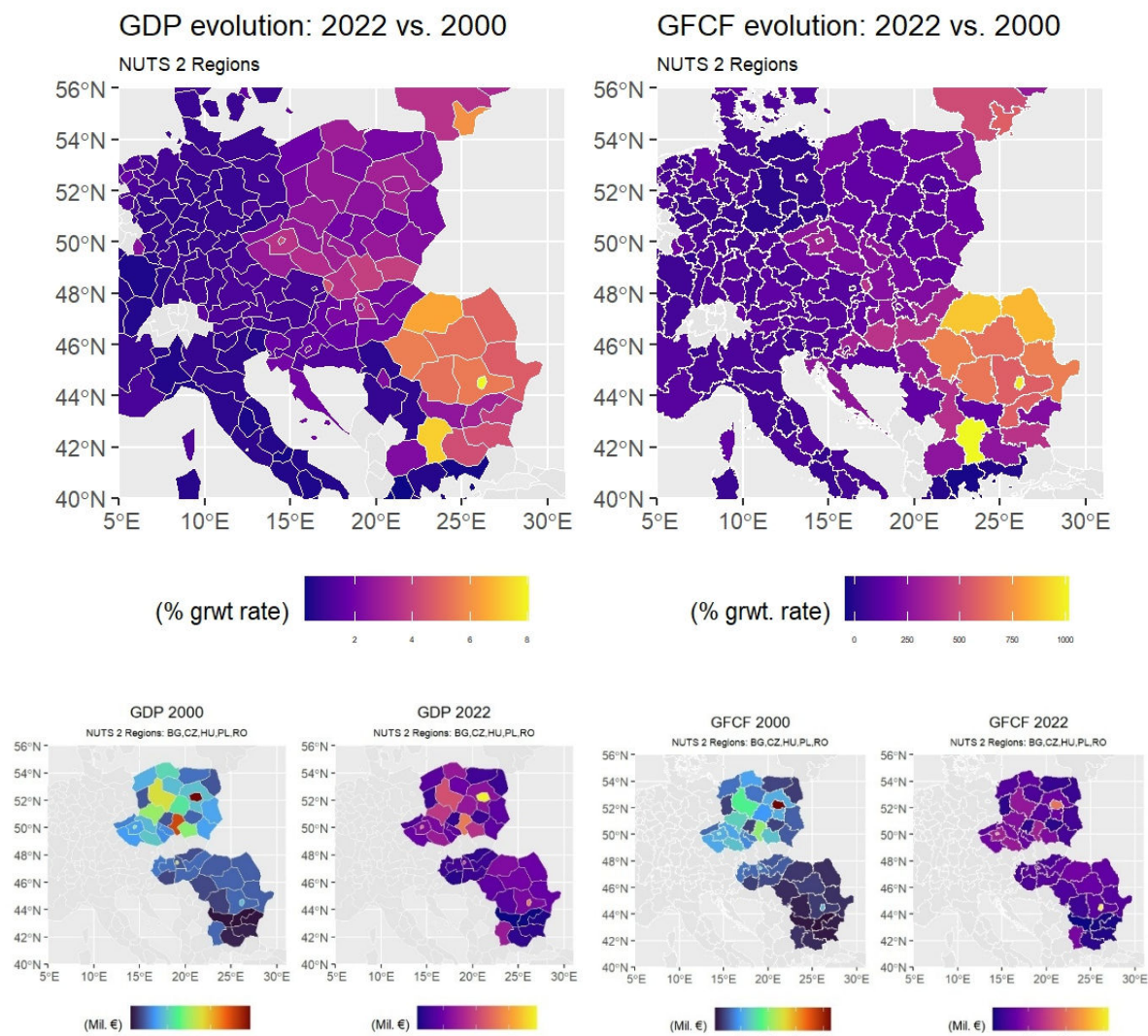
	Top 3 GDP	mil. Euro	Top 3 GFCF	mil. Euro
1	Warszawski stołeczny-22	115824.76	București-Ilfov-22	31298.57
2	Warszawski stołeczny-21	100193.45	București-Ilfov-21	24617.55
3	Warszawski stołeczny-19	94464.16	Praha-22	22824.88

Source: own computations based on Eurostat database (nama_10r_2gdp; nama_10_r_2gfcf)

For a better image, Figures 1 shows charts with the distribution of GDP and GFCF for regions across time.

GDP and GFCF distribution of EU emerging regions 2000-2024

Figures 1

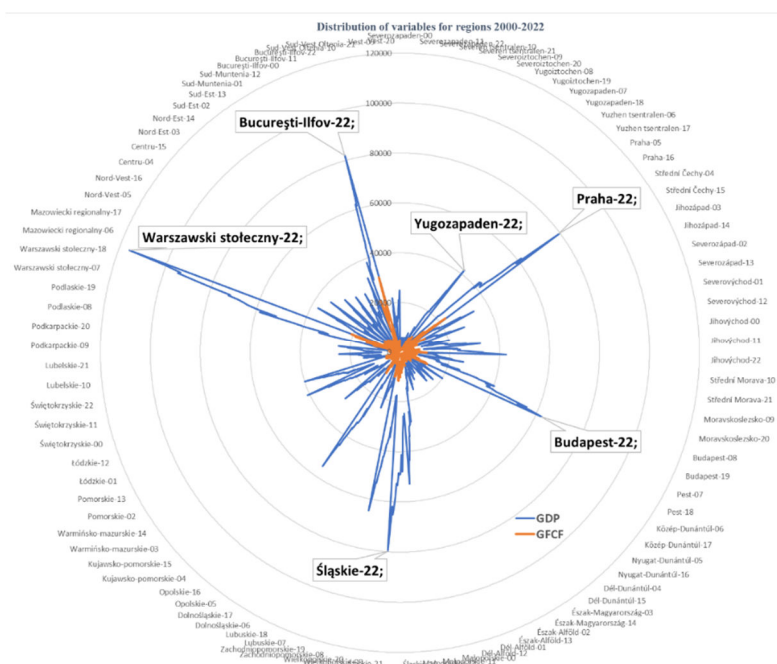


Source: own computations based on Eurostat database (nama_10r_2gdp; nama_10_r_2gfcf)

The map charts show that from 2000 and 2022 both GDP and GFCF recorded a significant evolution (orange zones) especially in Romania and Bulgaria. This could be a sign that the ascension to EU was benefic for these countries' economies. The map charts highlight again that the most investments and the most economic growth are accumulated in the region around the capitals of each country. Evidence suggests that the capital region of each country registers the highest GDP and GFCF values, with Warsaw being the highest (and Śląskie (Silesian) Voivodeship in Poland is a NUTS 2 region (coded PL22) under the European Union's classification system). It is one of the most important economic and industry-intensive regions in Poland. The radar chart lends support to this conclusion and shows that the Bucharest-Ilfov region has the highest GFCF, followed by Praha (both in 2022). Peaks observed for the capital regions of the countries may be attributable to the limitations of national accounts methodology and data sources used for the compilation of regional GDP/GFCF.

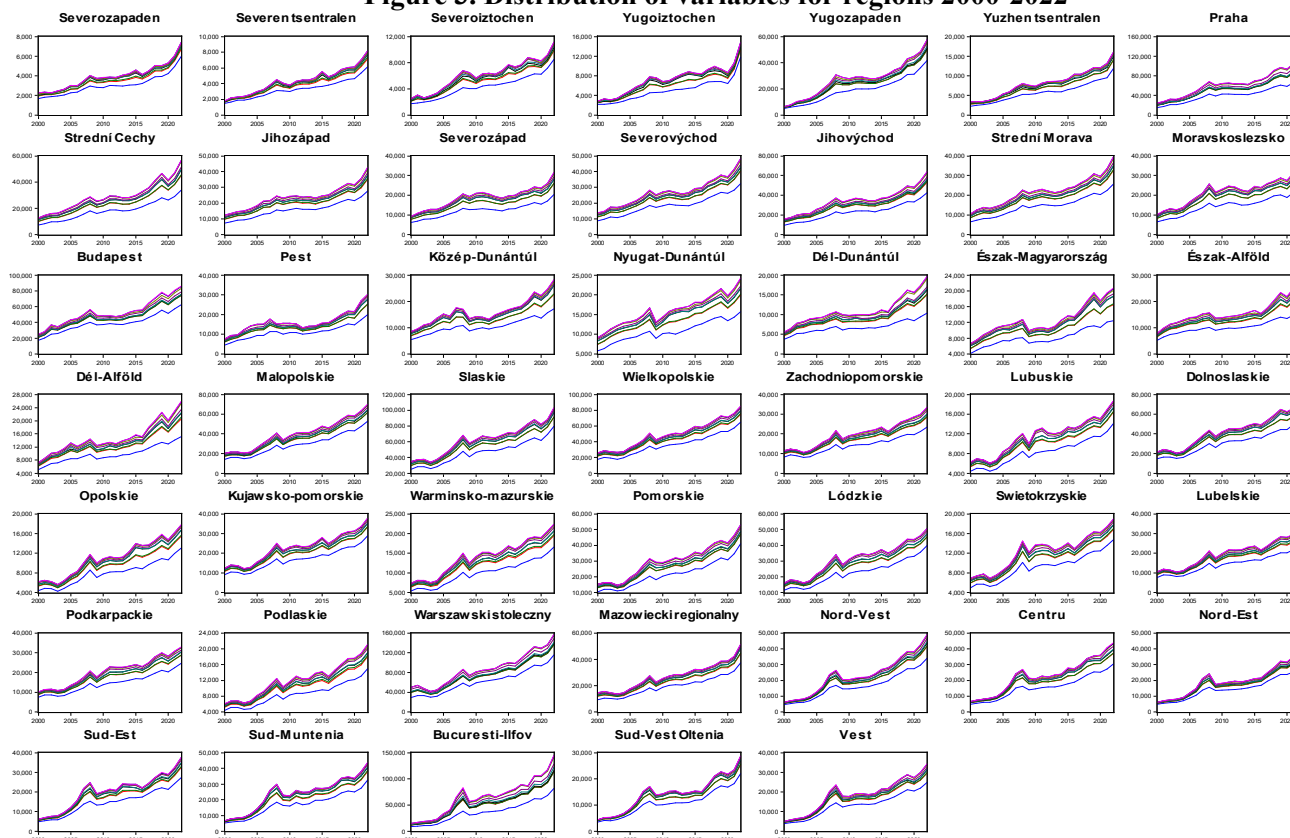
Radar chart of GDP and GFCF on regions

Figure 2



Source: own computations based on Eurostat database (nama_10r_2gdp; nama_10_r_2gfcf)

Figure 3. Distribution of variables for regions 2000-2022



Source: own computations based on Eurostat database (nama_10r_2gdp; nama_10_r_2gfcf)

In general, the top-down method is used in NA to distribute at the regional level the aggregates from the national level in the absence of detailed microdata from enterprises. The distribution key is mostly based on aggregated data from enterprises, from the principal activity perspective (not based on local production units), and consequently does not accurately capture the distribution within the territory. Large enterprises have their headquarters in the countries' capitals and it is possible not to register the output and investments according to the place they took place but centralized by the main activity in the headquarters place.

