

Comportamentul de economisire și investiție în rândul populației din România în context european

BOGDAN NEGREA (COORDONATOR), VICTOR DRAGOTĂ,
CIPRIAN NECULA, VIRGIL DAMIAN, LUCIAN ȚĂȚU, COSMIN
CEPOI

Introducere

Analiza comportamentului investitorilor este o temă de interes științific care suscită tot mai mult interes în ultimii ani. Deloc întâmplător, pe lista laureaților Premiului Nobel pentru Economie sunt prezenți cercetători care s-au preocupat exact de modelarea unor factori socio-culturali sau psihologici care influențează decizia financiară: Maurice Allais, Daniel Kahneman, Robert Shiller, Richard Thaler ș.a. Din punct de vedere științific, aceste abordări pot completa în mod fericit modelele din finanțele tradiționale, bazate pe ipoteza că deciziile se iau de *homo economicus*, complet rațional, lipsit de sentimente, caracterizat prin funcții de utilitate identice etc.

Există numeroase posibile abordări ale analizei comportamentului investitorilor. Prezentul studiu își propune să analizeze comportamentul de economisire și investiție în rândul populației din România în context european. Interesul nostru este de a identifica anumite caracteristici specifice ale investitorilor din România, dar și de a realiza comparații cu investitorii din alte țări.

Acest studiu contribuie la analizele anterioare prin câteva aspecte. Astfel, putem creiona anumite trăsături ale investitorului tipic român, dar și anumite trăsături ale românilor care nu investesc. Există similarități, dar de cele mai multe ori diferențe față de trăsăturile investitorilor (sau non-investitorilor) din alte țări, chiar dacă aceste țări prezintă de multe ori un nivel de dezvoltare economică sau un trecut relativ similar.

Rezultatele noastre relevă faptul că persoanele cu o probabilitate ridicată de a deține un depozit la termen sunt mai în vârstă, au studii superioare, un venit ridicat, activează într-o profesie stabilă (medicină, avocatură, management) și locuiesc într-o zonă urbană cu acces la servicii financiare. Individul cu o probabilitate scăzută de a deține un depozit la termen este mai tânăr, are educație limitată la studii liceale sau gimnaziale, un venit mic, are copii în vârstă de 7-15 ani, ocupă o poziție de muncitor calificat sau necalificat și trăiește într-o zonă rurală sau într-o localitate mică, cu acces redus la servicii financiare.

În ceea ce privește interesul pentru pensiile facultative, observăm în ultimii o creștere continuă a persoanelor care au decis să adere la Pilonul 3 de pensii, dar niște factori determinanți ai deciziei de a contribui la o pensie facultativă nu s-au putut identifica în mod clar pentru România în comparație cu alte țări europene relevante. Cu toate acestea, observăm că perioada pandemiei COVID-19 a constituit un punct de inflexiune pentru persoanele care activează într-o profesie stabilă (medicină, avocatură, management) în decizia de a contribui la o pensie facultativă.

În ceea ce privește profilul investitorului pe piața de capital, rezultatele obținute prin tehnici economice standard, dar și pe baza unor modele de tip machine learning, au evidențiat că acesta este bărbat, are un nivel ridicat de educație (alfabetizare) financiară, are studii superioare, este profesionist din perspectiva job-ului (definiți în chestionar ca fiind doctor, avocat, profesor, inginer etc.), și un venit ridicat. Ca și detaliu suplimentar putem spune că nu locuiește într-un oraș mic sau la sat, însă nu putem caracteriza comportamentul său din punct de vedere investițional din perspectiva vârstei sau a numărului de copii. Din perspectiva variabilelor care domină comportamentul acestui tip de investitor, rezultatele la nivelul țărilor din regiune au arătat că venitul și alfabetizarea financiară au cel mai important rol.

Totodată, estimăm valoarea coeficientului de aversiune relativă față de risc din patru economii din Europa Centrală și de Est (România, Cehia, Polonia și Croația), în contextul unui model de echilibru pentru evaluarea activelor financiare în care analiza este axată pe fundamentarea deciziei de consum și de investire din perspectivă intertemporală. Metodologia de calibrare utilizată în acest capitol este fundamentată în contextul modelului propus de **Basak și Cuoco (1998)**, acesta diferențiindu-se de modelele de primă generație prin faptul că presupune existența unei eterogenități la nivelul indivizilor în ceea ce privește accesul la piața de capital. Rezultatele obținute evidențiază faptul că ponderea în consumul agregat a agenților care nu participă pe piața de capital, estimată pentru țările din Europa Centrală și de Est este mai mare decât cea obținută la nivelul SUA. În același timp, mărimea coeficientului de aversiune relativă față de risc al agenților care participă pe piața de capital este mai ridicată în țările din Europa Centrală și de Est decât în SUA. Estimarea cu privire la coeficientul de aversiune relativă față de risc la nivelul întregii economii este similară pentru toate țările incluse în analiză, fiind comparabilă cu valoarea obținută pentru SUA.

Identificarea principalelor trăsături comportamentale ale investitorilor români reprezintă o temă importantă de cercetare în domeniul Finanțelor, atât din perspectiva interesului mediului de afaceri, cât și a celui academic. Investitorii români prezintă trăsături comune, dar și diferențe, față de cei din alte țări europene. Identificarea acestor trăsături poate fi utilă pentru a oferi produse investiționale atractive și/sau pentru creșterea atractivității unora dintre produsele existente. Astfel, identificarea și ierarhizarea preferințele investitorilor pentru rate de randament pozitive în termeni reali, pentru riscuri reduse și/sau pentru lichiditate ridicată pot fi folosite în procesul de luare a deciziilor la nivelul entităților interesate din sistemul financiar din România. Restul lucrării este structurat după cum urmează. În primul capitol al acestei lucrări se face o analiză a procesului de economisire din România din două perspective: cea a factorilor

determinanți ai economisirii și cea a modului în care ratele de dobândă de piață sunt reflectate în randamentul depozitelor. Capitolul 2 prezintă o radiografie a evoluțiilor din domeniul pensiilor facultative. Capitolul 3 este axat pe conturarea unui profil al investitorului pe piața de capital. În cadrul capitolului 4 se estimează valoarea coeficientului de aversiune relativă față de risc din patru economii din Europa Centrală și de Est (România, Cehia, Polonia și Croația), în contextul unui model de echilibru pentru evaluarea activelor financiare în care analiza este axată pe fundamentarea deciziei de consum și de investire din perspectivă intertemporală. În final, studiul nostru prezintă concluziile, propunerile pentru noi direcții ale studiului și implicațiile pentru procesul de luare a deciziilor.

1. Economisirea în România: evoluții, factori determinanți, comparații internaționale

1.1. Evoluția economisirii în România

Din perspectiva gestiunii adecvate a finanțelor personale la nivel individual sau familial, procesul de economisire joacă un rol central. Criza financiară globală de acum 15 ani precum și pandemia COVID-19 au scos în evidență necesitatea protecției împotriva unor riscuri neprevăzute cum ar fi cel de șomaj, urgențe medicale etc., dar și adoptarea unui comportament financiar sănătos care să faciliteze atingerea unor obiective financiare pe termen scurt sau lung precum cumpărarea unui imobil, finanțarea unei educații de calitate pentru copii sau asigurarea unui standard de viață ridicat la pensionare.