Figure 3 shows two main conclusions: 1) the financial crisis from 2008 affected all regions from emerging markets (both on terms of economic growth and of the investments in assets); 2) comparing with 2000, there was a constant growth of all regions which can be considered as the effect of the ascension to European Union. It is interesting to remark the fact that pandemic crises COVID-19 did not influence the increase path of the investments, but only slowed down the growth for around one year.

Regional Correlation Analysis: Ordinary

Table 5

	GDP	GFCF	GFCF_A	GFCF_B_E	GFCF_F	GFCF_G_J	GFCF_K_N	GFCF_O_Q	GFCF_R_U
GDP	1.00								
GFCF	0.90 <i>69.85</i>	1.00							
GFCF_A	0.25 <i>8.60</i>	0.21 <i>7.08</i>	1.00						
GFCF_B_E	0.69 <i>30.98</i>	0.63 <i>26.52</i>	0.37 <i>13.27</i>	1.00					
GFCF_F	0.55 <i>21.41</i>	0.75 <i>37.59</i>	0.08 <i>2.57</i>	0.24 <i>8.22</i>	1.00				
GFCF_G_J	0.89 <i>65.24</i>	0.94 <i>93.83</i>	0.13 <i>4.35</i>	0.48 <i>17.88</i>	0.68 <i>30.69</i>	1.00			
GFCF_K_N	0.79 <i>42.60</i>	0.94 <i>91.10</i>	0.08 <i>2.71</i>	0.41 <i>14.67</i>	0.74 <i>36.62</i>	0.89 <i>63.34</i>	1.00		
GFCF_O_Q	0.75 <i>37.28</i>	0.84 <i>50.57</i>	0.07 <i>2.30</i>	0.43 <i>15.80</i>	0.58 <i>23.47</i>	0.78 <i>40.48</i>	0.78 <i>41.35</i>	1.00	
GFCF_R_U	0.69 <i>31.30</i>	0.78 <i>41.12</i>	0.11 <i>3.65</i>	0.41 <i>14.55</i>	0.61 <i>25.02</i>	0.75 <i>36.74</i>	0.70 <i>32.16</i>	0.82 <i>46.24</i>	1.00

Note: **Correlation** is marked with grey; t-statistic is marked *italic*.

Source: own computations based on Eurostat database (nama_10r_2gdp; nama_10_r_2gfcf)

Correlation (e.g. Pearson or Spearman) measures the strength and direction of a linear relationship between two variables. Does not show direction or causality but for the selected variables the correlation is evident and stated in European System of Accounts (ESA 2010) and in economic theory.

As expected, Table 5 shows a high correlation between GFCF and GDP. But for the GFCF decomposed by activities, the correlation with GDP alternates from the lower level (investments in agriculture, fishing and forestry) to the highest level of [G_J] Wholesale and retail trade; transport; accommodation and food service activities; information and communication. NACE Rev.2. economic activities with low correlation may be a sign that there is a need for more investments in assets specific for them (e.g., new machinery in agriculture for optimized crops). Subsequent investigation should follow the path to see which regions need more investments.

The same correlation matrix applied for the country level reveals that for all activities, GFCF is highly correlated with GDP (>85%) except [F] Construction which had a correlation of 56%. This result was unexpected and requires further investigation.

4.2. Econometric methods output

Before starting the primary empirical analysis with econometric methodologies, the odd correlation needed to be investigated. Consequently, a Granger causality test (Granger, 1969) was employed to ascertain whether one time series can predict or forecast another in Table 6. This test was selected because national accounts macroeconomic aggregates are interdependent and rely on estimation on each other data series. Granger causality shows if past values of a variable can predict another variable, focusing on temporal precedence and predictability. In national accounts GDP depends on GFCF but in a way, GFCF and all economic activity depend on GDP.

Granger causality test for both regional level and total economy level

Table 6

Pairwise Granger Causality Tests	Regional	Total economy	Regional	Total economy
<i>Null Hypothesis:</i>	<i>Prob.</i>	<i>Prob.</i>		
GFCF does not Granger Cause GDP	0.95	0.15	<i>Null Hypothesis</i>	<i>Null Hypothesis</i>
GDP does not Granger Cause GFCF	0.00	0.09	Granger-caus.	<i>Null Hypothesis</i>
GFCF_A does not Granger Cause GDP	0.24	0.14	<i>Null Hypothesis</i>	<i>Null Hypothesis</i>
GDP does not Granger Cause GFCF_A	0.02	0.00	Granger-caus.	Granger-causality
GFCF_B_E does not Granger Cause GDP	0.00	0.00	Granger-caus.	Granger-causality
GDP does not Granger Cause GFCF_B_E	0.00	0.00	Granger-caus.	Granger-causality
GFCF_F does not Granger Cause GDP	0.01	0.58	Granger-caus.	<i>Null Hypothesis</i>
GDP does not Granger Cause GFCF_F	0.00	0.08	Granger-caus.	<i>Null Hypothesis</i>
GFCF_G_J does not Granger Cause GDP	0.24	0.09	<i>Null Hypothesis</i>	<i>Null Hypothesis</i>
GDP does not Granger Cause GFCF_G_J	0.00	0.00	Granger-caus.	Granger-causality
GFCF_K_N does not Granger Cause GDP	0.09	0.56	<i>Null Hypothesis</i>	<i>Null Hypothesis</i>
GDP does not Granger Cause GFCF_K_N	0.00	0.85	Granger-caus.	<i>Null Hypothesis</i>
GFCF_O_Q does not Granger Cause GDP	0.41	0.31	<i>Null Hypothesis</i>	<i>Null Hypothesis</i>
GDP does not Granger Cause GFCF_O_Q	0.00	0.07	Granger-caus.	<i>Null Hypothesis</i>
GFCF_R_U does not Granger Cause GDP	0.06	0.25	<i>Null Hypothesis</i>	<i>Null Hypothesis</i>
GDP does not Granger Cause GFCF_R_U	0.00	0.01	Granger-caus.	Granger-causality
GFCF_A does not Granger Cause GFCF	0.10	0.33	<i>Null Hypothesis</i>	<i>Null Hypothesis</i>
GFCF does not Granger Cause GFCF_A	0.08	0.01	<i>Null Hypothesis</i>	Granger-causality
GFCF_B_E does not Granger Cause GFCF	0.00	0.60	Granger-caus.	<i>Null Hypothesis</i>
GFCF does not Granger Cause GFCF_B_E	0.01	0.09	Granger-caus.	<i>Null Hypothesis</i>
GFCF_F does not Granger Cause GFCF	0.00	0.16	Granger-caus.	<i>Null Hypothesis</i>
GFCF does not Granger Cause GFCF_F	0.00	0.01	Granger-caus.	Granger-causality
GFCF_G_J does not Granger Cause GFCF	0.58	0.70	<i>Null Hypothesis</i>	<i>Null Hypothesis</i>
GFCF does not Granger Cause GFCF_G_J	0.00	0.24	Granger-caus.	<i>Null Hypothesis</i>
GFCF_K_N does not Granger Cause GFCF	0.00	0.19	Granger-caus.	<i>Null Hypothesis</i>
GFCF does not Granger Cause GFCF_K_N	0.03	0.35	Granger-caus.	<i>Null Hypothesis</i>
GFCF_O_Q does not Granger Cause GFCF	0.91	0.77	<i>Null Hypothesis</i>	<i>Null Hypothesis</i>
GFCF does not Granger Cause GFCF_O_Q	0.00	0.03	Granger-caus.	Granger-causality
GFCF_R_U does not Granger Cause GFCF	0.00	0.11	Granger-caus.	<i>Null Hypothesis</i>
GFCF does not Granger Cause GFCF_R_U	0.00	0.01	Granger-caus.	Granger-causality

Source: own computations based on Eurostat database (nama_10r_2gdp; nama_10_r_2gfcf)

GDP Granger causes GFCF only at the regional level. GDP Granger causes GFCF_A, GFCF_G_J and GFCF_R_U both at regional level and total economy level. There is a bi-directional Granger causality between variable GDP and variables GFCF_B_E at both levels. This is interesting, meaning that in a way evolution of gross fixed capital formation within manufacturing industry can be used for estimating the evolution of gross fixed capital formation. There is a bi-directional Granger causality between variable GDP and variables GFCF_F at regional level, meaning that investment in constructions is important for development. GDP Granger causes GFCF_K_N and GFCF_O_Q only at regional level. This is expected since the impact of GDP will influence the government expenses, real estate markets or financial markets.

Academic literature has many papers about the relation between GDP and economic indicators but the aim of this paper is to reiterate the role of nation accounts estimates about GDP, investment in real assets/gross fixed capital formation not only at national level. Thus, the empiric research is focused at the information provided by national accounts at the regional level. For this, principal component (Johnson and Wichtern, 1992) analysis is undertaken.