Cu toate acestea, procesul de economisire în România este afectat de numeroase provocări. Anumite fenomene au marcat evoluția sistemului financiar din România. După o perioadă de circa două generații de comunism, care și-a pus amprenta asupra înțelegerii mecanismelor economiei de piață (vezi absența practic completă a unor programe educaționale care să explice fenomenele financiare existente în economia de piață în perioada 1948-1990), a urmat o tranziție legislativă lentă, însoțită de o trecere lentă a programelor de studii spre cerințele unei educații financiare autentice. Anumite șocuri, precum o rată a inflației semnificativ mai mare decât rata dobânzii la depozite în anumiți ani, dar și anumite „evenimente” percepute de români ca fiind legate de finanțe (vezi Caritas, FNI etc.) au subminat în continuare încrederea românilor în instituțiile de economisire, care nu și-au jucat rolul esențial de protejare a nivelului de resurse financiare. Creșterea calitativă a sistemului bancar și adaptarea sa tot mai vizibilă la cerințele unei economii de piață modernă, premise pentru creșterea interesului investitorilor pentru procesul de economisire, au fost uneori afectate în mod nefavorabil de factori externi de influență – vezi criza financiară mondială (2008-2010), criza pandemică (2019-2022), conflictul dintre Rusia și Ucraina (început în 2022).

Astfel, o mai bună înțelegere a factorilor care influențează procesul de economisire devine esențială pentru crearea unui cadru favorabil stabilității financiare atât la nivel individual, cât și la nivel macroeconomic. Educația financiară joacă un rol crucial în acest context, prin promovarea unor comportamente financiare sănătoase, care să sporească încrederea populației în instituțiile financiare și să reducă impactul negativ al evenimentelor economice neprevăzute. Totodată, este necesară dezvoltarea unor politici publice și a unor produse financiare adaptate specificului socio-

economic din România, care să răspundă nevoilor reale ale populației, facilitând economisirea și investițiile pe termen lung.

1.2. Factori determinanți ai economisirii în rândul populației.

1.2.1. Introducere

Având în vedere aspectele evidențiate în subcapitolul precedent, considerăm că este foarte important să cuantificăm care sunt factorii determinanți ai economisirii în România. Literatura de specialitate devotată studierii acestei problematici nu este foarte vastă, majoritatea studiilor bazate pe date la nivel individual (microdate) fiind axate pe studierea altor comportamente financiare, în special cele luate în condiții de incertitudine, înclinația spre economisire jucând oarecum un rol marginal. Cu toate acestea, evidențele statistice existente au arătat că decizia de economisire este modelată de o multitudine de aspecte precum preferințele personale, vârsta, situația familială, nivelul de educație dar și contextul economic.

În mod clar, atunci când discutăm despre capacitatea de economisire a unei persoane, primul factor pe care trebuie să îl avem în vedere este venitul disponibil. De exemplu, [Deuflhard et al. \(2019\)](#) au studiat factorii de influență ai înclinației spre economisire și au scos în evidență faptul că venitul disponibil joacă un rol crucial în decizia unui individ de a economisi. Într-adevăr, dacă ne raportăm la situația unor persoane din România care locuiesc în zone cu sărăcie ridicată, vom observa să venitul disponibil rezultat după deducerea cheltuielilor de subzistență este extrem de redus, înclinația spre schemele de economisire clasică în aceste condiții fiind inexistentă.

Un alt aspect definitoriu al comportamentului de economisire este procrastinarea, [Thaler \(1990\)](#) argumentând că indivizii tind să amâne economisirea pentru îndeplinirea unor obiective pe termen lung (pensie, educația copiilor etc) considerând acest obiectiv prea îndepărtat, și preferând consumul curent. De asemenea, este posibil ca anumite trăsături comportamentale generate de anumiți factori socio-culturali să cauzeze o neîncredere în instituțiile bancare. [David \(2015, p. 13\)](#) subliniază posibilele discrepanțe între ceea ce sunt diferiții indivizi și ceea ce cred că sunt. Printre trăsăturile comportamentale reale ale românilor se numără lipsa de încredere în oameni, scepticismul, frica generalizată la bărbați (aceasta în raport cu cea a americanilor), exagerarea pozitivului și negativului, emoționalitatea ridicată ([David, p. 339-341](#)). Un exemplu elocvent care să susțină această ipoteză este comportamentul deponenților în perioada imediat următoare invaziei Ucrainei de către Rusia. Astfel, soldul depozitelor în lei deținute de populația din România (depozite la termen și depozite overnight, care sunt de fapt conturi curente și de economii) a scăzut cu circa 8 miliarde de lei în martie 2022, față de luna precedentă, fiind cea

mai mare scădere atât în termeni absoluți cât și procentuali, din ultimii 20 de ani - a se vedea **Turkmen & Kılıç (2022)** pentru o discuție mai detaliată referitoare la impactul percepțiilor negative asupra comportamentului financiar.