Principal components for regional level

Table 7

Table

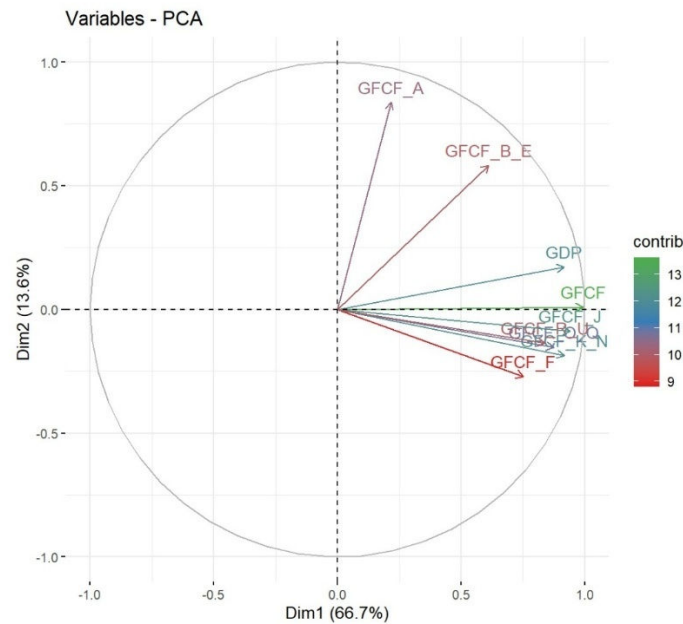
Eigenvalues: (Sum = 9, Average = 1)									
Number	Value	Difference	Proportion	Cumulative Value	Cumulative Proportion				
1	6.00	4.77	0.67	6.00	0.67				
2	1.23	0.59	0.14	7.23	0.80				
3	0.64	0.19	0.07	7.87	0.87				
4	0.45	0.13	0.05	8.32	0.92				
5	0.32	0.14	0.04	8.64	0.96				
6	0.18	0.07	0.02	8.83	0.98				
7	0.12	0.06	0.01	8.94	0.99				
8	0.06	0.06	0.01	9.00	1.00				
9	0.00	---	0.00	9.00	1.00				
Eigenvectors (loadings):									
Variable	PC 1	PC 2	PC 3	PC 4	PC 5	PC 6	PC 7	PC 8	PC 9
GDP	0.37	0.15	-0.23	-0.11	-0.31	-0.27	0.47	-0.62	0.00
GFCF	0.41	0.01	0.00	-0.14	-0.04	0.08	-0.17	0.13	-0.87
GFCF_A	0.09	0.76	0.59	0.21	-0.15	0.06	-0.02	0.02	0.03
GFCF_B_E	0.25	0.53	-0.52	-0.26	0.48	0.10	-0.14	0.14	0.20
GFCF_F	0.31	-0.25	0.54	-0.40	0.54	0.01	0.30	-0.05	0.11
GFCF_G_J	0.38	-0.08	-0.01	-0.12	-0.39	-0.36	0.12	0.68	0.27
GFCF_K_N	0.37	-0.17	0.11	-0.21	-0.29	0.27	-0.65	-0.30	0.32
GFCF_O_Q	0.36	-0.14	-0.12	0.48	-0.01	0.68	0.35	0.11	0.10
GFCF_R_U	0.34	-0.12	0.01	0.64	0.36	-0.49	-0.27	-0.11	0.03

Source: own computations based on Eurostat database (nama_10r_2gdp; nama_10_r_2gfcf)

Brooks (2014) describes PCA method as mathematical operations able to transform a set of data series correlated in a new set of linearly independent series. Variable selected for the present study are highly correlated. Table 7 shows the proportion of the total variance and for the first two principal components is 67% (explaining the overall economic size and performance) and 14% (explaining the investment structure and activity specialization) which means that these two components sum up 81% of the total variation. The size of the system (the dimension) can be reduced to two components instead of nine and still maintaining 80% of the original information. The eigenvectors show the linear combination coefficients and the level of weight available for each variable in each direction. For example, in the first principal component GDP has an eigenvector of 0.37 which represents $0.37^2 \times 100\% = 0.287188\%$ of the overall direction length. GFCF has the highest eigenvector (0.41) and GFCF_A has the lower eigenvector (0.09). In the case of principal component no. 2, GFCF_A variable has a maximum value of 0.76 for the eigenvector and GFCF has a minimal value. Figure 4 shows the PCA biplot (regional level) of the first 2 principal components. The axes of the chart are ranked in order of importance. The angles between vectors in the plot represent the power of correlation of the original variables represented by vectors; the length indicates strength of contribution and direction show correlation (if 2 variables have the same direction means that they are correlated with a positive sign).

PCA: variables contribution on each principal component

Figure 4



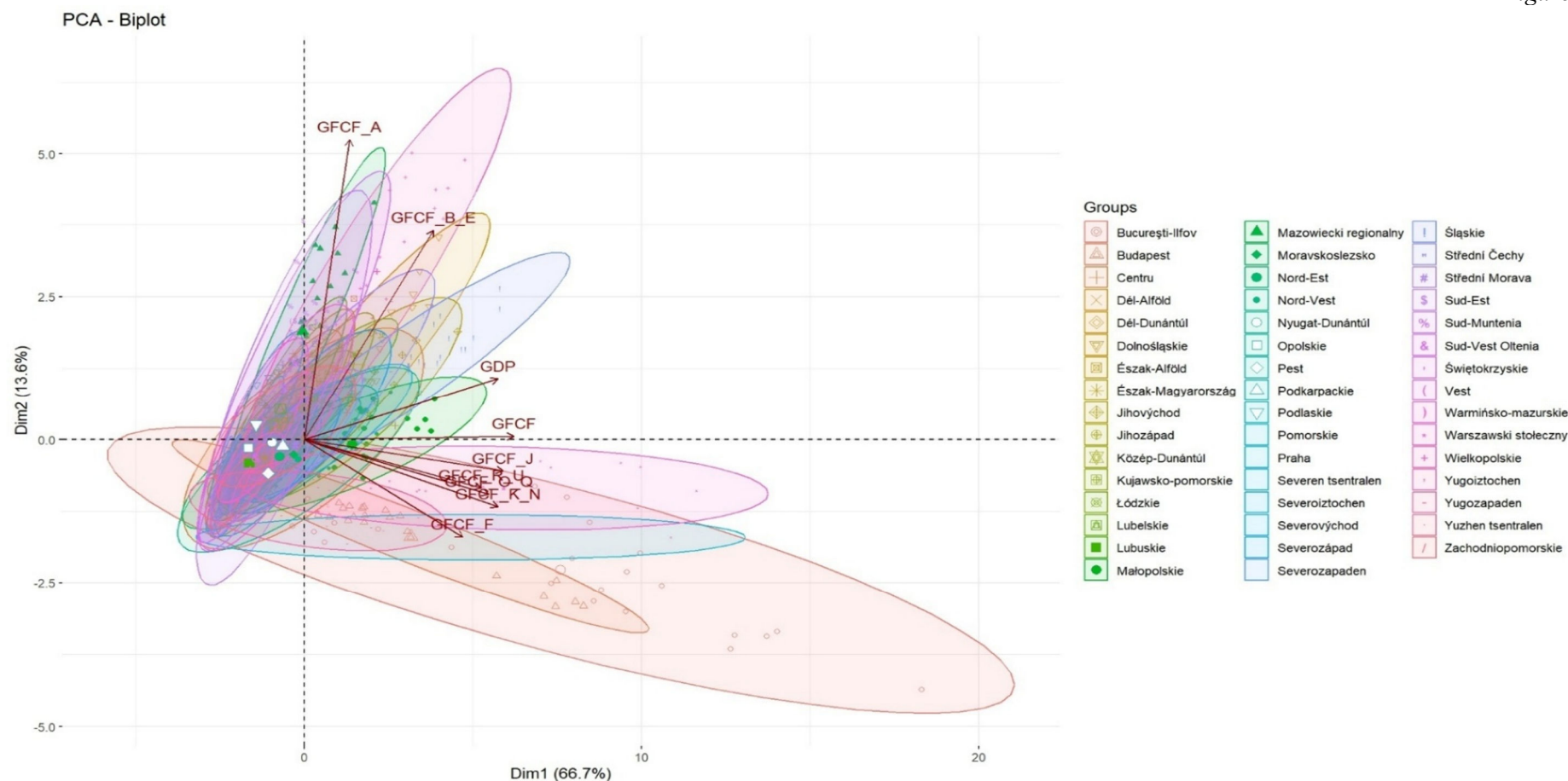
Source: own computations based on Eurostat database (nama_10r_2gdp; nama_10_r_2gfcf)

At the regional level, principal direction analysis shows that GFCF_A and GFCF_B_E variables contribute strongly in the second principal direction and are less correlated with GDP, GFCF, and the rest of the variables, which contribute to the first principal direction. This can be a sign of industrialization and shifting from an agriculture-based economy toward an industrial-based economy in EU emerging economies. Variable GFCF_G_J is strongly correlated with GFCF. Thus, investments in the wholesale economic activity are more important for gross fixed capital formation and for economic growth at the regional level than investments in agriculture, which rely mostly on weather conditions. In Figure 5 the plot shows clusters of regions. Most of the regions are clustered around GDP, but București-Ilfov region stands out with high level of GDP (orange ellipse) and with diversified and strong investments.

For robustness and soundness there were implemented different regressions and estimation methods, using econometric methodologies with R language (RStudio): the *plm* package developed by Croissant and Milla (2008). All types and combinations of effects offered by *plm* were tested, but only linear panel models that followed statistical inference were kept as it can be seen in Table 8.

PCA biplot for regional level

Figure 5



Source: own computations based on Eurostat database (nama_10r_2gdp; nama_10_r_2gcf)

Lower right are capital city regions (Budapest, Warszawa, Praha) are also distinct with investments in innovation, real estate, construction, being service-driven economies. Upper left regions are rural economies and industrial regions.

Panel data regression

Table 8

Dependent variable: GDP							
GFCF	-197.2	-217.718*	-219.633*	-194.7	-196.0	-212.1**	-213.5**
	-148.4	-118.2	-112.2	-141.5	-145.7	-97.2	-108.8
	$t = -1.329$	$t = -1.842$	$t = -1.957$	$t = -1.375$	$t = -1.345$	$t = -2.182$	$t = -1.963$
	$p = 0.185$	$p = 0.066$	$p = 0.051$	$p = 0.170$	$p = 0.179$	$p = 0.030$	$p = 0.050$
GFCF_A	202.5	225.121*	229.073**	197.2	200.4	207.747**	215.936**
	-148.4	-118.2	-112.2	-141.6	-145.8	-97.2	-108.8
	$t = 1.364$	$t = 1.905$	$t = 2.041$	$t = 1.393$	$t = 1.375$	$t = 2.136$	$t = 1.985$
	$p = 0.173$	$p = 0.057$	$p = 0.042$	$p = 0.164$	$p = 0.170$	$p = 0.033$	$p = 0.048$
GFCF_B_E	202.7	222.657*	224.196**	200.0	201.5	215.310**	218.009**
	-148.4	-118.2	-112.2	-141.5	-145.7	-97.2	-108.8
	$t = 1.366$	$t = 1.884$	$t = 1.998$	$t = 1.413$	$t = 1.382$	$t = 2.215$	$t = 2.004$
	$p = 0.173$	$p = 0.060$	$p = 0.046$	$p = 0.158$	$p = 0.167$	$p = 0.028$	$p = 0.046$
GFCF_F	194.3	216.705*	219.620*	191.8	193.1	213.271**	212.989*
	-148.4	-118.2	-112.2	-141.5	-145.7	-97.2	-108.8
	$t = 1.310$	$t = 1.834$	$t = 1.958$	$t = 1.356$	$t = 1.325$	$t = 2.194$	$t = 1.958$
	$p = 0.191$	$p = 0.067$	$p = 0.051$	$p = 0.176$	$p = 0.186$	$p = 0.029$	$p = 0.051$
GFCF_G_J	206.8	224.243*	225.037**	204.5	205.7	217.282**	219.926**
	-148.4	-118.2	-112.2	-141.5	-145.7	-97.2	-108.8
	$t = 1.394$	$t = 1.898$	$t = 2.006$	$t = 1.445$	$t = 1.412$	$t = 2.236$	$t = 2.022$
	$p = 0.164$	$p = 0.058$	$p = 0.046$	$p = 0.149$	$p = 0.159$	$p = 0.026$	$p = 0.044$
GFCF_K_N	197.6	220.478*	222.821**	194.9	196.3	214.659**	216.065**
	-148.4	-118.2	-112.2	-141.6	-145.8	-97.2	-108.8
	$t = 1.332$	$t = 1.866$	$t = 1.986$	$t = 1.377$	$t = 1.347$	$t = 2.208$	$t = 1.986$
	$p = 0.184$	$p = 0.063$	$p = 0.048$	$p = 0.169$	$p = 0.178$	$p = 0.028$	$p = 0.048$
GFCF_O_Q	201.4	221.000*	222.785**	198.5	200.1	213.617**	216.185**
	-148.4	-118.2	-112.2	-141.5	-145.7	-97.2	-108.8
	$t = 1.358$	$t = 1.870$	$t = 1.985$	$t = 1.403$	$t = 1.373$	$t = 2.197$	$t = 1.987$
	$p = 0.175$	$p = 0.062$	$p = 0.048$	$p = 0.161$	$p = 0.170$	$p = 0.029$	$p = 0.047$
GFCF_R_U	193.5	215.884*	219.141*	191.5	192.5	211.586**	212.075*
	-148.5	-118.2	-112.2	-141.7	-145.9	-97.2	-108.8
	$t = 1.303$	$t = 1.826$	$t = 1.953$	$t = 1.352$	$t = 1.320$	$t = 2.176$	$t = 1.949$
	$p = 0.193$	$p = 0.068$	$p = 0.052$	$p = 0.177$	$p = 0.187$	$p = 0.030$	$p = 0.052$
EU_A	681.536*	1,088***	1,280***	709.4	792.852*	-399.9	1,510***
	-398.1	-344.4	-338.5	-848.4	-447.0	-607.0	-438.5
	$t = 1.712$	$t = 3.158$	$t = 3.781$	$t = 0.836$	$t = 1.774$	$t = -0.659$	$t = 3.443$
	$p = 0.088$	$p = 0.002$	$p = 0.0002$	$p = 0.404$	$p = 0.077$	$p = 0.511$	$p = 0.001$
C	-519.1	73.2			-389.0		1,377.697**
	-351.6	-427.7			-402.9		-549.4
	$t = -1.477$	$t = 0.171$			$t = -0.965$		$t = 2.508$
	$p = 0.141$	$p = 0.865$			$p = 0.335$		$p = 0.013$
R²	0.89	0.84	0.82	0.88	0.89	0.64	0.77
Adj. R²	0.89	0.84	0.81	0.88	0.89	0.62	0.77
F Stat.	1,004***	5,466***	510***	884***	8,735***	201***	3,612***

Note: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

Model: pooling	Model: random	Model: within	Model: within	Model: random	Model: within	Model: random
Effect: individual,	Effect: individual	Effect: individual	Effect: time	Effect: time	Effect: twoways	Effect: twoways
time,						
twoways						

Source: own computations based on Eurostat database (nama_10r_2gdp; nama_10_r_2gfcf)

Model *within* is an OLS regression method with fixed effects. Model random means OLS with random effects. Model *pooling* is a pooled OLS that check if the same coefficients are applied to all individuals (more details at Croissant and Millo, 2008). These models were used to observe the unobserved effects. Effects are included in the model and can be *individual* effects, *time* effects or both (*twoways*). Decision between regression with fixed effects and random effects should be decided with Hausman test (Hausman and Taylor 1981). If p-value < 0.05, use Fixed Effects (FE) because RE is inconsistent (likely due to correlation between unobserved effects and regressors). Otherwise, use Random Effects (RE) (more efficient if assumptions hold). Table 9 show which model is recommended for the present sample of regional panel data of EU emerging countries.

Hausman test

Table 9

Test	Chi_Sq	DF	P_Value	Decision
Hausman Test	255.2166	9	0.000	Use Fixed Effects

Source: own computations based on Eurostat database (nama_10r_2gdp; nama_10_r_2gfcf)

The result of the Hausman test is expected since GDP varies in time at the total economy level, but is constant across regions at a given point in time

From the regression included in Table 8 resulted the following conclusion:

- Variable GFCF recorded a negative impact (significant at a level of 5%**; P-value<5%) on GDP depend variable for regions within EU emerging markets. This is unexpected because GFCF is part of GDP, but other papers obtained the same correlation (see Tiwari and Mutaşcu, 2011). An explanation for this trend is the fact that investors move to regional level for investments in physical assets when GDP and economic growth decrease at the total economy level. Maybe these regions from emerging EU countries recorded GFCF increases but overall, the level of GDP was lower due to other conditions (e.g. unemployment, lack of resources or specialized workforce and others). This could be a sign that when economic conditions are not favorable, investors are searching new opportunities. Also, it can be explained as the fact that investments are profitable and productive in time (in the first years of investment the impact as economic growth is replaced by the “cost” of investment, and then gradually the investment starts to produce “growth”). It might be the case of signs of business cycle timing which can create spurious negative correlation. Furthermore, government investments are not profit-oriented, and thus, they do not provide a short-term return on investment in other activities. The increase of the people wellbeing benefitting from government/public investments is not easy to measure, going beyond GDP, but new SNA 2025 regulation does this (and future ESA 2030?).

There are several causes possible for the negative correlation: lagged effects attributable to investment (this can be tested with lagged GFCF variables); inefficient investments (these regions are from emerging EU countries where corruption was high overtime; in Romania for example there were many cases with big investment in sport facilities and other constructions but which were pointless and unproductive in economic terms). There could be also investments creating more wellbeing to population that cannot be measured in economic terms of GDP. Another reason can be the overestimated value of the investment (intentionally or unintentionally) which artificially increased GFCF and in the end GDP decreased contrary to the expectations. These kinds of investments are known as “white elephant” projects which means unused big infrastructure constructed with lots of resources but with no returns. China is famous for entire cities constructed and inhabited; GFCF rose at the moment but in the later years led to debt-driven GDP slowdowns. Maybe more variables can stabilize the model but this will be part for future research.

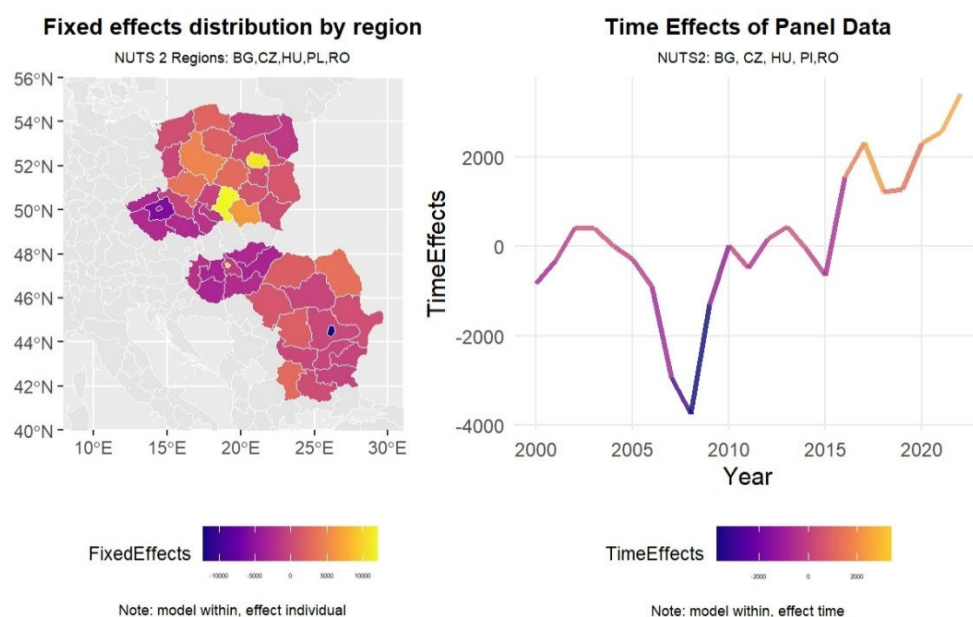
None of the regressions with model pooling were significant at a level of 5%**.

- Variables GFCF_A, GFCF_B_E, GFCF_G_J, GFCF_K_N, GFCF_O_Q recorded a positive impact (significant at a level of 5%**; P-value<5%) on GDP depend variable for regions within EU emerging markets in three different regressions (models within and random with effects individual and twoways).