Alte caracteristici precum vârsta, statusul marital, ocupația, nivelul educației (și implicit al alfabetizării financiare), numărul de copii etc., sunt factori care contribuie la decizia unui individ de a economisi un anumit procent din venitul disponibil. De exemplu, **Deuflhard et al. (2019)** au evidențiat faptul că persoanele căsătorite, sau care au copii în îngrijire tind să economisească un volum mai mare al resurselor disponibile. De asemenea, contextul familial sau influențele sociale pot influența formarea obiceiurilor de economisire. Familiile joacă un rol major în dezvoltarea acestor comportamente, în special la tinerii adulți, care preiau modele de comportament financiar de la părinți. Acest aspect subliniază importanța educației financiare timpurii și a unui mediu familial care promovează o atitudine financiară sănătoasă (**Gettings & Anderson, 2021**). În altă ordine de idei, este esențial ca fiecare persoană să fie conștientă de propriile nevoi financiare viitoare și să își evalueze constant progresul în economisire pentru a menține un comportament financiar eficient. Oamenii care conștientizează mai bine importanța economisirii au o probabilitate mai mare de a-și atinge scopurile financiare pe termen lung (**Hershey et al., 2017**; **Murari et al., 2021**).

1.2.2. Analiza datelor

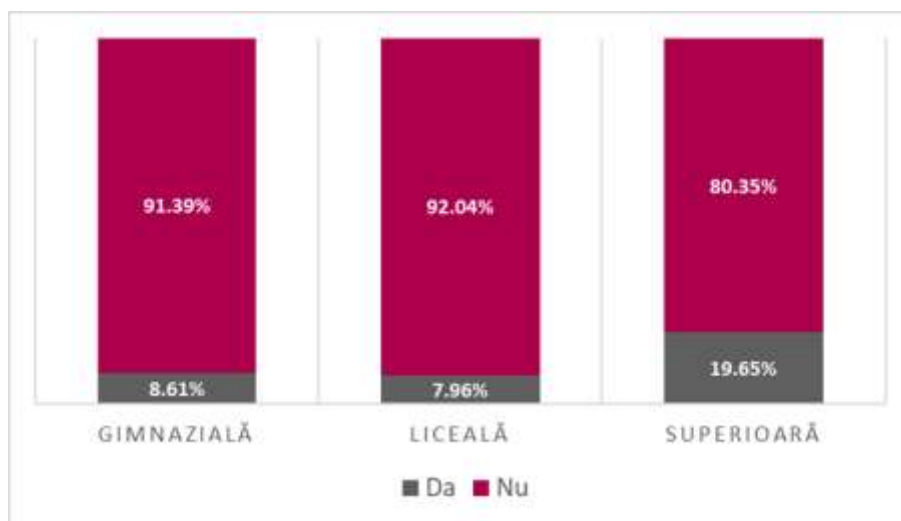
În cele ce urmează vom pregăti terenul pentru analiza la nivel de microdate a înclinației spre economisire prin prezentarea datelor survenite de la The OeNB Euro Survey, un sondaj internațional efectuat regulat din 2012 în țările din Europa Centrală, de Est și de Sud-Est, care planifică să adopte moneda EURO în viitor. Sondajul se desfășoară cel puțin o dată pe an, utilizând un chestionar comun armonizat. Datele sunt disponibile pentru cercetare după un an și jumătate de verificări interne și au fost utilizate în numeroase publicații academice¹, fapt ce demonstrează calitatea extrem de sporită a datelor culese, și impactul major al prelucrării acestora pentru decidenți. Aceste date ne vor ajuta să înțelegem mai bine caracteristicile care influențează deciziile de economisire ale populației din România.