- Variables $GFCF_F$, $GFCF_R_U$ recorded a positive impact (significant at a level of 5%**, $P\text{-value} < 5\%$) on GDP only in one regression (model within, effect twoways). Also, in these cases R^2 is 62%, smaller than for other independent variables and means that investments in these activities have a lower impact on GDP growth.
- Independent variable EU_A , which is a dummy variable, also recorded a positive impact on GDP in almost all regressions (but only three were considered relevant). The impact is high and can be evidence that the ascension to EU had a positive impact on economic growth and investments in EU emerging countries. This impact was shown in Figure 1 where it can be seen that Romania and Bulgaria recorded big differences for GDP and GFCF compared between 2022 and 2000.

Regressions with time effect were not significant from the statistical point of view at a level of 5%**.

Figure 6: Fixed and Time effects for regional level: EU five emerging countries



Source: own computations based on Eurostat database (*nama_10r_2gdp*; *nama_10_r_2gfcf*)

Figure 6 contains fixed and time effects, and it can be seen that in time, at the regional level, the correlation between investment and economic growth was impacted severely by the global financial crisis in 2008. Even the COVID-19 pandemic period had a lesser amount of negative influence as a time effect. From the perspective of fixed effects, the goal is to observe latent region-specific heterogeneity. The sign of the FE is evidence of how the regions analyzed deviate from the overall mean. The results sign cannot be interpreted in absolute economic terms (i.e., minus is not necessarily bad). The most intensive fixed effects are recorded for Polish regions and the Budapest zone (yellow marked) and the highest negative impact (dark blue) is recorded for the Romanian Bucharest-Ilfov region. This finding indicates that Bucharest-Ilfov, controlling for the included explanatory variables, has a lower-than-average baseline level of the dependent variable over time relative to other NUTS 2 regions. It does not mean that the region is underdeveloped economically but only that the average residual expressed by FE is lower than the others. This can be a sign that the capital region of Romania performed weaker than other capitals of emerging European countries. But at the same time, Romania overall has regions with higher fixed effects than other countries in the sample. The positive FE indicate that residuals for these regions are strong and capture some specific advantageous factors of influence.

Because the fixed effects showed some differences between regions, a further investigation was tested. This implies the robust least squares regression method (abbrev. RLS).

Table 10. Robust least square method for regional levels

Method: Robust Least Squares	Method: M-estimation	Method: S-estimation	Method: MM-estimation		
GFCF	-172,7	-21259,9*	-1392833*	-13,942.930	
	92,7	88,6	8542501,0	(10,259.850)	
	0,1	0,0	0,0	p = 0.175	
GFCF_A	182,3*	21268,4*	13937.7*	13,952.320	
	92,7	88,6	8543640,0	(10,259.760)	
	0,0	0,0	0,0	p = 0.175	
GFCF_B_E	176,2	21262,1*	13931.6*	13,946.180	
	92,7	88,6	8542522,0	(10,259.620)	
	0,1	0,0	0,0	p = 0.175	
GFCG_F	169,6	21265,1*	13932.8*	13,947.410	
	92,7	88,6	8541016,0	(10,260.010)	
	0,1	0,0	0,0	p = 0.175	
GFCF_G_J	183,8*	21269,5*	13938.2*	13,952.840	
	92,7	88,6	8541551,0	(10,259.180)	
	0,0	0,0	0,0	p = 0.175	
GFCF_K_N	172,3	21260,9*	13928.7*	13,943.310	
	92,7	88,6	8543548,0	(10,260.280)	
	0,1	0,0	0,0	p = 0.175	
GFCF_O_Q	176,8	21262,6*	13931.2*	13,945.770	
	92,7	88,6	8540991,0	(10,259.670)	
	0,1	0,0	0,0	p = 0.175	
GFCF_R_U	180,9	21274,6*	13942.6*	13,957.230	
	92,8	88,7	8549623,0	(10,260.770)	
	0,1	0,0	0,0	p = 0.175	
EU_A	182,2	215,6	9719293,0	96911,0	
	248,7	237,7	2291555,0	-198101,0	
	0,5	0,4	0,7	p = 0.625	
C	16,9	469,3*	-2581029,0	-256822,0	
	219,6	209,9	2023820,0	-168592,0	
	0,9	0,0	0,2	p = 0.128	
R-sqr.	0,63	0,70	0,70	0,95	
Adj. R-sqr.	0,63	0,69	0,69	0,95	
Software =>			Eviews		RStudio
S settings: tuning=1.547645, breakdown=0.5, trials=200, subsmpl=10,					refine=2, compare=5
M settings: weight=Bisquare, tuning=4.684;					Note: * p<0.05

Source: own computations based on Eurostat database (nama_10r_2gdp; nama_10_r_2gfcf)

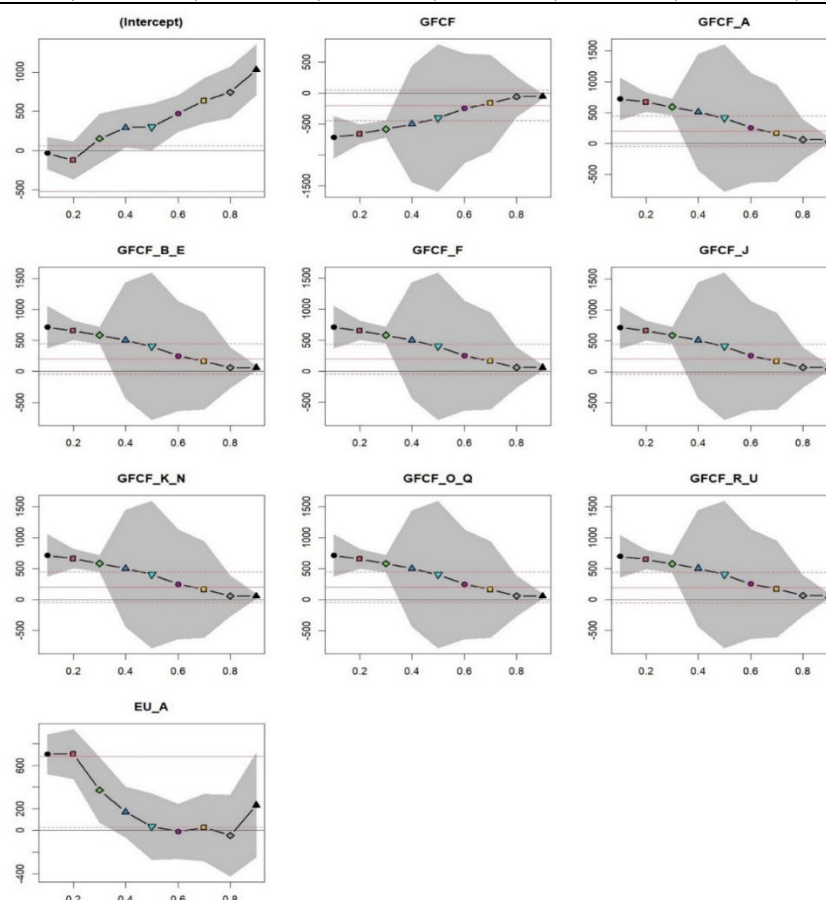
The figures and charts displayed some outliers in the data series (regions where capital are settled) and RLS handle outliers and reduce their influence. M-estimation is a method which minimizes in a moderate way the influence of outliers (e.g. Huber loss; Huber, 1964). S-estimation is a method good when there are many outliers. MM-estimation method is better for general use combining high efficiency and high robustness (Yohai, 1987). RLS can be implemented by using three methods which are displayed in Table 10. The application of the RLS method yielded the same correlation signs and the influence of independent variables on the dependent variable as the OLS. Even with this methodology, the link between GFCF and GDP maintained a negative sign. On the other hand, GFCF for different sectors recorded a positive impact in all cases on GDP. Overall, investments are favorable for economic growth. The negative sign of influence can be due to the fact that data series are from 2000-2022. Before 2004, none of the five countries from the sample were included in the European Union and most probably investments were inefficient for economic growth. Even after the ascension, there were many unproductive investments (e.g., in Romania). The maintaining of negative/positive signs regardless of the estimation method, corroborated with the charts, are evidences that EU ascension (EU funding) has exerted a beneficial influence on all five emerging countries.

Being a data sample based on regions, it is of interest to apply a Quantile regression analysis (Koenker, 2005). Is used to estimate conditional quantiles of a response variable distribution at different percentiles instead of the mean (as in Ordinary Least Squares). Basically, it shows the impact of independent variables upon the dependent variables across various percentiles, extending beyond the mean level. This approach provides a more comprehensive understanding of the connections between variables across the entire distribution. For example, when $\tau = 0.25$ it shows the low GDP and investment-performing regions in the lower tails of the distribution; when $\tau = 0.5$ shows the average performance of regions from the sample in terms of GDP and investments; and when $\tau > 0.75$ shows the high-performing regions in terms of GDP and investments in the higher tails of the distribution. The method has been employed for the analysis of inequality and disparities.

Quantile regression coefficients

Figure 7

Variables	t=0.1	t=0.2	t=0.3	t=0.4	t=0.5	t=0.6	t=0.7	t=0.8	t=0.9
C	-32,62	-122,64	153,32	291,12	300,75	473,52	636,54	742,86	1029,66
GFCF	-712,48	-658,26	-581,94	-499,12	-402,57	-248,32	-161,19	-57,65	-54,17
GFCF_A	721,09	668,34	593,00	508,03	411,95	256,08	167,13	62,20	58,77
GFCF_B_E	715,50	661,75	585,55	502,87	406,61	252,60	165,62	62,97	59,87
GFCF_F	710,68	655,79	580,55	496,85	400,46	247,96	161,20	57,85	54,96
GFCF_G_J	718,23	665,57	590,16	508,24	412,71	259,47	172,65	69,75	67,20
GFCF_K_N	714,14	659,60	582,59	499,34	402,32	248,07	160,43	56,65	53,01
GFCF_O_Q	716,89	661,43	584,62	502,97	406,88	251,27	165,21	62,42	58,24
GFCF_R_U	701,06	649,21	578,86	502,81	405,04	255,02	172,14	65,18	60,91
EU_A	702,18	703,75	371,67	168,43	35,76	-10,12	25,76	-47,19	232,42



Source: own computations based on Eurostat database (nama_10r_2gdp; nama_10_r_2gfcf)

The quantile process plot from Figure 7 provides a graphical representation of the relationship between the response (dependent) variable - economic growth - and the predictor - investments - across different quantiles of the response distribution. If, for a specific percentile (τ) the coefficient has a positive value, this means that a 1-unit increase in the predictor is associated with the positive coefficient value or the unit increase in the response variable. In the chart, each panel represents one explanatory variable as follows: X-axis: Quantiles (τ) from 0.1 to 0.9 (or similar); Y-axis: Estimated regression coefficient; black line de color dots: Estimated coefficient for each quantile; gray shaded area: Confidence interval; horizontal lines: OLS coefficient (solid) and its confidence band (dotted).

The GFCF at every τ , recorded a negative sign, as in the previous tests and became less negative in the upper tails. GFCF has slight positive slope across quantiles. At lower quantiles, GFCF has a weaker or neutral effect. At higher quantiles, GFCF positively contributes to the dependent variable, suggesting capital formation supports growth in better conditions. This finding is aligned with Landowska et al. (2025) that obtained a conclusion that GDP and GFCF are positively correlated in developed economies, being considered more stable and reliable by investors. For the activity-specific GFCF (A to R_U), coefficients tend to decline with τ . It records strong positive effect at lower quantiles, diminishing or turning negative at higher quantiles. This means that these activities contribute more to economic growth when the economy is underperforming (lower quantiles). Their marginal benefit reduces as economic conditions improve — possibly due to capacity constraints or diminishing returns. The conclusion is that investments in the assets have a bigger impact in terms of economic growth if they are conducted in poorer regions of emerging EU countries. Thus, there is a sign that EU emerging countries have inequalities and development disparities between regions that affect economic growth overall. For a sustainable economic growth, investments should be done across the entire countries otherwise, the lack of development for some regions means more government expenses (e.g., high unemployment), which affects the GDP at the total economy level. EU_A signal that EU mechanisms are good for regional developments even if initially, the lower quantiles.

5. CONCLUSIONS

The aim of the study was to analyze the relation of gross domestic factor and gross fixed capital formation (investment in real assets) starting from data series compiled by national accounts. The link is evident in theory and has been explored in the academic literature many times, but in this paper the sample contained data series from five emerging EU countries (BG, CZ, HU, PL and RO) and their NUTS 2 regions. All the data were collected from the Eurostat database in current prices (million euros) and span the period from 2000 to 2020. Compared with other papers, data series are raw (no lag, no natural logarithm, no growth rates or coefficients), estimated by national statistical offices, aligned with ESA 2010) and validated by Eurostat. The dependent variable was GDP and the independent variables were GFCF and GFCF for the main statistical classification of economic activities, NACE Rev.2 (groups of section level). Additionally, a simple dummy variable for the year of ascension to EU was included. The analysis combined chart representation with panel data and econometric tools.

The empirical results revealed that the link between GDP and GFCF is strong and that emerging economies from the European Union evolved in time with benefits after the ascension. The PCA revealed that the regions in which the capitals are located are the most developed in economic growth terms and from the perspective of investments and service-based development. Wealth attracts more wealth. Also, regions with industry-intensive show more development. Poland and Warsaw are the most developed regions and Bulgaria is the least developed. Romania and region București-Ilfov show many outliers indicating volatility of economic growth (up and downs) and significant levels of investment. The non-capital regions are focused on investments in agriculture and industry. All regressions types (OLS, RLS, fixed and random effects) obtained a negative sign between GDP and GFCF, but a positive sign between GDP and GFCF classified by activities NACE Rev. 2. The negative impact of GFCF on GDP is interesting to analyze in future research and can be attributable to many causes. Potential causes are related to data sample, the need for lagging (investments become productive in terms of economic

growth in years not immediately) or can be a sign that many investments were without impact on economic growth (inefficiency, corruption?). Overall, GFCF is positive for less developed regions (the lower tail quartiles) if investments are done in activities specific in those regions and bring more economic benefits for the regions in the higher tails (regions with more GDP attract more investors). National accounts are crucial for decision-making actors, both public and private.

6. REFERENCES

1. Baltabaev B., (2014). Foreign direct investment and total factor productivity growth: new macro-evidence. *World Econ* 37(2):311–334. <https://doi.org/10.1111/twec.12115>
2. Barro, Robert. (1991). Economic Growth in a Cross Section of Countries. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, No. 2
3. Brooks, C. (2014). *Introductory Econometrics for Finance Third Edition*. Cambridge University Press, ISBN 978-1-107-66145-5
4. Croissant Y., Millo, G., (2008). Panel Data, *Econometrics in R: The plm Package*. *Journal of Statistical Software*. July 2008, Volume 27, Issue 2
5. Granger, C. W. J. (1969) Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross spectral Methods, *Econometrica* 37, 424–38
6. Hajamini, M., Falahi, M., A., (2018). Economic growth and government size in developed European countries: A panel threshold approach. *Economic Analysis and Policy*, vol. 58(C), pages 1-13
7. Hausman JA, Taylor WE (1981). Panel Data and Unobservable Individual Effects." *Econometrica*, no. 49, p.p. 1377-1398.
8. Huber, Peter J. "Robust Estimation of a Location Parameter." *The Annals of Mathematical Statistics*, vol. 35, no. 1, 1964, pp. 73–101.
9. Johnson R. A., Wichern W. (1992). *Applied Multivariate Statistical Analysis*. Prentice Hall, Englewood Cliffs.
10. Jorgenson, D.W., 1963. Capital Theory and Investment Behavior. *The American Economic Review*, vol. 53, 247–259.
11. Kozmenko, S., Korneyev, M. (2017). Formalization of the impact of imbalances in the movement of financial resources on economic growth of countries in Central and Eastern Europe. *Accounting and Financial Control*, 1(1), 48-58.
12. Koenker, R. (2005) *Quantile Regression*, Cambridge University Press, Cambridge, UK
13. Landowska, A., Kłopotek, R., A., Filip, D., Raczkowski, K. (2025). GDP-GFCF Dynamics Across Global Economies: A Comparative Study of Panel Regressions and Random Forest. [arXiv:2504.20993](https://arxiv.org/abs/2504.20993) [econ.GN]
14. Le, H.T.P., Pham, H., Do, N.T.T., Duong K (2024). Foreign direct investment, total factor productivity, and economic growth: evidence in middle-income countries. *Humanities and Social Sciences Communications*, no. 11, <https://doi.org/10.1057/s41599-024-03462-y>
15. Li, C., Gong, K., (2023). Does the resource curse hypothesis hold in China? Evaluating the role of trade liberalisation and gross capital formation, *Resources Policy*, Volume 86, Part A,
16. Lupu, D., Petrisor, M. B., Bercu, A., & Tofan, M. (2018). The Impact of Public Expenditures on Economic Growth: A Case Study of Central and Eastern European Countries. *Emerging Markets Finance and Trade*, 54(3), 552–570.
17. Mahendru M., Tiwari A. K., Sharma G., Nathaniel S., Gupta M. (2024). Energy-growth nexus for 'Renewable Energy Country Attractiveness Index' countries: Evidence from new econometric methods, *Geoscience Frontiers*, Volume 15, Issue 3
18. Mankiw, N.G., Romer, D., Weil, D.N. (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 107 (1992), pp. 407-437
19. Maune, A., & Matanda, E. (2022). The nexus between gross capital formation and economic growth: Evidence from Zimbabwe. *Journal of Accounting and Management*, 12(2), 45-58.
20. Nyasha S, Odhiambo NM (2019) The impact of public expenditure on economic growth: a review of international literature. *Folia Oecon Stetin* vol. 19, no.(2): p.p.81–101.
21. Pasara, M.T., Garidzirai, R., 2020. Causality effects among gross capital formation, unemployment and economic growth in South Africa. *Economies*, No.8, vol. 26.
22. Solow, R. (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*. Volume/Issue. 70(1), pp. 65-94;
23. Tiwari A., K., Mutaşcu M., (2011). Economic Growth and FDI in Asia: A Panel-Data Approach, *Economic Analysis and Policy*, Elsevier, vol. 41(2), pages 173-187, September.
24. Wooldridge, J.M., (2010). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. The MIT Press, 2010. JSTOR, <http://www.jstor.org/stable/j.ctt5hhcfr>.
25. Zhan X., Li R., Liu X., He F., Wang M., Qin Y., Liao W. (2022). Fiscal decentralisation and green total factor productivity in China: SBM-GML and IV model approaches. *Frontiers Environmental Science* 1701.
26. Yohai, Victor J. "High Breakdown-Point and High Efficiency Robust Estimates for Regression." *The Annals of Statistics*, vol. 15, no. 2, 1987, pp. 642–56.

System of strategic management of sustainable economic development of enterprises in the conditions of digitalization

Associate Professor Novruzov Atif, PhD

(atif.novruzov@asoiu.edu.az)

Azerbaijan State Oil and Industry University, Azerbaijan

ORCID: 0009-0000-5308-7339

Associate Professor Mamedova Sevda Binyat, PhD

(sevdaxanim@mail.ru)

Odlar Yurdu University, Azerbaijan

ORCID: 0009-0000-6474-7291

Lecturer Velizade Farid Geray (feridvelizade82@gmail.com)

Odlar Yurdu University, Azerbaijan

ORCID: 0009-0006-8446-7071

Abstract

The article examines the issues of strategic management. It is noted that in the context of rapid economic development, market competition is becoming increasingly fierce: if an enterprise wants to take a dominant position, it must fully understand the importance of strategic management and internal control, as well as the influence of the digitalization factor on all elements of the strategic management system in order to improve its performance. The article presents theoretical aspects for disclosing the categories of "strategy" and "sustainability" in the concept of strategic management of sustainable development of an organization. Distinctive features of strategy as a tool for managing the activities of an enterprise are noted. Globalization of the economy, the formation of the concept of sustainable development largely determine the strategy for promoting organizations of both large and small businesses. Following the principles of sustainable development is becoming a prerequisite for enterprises to increase competitiveness and attractiveness to stakeholders. The purpose of the article is to develop stages of formation of strategic management of sustainable development of small businesses based on the conducted research. The proposed process of development and implementation of a strategy for sustainable development of a small enterprise will not only allow forming a strategy justified by the components of sustainable development, but also ensure the possibility of its successful implementation. The results of the study can be used both in the practical activities of other small enterprises and in further scientific research into the features of managing the sustainable development of small enterprises in other areas of activity

The aim of the study is to develop theoretical foundations and methodological provisions, as well as scientific and practical recommendations for the formation of a strategy for the sustainable development of industrial enterprises in the context of the digital economy.