Pentru început, prezentăm în Figura 1.1 rezultatele sondajului la întrebarea “**Dețineți un depozit la termen?**” în funcție de nivelul studiilor pentru toate cele 13 valuri efectuate între anii 2012 și 2022 În România. Astfel, cei cu studii superioare dețin cea mai mare pondere (19.65%),

1 <https://www.oenb.at/en/Monetary-Policy/Surveys/OeNB-Euro-Survey/Publications.html>

fapt ce sugerează o legătură strânsă între nivelul de educație și numărul depozitelor la termen. Persoanele cu niveluri de educație gimnazială și liceală au procente similare și relativ scăzute de deținere a depozitelor la termen (8.61% și, respectiv, 7.96%). Nu trebuie pierdut însă în vedere că este de anticipat o corelație puternică între nivelul de studii și nivelul veniturilor.

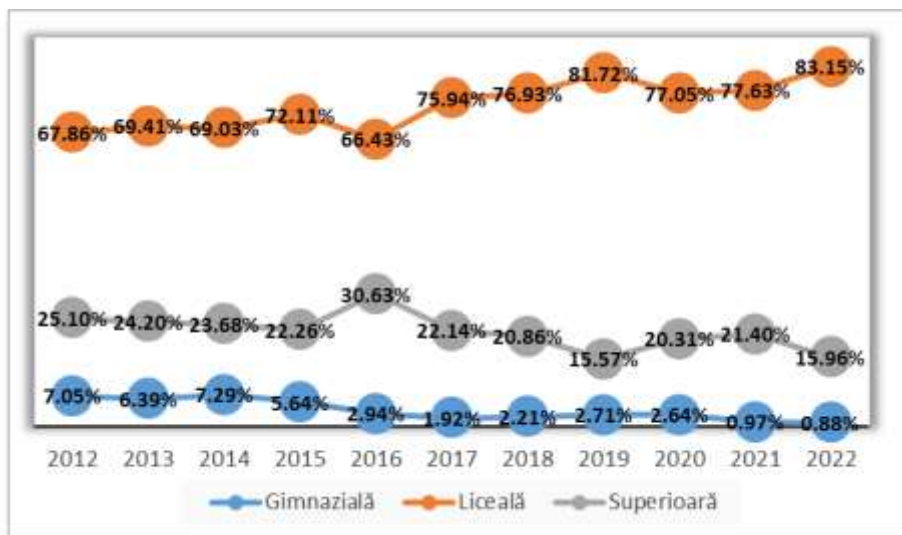
Figura 1.1 Distribuția în ceea ce privește deținerea depozitelor la termen în funcție de nivelul educației în perioada 2012-2022



Sursa: prelucrare proprie

În Figura 1.2 observăm o scădere destul de pronunțată a ponderii persoanelor cu educație gimnazială care dețin depozite la termen, de la 7.05% în 2012 la doar 0.88% în 2022. Aceasta sugerează o schimbare în comportamentul de economisire pentru acest segment de populație.