The object of the research is the managerial, organizational and economic relations that arise in the process of solving a set of theoretical, scientific, methodological and practical issues and problems of forming a strategy for the sustainable development of industrial enterprises in the context of the digital economy.

The strategic management system is a set of interrelated elements that are based on the creation and implementation of a special program in order to achieve competitive advantages, high positions in the market, increase profits, improve efficiency and ensure stable development of the organization. Digitalization has affected all areas of human life, including production and business, affecting all elements of strategic management, as well as elements of the external and internal environment of the enterprise. Thus, the enterprise must first establish stable financial indicators, thus ensuring its sustainable development in the market, and then it can move on to the development of social

sustainability, which includes training and guarantees for employees, further improvement of working conditions, reduction of overtime, and increase in wages.

Keywords: *strategic management; sustainable economic development; digitalization;; enterprise; system.*

JEL Classification: Q01, P42.

Introduction

The world today is experiencing a period of profound modification of the modern market, the nature and structure of industrial production, economic and social assessment and technological transition, when the abundance of natural resources and cheap labor cease to be important factors of growth, and information, digital technologies become them, and digitalization as a process comes to the fore. The external environment of most global markets is becoming more variable due to the increase in the amount of information that passes through global markets. To understand how exactly companies need to change their strategic management system in the context of digitalization, it is necessary to define the strategic management system. The strategic management system is a comprehensive guide that is based on the development and implementation of a special program that implies the achievement of the strategic goals of the organization, while taking into account the specifics of the company's policy and the amount of resources it has. The implementation of the plan is under constant control. If necessary, preventive and corrective measures are carried out, and the strategy itself can be radically changed [8]. This definition reflects the essence of strategic management, but does not represent it as part of the system, so it should be supplemented with the definition of strategy, which was formed in his work on strategic management by Yu. A. Malenkov. He presented the company's strategy as a scientifically substantiated way to achieve and maintain competitive advantages, high market positions, profit growth, efficiency and sustainability of development in the long term based on the formation and use of scientific and technical potential, human capital and innovation [4]. Thus, the strategic management system is a set of interrelated elements that are based on the creation and implementation of a special program in order to achieve competitive advantages, high positions in the market, increase profits, improve efficiency and ensure stable development of the organization. Digitalization has affected all spheres of human life, including production and business, affecting all elements of strategic management, as well as elements of the external and internal environment of the enterprise. According to the author, the elements of the strategic management system are:

1. Theoretical and methodological basis: the formed mission, goals, vision of the organization, the company's website, reports, external and internal documentation, as well as a set of theoretical provisions, approaches, principles, methods, powers, norms, procedures that regulate the procedure for implementing management actions and making management decisions in relation to the management object, as well as corporate culture and philosophy.

2. Organizational and managerial component - organizational structures that carry out the process of managing (controlling) the implementation of the chosen strategy, the hierarchy of the organization, the system of subordination, leadership, personnel motivation.

3. Process basis - strategic management processes (strategic analysis, choice of strategic direction, strategy implementation, formation of the goal, mission, vision of the company).

4. Information and digital system – a digital system for strategic management of a company and its divisions (a system for assessing the economic performance of a company for a certain reporting period, digital systems for analysis and control), systems for internal electronic communication within the company, a company database (clients, suppliers, personnel, management) [9].

Thus, sustainability means a balanced use of enterprise resources to achieve maximum production efficiency and stable development in a changing environment, in close interaction with competitors, while using the maximum potential of digital technologies. A. V. Alexandrov and A. V. Khodos distinguish two main approaches to defining sustainable development [1]:

1. The classical approach to assessing economic sustainability is based on structural elements, as well as on the inclusion of additional management blocks that affect the final level of the integrative

indicator. For a more accurate display of this system, it is necessary to take into account all the factors that affect it.

2. An alternative approach involves determining the cumulative effect of professional competencies in the economic behavior of a business entity in the context of forming an assessment system of economic sustainability indicators.

At the same time, the impact of crisis conditions and the specifics of an innovative economy are also taken into account. For an enterprise, sustainable development means choosing strategies and actions that meet the needs of the enterprise and its stakeholders in the present, while ensuring the protection, support and improvement of human and natural resources that may be needed in the future. This definition is based on the concept proposed by the World Commission on Environment and Development and takes into account that economic development should be consistent with the needs of the business enterprise and its stakeholders. Sustainable development in the enterprise includes three key sectors: environmental, economic and social.

Literature review

Sustainable development meets the needs of people today and creates a better future for future generations, and its components (economic, environmental, social) should be organically integrated into the strategic management of the enterprise [1; 2]. However, it should be noted that traditional approaches to strategic management of small businesses are not always applicable due to the peculiarities of their functioning and interaction with the external environment [3]. Small business in modern Russia is of great importance for the development of the country. At the same time, the effective functioning and development of small businesses directly depends on the combination of economic, political, socio-cultural, environmental and technological features of business in the region [4; 5], as well as on the level of strategic management of the sustainable development of these enterprises. Determination of strategic factors, forecasting their impact on the sustainable development of small businesses and the prospects of a particular type of entrepreneurial activity become a prerequisite not only for survival, but also for the successful development of enterprises in this sector of the country's economy¹. All of the above indicates the relevance of the study. The purpose of the article is to determine the tools and methods for forming the stages of strategic management of the sustainable development of small businesses. One of the main areas of increasing the competitiveness of a company in modern conditions is the definition of strategic values and the formation of factors for achieving them, taking into account the rational combination of resource, economic, production and industry bases, professional management and customer-oriented marketing of the company. The development of strategic planning in the digital economy certainly leaves a certain imprint both on the planning process itself and on the choice of the methods and tools used. It is necessary to pay attention to the fact that in the digital economy, a prerequisite for the effective functioning of Russian companies is the presence of a clearly developed and substantiated strategic plan aimed at ensuring sustainable development of the organization in the future. The modern methodology of strategic planning is based on various approaches that have a large set of strategizing tools in their arsenal. The main promising areas for the development of strategic planning in the digital economy include, firstly, the improvement of the regulatory framework governing the development of the digital economy, and, secondly, the use of economic and managerial methods based on the implementation of a digitalization platform for strategic planning of economic entities, which will ensure static sustainability, stability and competitiveness of companies in the future. In the context of an increasingly competitive environment, strategic planning remains the main tool for ensuring the stable development of companies.

Today, in the era of the global entry of information and digital technologies into our lives, strategic planning in large companies is based on digital developments in the field of economics, analysis, and audit. Therefore, existing methods of financial analysis, planning, and forecasting need to be adapted to the specifics of the modern digital structure of economic activity of business entities of various forms of ownership [1]. Just a few decades ago, the concept of digitalization of the economy was somewhat vague, and its use in the process of management activities of an economic entity was vague and unclear in terms of efficiency and necessity [2-4]. This concerned both individual stages of

building a development strategy and the complexity of strategic management. The use of the latest digital devices and software packages has become indispensable in planning activities in large companies, forecasting activities, and choosing a strategic direction for enterprise development [5]. Thus, an enterprise must first establish stable financial indicators, thus ensuring sustainable development in the market, and then it can move on to developing social sustainability, which includes training and guarantees for employees, further improving working conditions, reducing overtime, and increasing wages. Only after solving these problems can the company move on to the aspect of impact on the environment of our planet.

Research methodology

Research methods: To disclose the stated topic of the article, the following general scientific methods of cognition were used: description; analysis; comparison; synthesis; modeling; generalization and the hypothetical-deductive method, applied in the decomposition of impacts on the dominant factors that ensure the process of managing the sustainable development of a modern enterprise.

The main hypothesis of the follow-up. One of the main areas of increasing the competitiveness of a company in modern conditions is the definition of strategic values and the formation of factors for achieving them, taking into account the rational combination of resource, economic, production and industry bases, professional management and customer-oriented marketing of the company. The development of strategic planning in the digital economy certainly leaves a certain imprint both on the planning process itself and on the choice of the methods and tools used. It is necessary to pay attention to the fact that in the digital economy, a prerequisite for the effective functioning of Russian companies is the presence of a clearly developed and substantiated strategic plan aimed at ensuring sustainable development of the organization in the future. The modern methodology of strategic planning is based on various approaches that have a large set of strategizing tools in their arsenal. The main promising areas for the development of strategic planning in the digital economy include, firstly, the improvement of the regulatory framework governing the development of the digital economy, and, secondly, the use of economic and managerial methods based on the implementation of a digitalization platform for strategic planning of economic entities, which will ensure static sustainability, stability and competitiveness of companies in the future.

The scientific hypothesis of the study is based on the assumption that the management of industrial enterprises in the digital economy should be carried out in accordance with a sustainable development strategy aimed at ensuring stable, human-centric and viable functioning.

Present of the main material.. The validity and legitimacy of the argumentation of the proposed recommendations is ensured by the use of an integrated approach to studying the effectiveness of the corporate sector in the context of transformational changes during the transition to a digital technological order, as well as the use of a number of general scientific and special methods of scientific research (system analysis and synthesis, comparison and generalization, etc.). Due to the rapid changes occurring in technology, technology and organization of production, the importance of managing the strategic planning of enterprises is increasing, since a correctly chosen company development strategy ensures the proper level of sustainable and competitive development in the market. The digital economic order is changing traditional models of corporations and entire industry markets, which generally increases the level of competition among participants in economic processes and necessitates adjusting approaches to conducting and organizing strategic planning. The key problem here is the development of a mechanism for managing the company's strategy, which reflects the effectiveness of financial, production and personnel management, as well as the process of implementing financial and economic activities. In this regard, we believe that the development of strategic directions for the development of domestic enterprises and organizations should take into account the systemic features of changes in the context of the digital economic order.