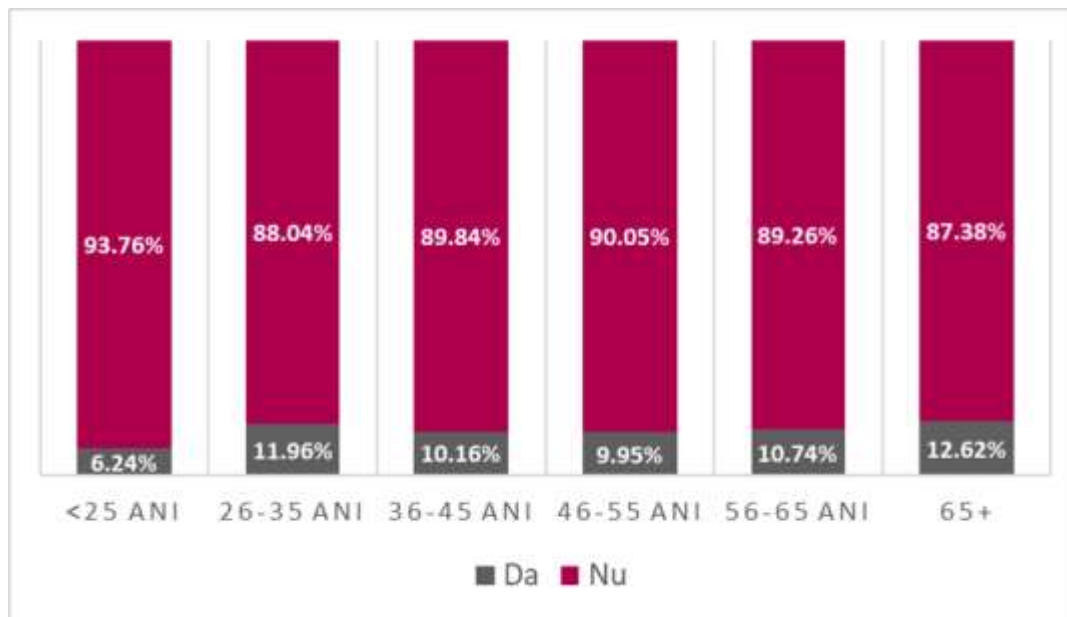
Figura 1.2 Dinamica depozitelor la termen defalcată pe niveluri de educație



Sursa: prelucrare proprie

Continuăm analiza noastră prin studierea pe intervale de vârstă a tendinței de economisire. În Figura 1.3 am sumarizat distribuția preferinței spre depozitele la termen condiționată de vârsta persoanei chestionate, alegând cinci intervale reprezentative.

Figura 1.3 Distribuția în ceea ce privește deținerea depozitelor la termen la nivelul vârstei în perioada 2012-2022