Presentation of the main research results

The validity and legitimacy of the argumentation of the proposed recommendations is ensured by the use of an integrated approach to studying the effectiveness of the corporate sector in the context

of transformational changes during the transition to a digital technological order, as well as the use of a number of general scientific and special methods of scientific research (system analysis and synthesis, comparison and generalization, etc.). Due to the rapid changes occurring in technology, technology and organization of production, the importance of managing the strategic planning of enterprises is increasing, since a correctly chosen company development strategy ensures the proper level of sustainable and competitive development in the market. The digital economic order is changing traditional models of corporations and entire industry markets, which generally increases the level of competition among participants in economic processes and necessitates adjusting approaches to conducting and organizing strategic planning. The key problem here is the development of a mechanism for managing the company's strategy, which reflects the effectiveness of financial, production and personnel management, as well as the process of implementing financial and economic activities. In this regard, we believe that the development of strategic directions for the development of domestic enterprises and organizations should take into account the systemic features of changes in the context of the digital economic order.

Universal principles of managing the sustainable development of an organization [6]

Table no. 1

Principle	Characteristic
Scientificity	Application of the most modern management methods and tools
Rationality	Guaranteeing high profitability of the organization's work
Continuity	Continuous management of the organization's work process
Development	The process of management development associated with qualitative changes in management, including the introduction of new elements, properties and characteristics that ensure the sustainable development of the organization
Complexity and systematicity	The process of management development, which ensures sustainable development of the organization through qualitative changes in management as a whole and the introduction of new elements, properties and characteristics
Flexibility	Flexibility and adaptability to changing conditions
Purposefulness	Reality and achievability of set goals and objectives
Participation	Coordinated interaction of all participants in the organization in the management process
Compliance	The performance of management functions must be consistent with the capabilities of the performer
Hierarchy of levels	A hierarchical management structure in which each lower level is controlled by a higher level body

Today, there is no doubt about the need for effective management of the development strategy of a modern enterprise in the context of the transition to a digital economy. Managing the company's development strategy in the context of a digital economy allows for operational control over the income and expenses of the enterprise using information technology, managing the company's reserves, avoiding overstocking by automating accounting systems, and ultimately stimulating cost minimization through the implementation of special programs for economic analysis and forecasting (for example, such software as "Economic Analysis 2.0", "1C: Enterprise 8", "Parus", "Project Expert", "Eviews", "Inek-Analyst", etc. are well-known and widely used). We emphasize that in the context of the transition to a digital economy, the problem of choosing the most effective methods of strategy management in order to maintain balance, stable solvency and investment attractiveness of the enterprise is acute. At the same time, in our opinion, the main purpose of introducing digital technologies is to fully utilize information technology resources in order to increase enterprise productivity and reduce production costs in order to improve the financial result [16]. In this regard, it can be concluded that the modernization of the strategic management process is a natural law of the transformation process, since it expresses the established stable connections and dependencies in the new economic conditions. The dynamic development of the new economy is ensured by strengthening the company's position by increasing the number and improving the quality of adequately applied financial instruments, as well as the well-coordinated interaction and clarity of the structure of financial institutions. The practical application of digital technologies in the process of developing and implementing an enterprise

development strategy can ensure the economic development of the company, an increase in the number of its successful projects, an increase in the level of cybersecurity, as well as the availability of financial services to clients and financial stability at a conceptually new level [7].

We believe that it is necessary to develop new additional criteria of economic growth today that would take into account the information technology component of the modern economic model, as well as new approaches to creating a digital platform for controlling, monitoring and regulating the process of forming an enterprise strategy. Currently, the formation of a digital economy occurs to a greater extent in the field of technological development of digital technologies with a significant lack of economic methods and administrative algorithms for their application. At the same time, a phenomenon may arise when new capacities and capabilities of the digital economy will be mainly used for the purpose of accumulating and storing large arrays of information without converting them into management decisions. This fact is confirmed by the lack of a significant impact of the rapid formation of telecommunications in recent years on the growth of innovation and productivity of the economy of companies and regions. To a large extent, this is associated with a lack of certain algorithms and modifications of software on the digital platforms involved.

In conclusion, we emphasize that in the context of digitalization, planning is the central link in strategic management for a company of any level and organizational and legal form of management, with the help of which it becomes possible to determine not only the current state of an economic entity, its goals and benchmarks, but also to segment promising sectors of logistics interaction with the external environment. At the same time, it should be noted that in the process of forming strategic plans for the development of enterprises, traditional methods of planning and forecasting become insufficient, as a result of which problems arise when making decisions on optimizing the company's development strategy.

Today, there is no doubt about the need for effective management of the development strategy of a modern enterprise in the context of the transition to a digital economy. Managing the development strategy of a company in a digital economy allows for operational control over the income and expenses of an enterprise using information technology, managing the company's reserves, avoiding overstocking by automating accounting systems, and ultimately stimulating cost minimization through the implementation of special programs for economic analysis and forecasting.

At the same time, it is extremely important to use adequate economic and managerial methods and algorithms for calculating certain indicators in the process of strategic planning.

Specifics of the formation of company competitiveness indicators

Table no. 2

Management criteria	Factors
Effectiveness of strategy and management	Economic results and efficiency of development strategy
Financial position	Liquidity, profitability, market attractiveness
Innovativeness	Volume, level, R&D costs (comparison with industry peers, main competitors)
Productivity	Load levels
Quality of services	Number of paid pre-orders, returns, repeat orders, regular business customers

At the same time, it is extremely important to use adequate economic and managerial methods and algorithms for calculating certain indicators in the process of strategic planning.

We emphasize that in the context of the transition to a digital economy, the problem of choosing the most effective methods of strategy management in order to maintain balance, stable solvency and investment attractiveness of the enterprise is acute. At the same time, in our opinion, the main purpose

of introducing digital technologies is to fully utilize information technology resources in order to increase enterprise productivity and reduce production costs in order to improve the financial result [6]. In this regard, we can conclude that the modernization of the strategic management process is a regularity of the transformation process, since it expresses the established stable connections and dependencies in the new economic conditions. The dynamic development of the new economy is ensured by strengthening the company's position by increasing the number and improving the quality of adequately applied financial instruments, as well as coordinated interaction and clarity of the structure of financial institutions. The practical application of digital technologies in the process of developing and implementing an enterprise development strategy can ensure the economic development of the company, an increase in the number of its successful projects, an increase in the level of cybersecurity, as well as the availability of financial services to clients and financial stability at a conceptually new level [7].

Conclusions

Strategic planning today is the central link in strategic management for any company, with the help of which it becomes possible to determine the current state of the enterprise, the goals and guidelines for its further development, as well as possible plans for the future. At the same time, it should be noted that in the process of forming strategic plans for the development of the company, traditional methods of planning and forecasting become insufficient. In the conditions of macroeconomic instability and crisis phenomena in the economy, which, of course, have a negative impact on the activities of enterprises, uncertainty in making management decisions increases sharply, which causes not only possible miscalculations in tactical activities, but also possible negative consequences of a strategic nature. As a result, problems arise when making decisions on choosing the optimal development strategy for an economic entity. Based on the analysis of the methodological tools for forming the company's financial strategy, the author's scheme of the digital platform for strategic planning of the corporation is proposed, taking into account the logistic schemes of interaction between the subsystems and the movement of information flows through the coordinated interaction of the managerial, economic and technical components of the digital platform processes, which allows modifying it taking into account the specifics of the organization's actions in the external environment, as well as based on the competitive advantages of the internal environment and the relationship of the leading structural elements. Three main parts of the process are identified with a detailed breakdown by stages. The main management functions that prevail in the implementation of each of the stages are located along the perimeter of the scheme. It should be noted that the analysis function, in one form or another, is present at each stage of the process of strategic management of the company's development. Thus, the use of the proposed model of strategic management of the company's development in practical activities will allow the management of the organization to objectively assess the production and financial capabilities of the enterprise for the purpose of subsequent investment in the most profitable and promising innovation and investment projects. This should lead to an increase in the level of economic development of the enterprise and, ultimately, to the achievement of the main strategic goal of the company.

References

1. Basic strategies for firm growth. [website]. [Electronic resource] URL: https://spravochnik.ru/marketing/bazovye_strategii_rosta_firmy
2. Varfolomeeva, V.A., Ivanova, N.A. (2022). Strategic planning of enterprises in the digital economy. *Journal of Applied Research*, 4 (6), 357-363
3. Gudkova T.V, Sinitsyn, S.A. (2022). Digitalization as a factor in the sustainable development of a company. *Public administration*. Electronic Bulletin
4. Gudkova, T.V., Zazdravnykh, A.V. (2021). Digital transformation of a company: prerequisites for theoretical analysis and problems of implementation in practice. *Problems of modern economics*. 2 (78)
5. Gudkova, T.V. (2019). Economic evolution of the company: from the classical concept to the digital ecosystem. *Economic revival of Russia*, 4 (62)
6. Djurich, V. (2022). Justification and development of enterprise strategy in the digital space. *Economy: yesterday, today, tomorrow*

-
7. Shaidullin, A.F. (2023). Strategies for sustainable business development in the digital economy, *Current research*, 33 (163)
 8. Nikulina, N. (2022). Innovative HR technologies: assessment of the effectiveness of implementation and the level of demand. *Creative economy*, 16(1), 45-62
 9. Pashkus, N.A. et al. (2020). *Strategic Marketing: a textbook and workshop for universities*. Yurait Publishing House
 10. Markova, E.S., Zageeva, L.N. (2019). Marketing in the context of the economy's transition to digital rails. *Modern Economy: Problems and Solutions*, 11 (95)
 11. Shchepakina M.B., Khandamova, E.F., Mikhailova, V.M. (2021). Economics of Marketing and Advertising Activities: a textbook, Master's: INFRA-M
 12. Gojaeva E.M., Huseynova, Sh., Babayeva, S, Sadigova, U., Azizova R. (2020). Information Platforms and the Global Network Economy. Globalization and its Socio-Economic Consequences, Slovak Republik, University of Zilina, 21-22 october, 9-15
<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0>