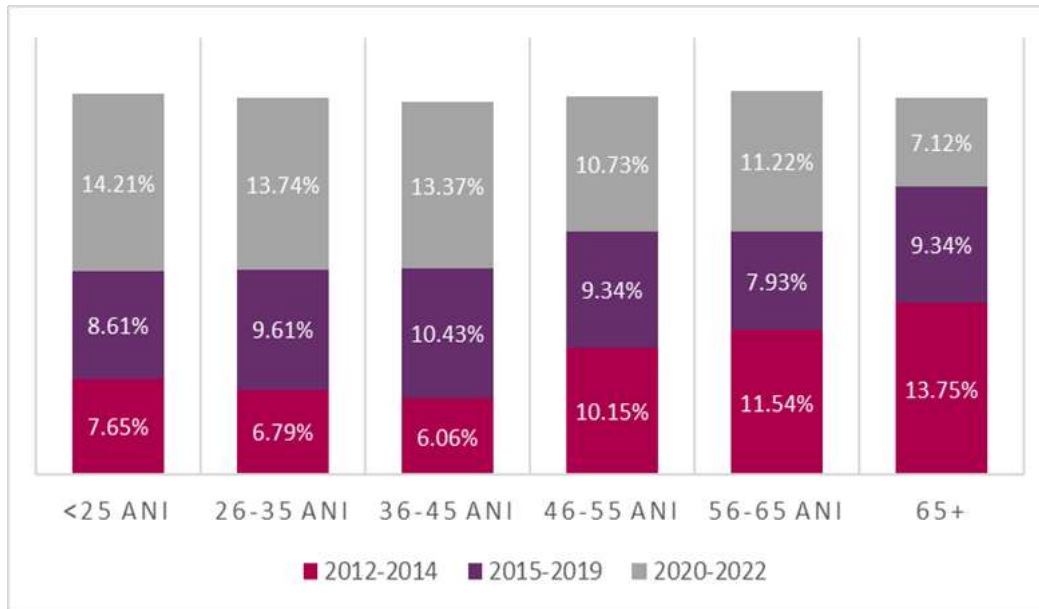


Sursa: prelucrare proprie

După cum bine se poate observa în figura de mai sus tinerii sub 25 de ani au cel mai mic procentaj în raport cu constituirea unui depozit la termen (6.24%), ceea ce s-ar traduce fie printr-o lipsă de resurse financiare din cauza lipsei unui job sau a experienței care să îi aducă un venit mai ridicat, fie o dorință spre investiții mai riscante. În Figura 1.4 se observă că pandemia COVID-19 și consecințele sale au provocat o schimbare semnificativă în comportamentele financiare ale tinerilor. Restricțiile impuse de autorități, precum limitarea mobilității și închiderea temporară a unor sectoare economice, au dus la o reducere semnificativă a oportunităților de consum. Astfel, tinerii s-au confruntat cu mai puține cheltuieli discreționare, cum ar fi cele legate de divertisment, călătorii sau alte activități sociale. Această scădere forțată a cheltuielilor a creat un context în care mulți au reușit să acumuleze economii. În plus, incertitudinea economică generată de pandemie, cum ar fi instabilitatea pieței muncii și riscul de pierdere a veniturilor, a încurajat o atitudine mai prudentă în gestionarea resurselor financiare. Astfel, mulți tineri au fost motivați să plaseze aceste economii fie în conturi de economii, fie în depozite bancare, ca măsură de siguranță pentru viitor.

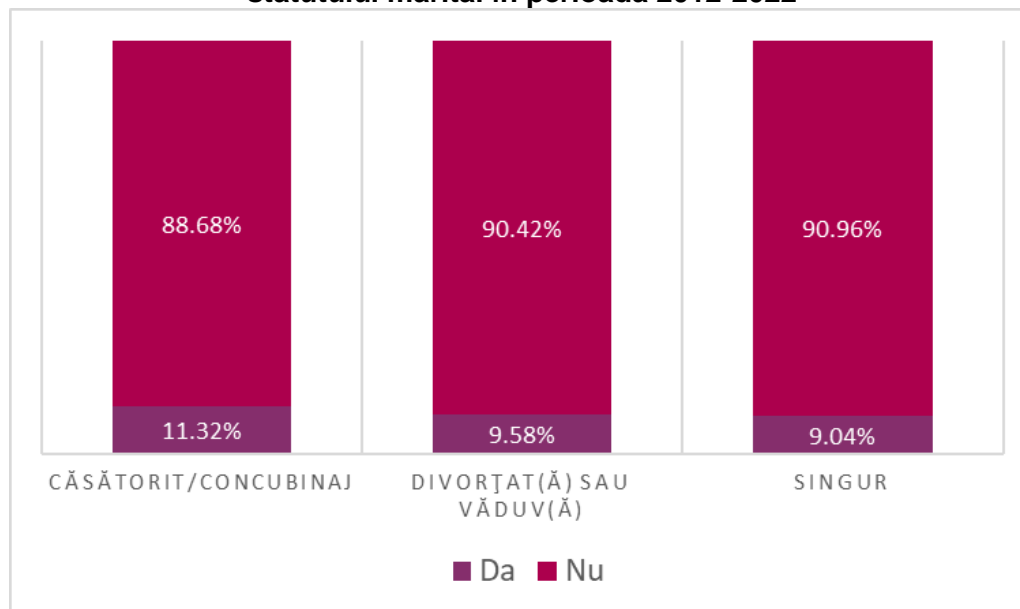
Această schimbare de paradigmă reflectă o conștientizare mai mare a importanței securității financiare pe termen lung, precum și o adaptare la noul context socio-economic impus de criză.

Figura 1.4 Dinamica depozitelor la termen defalcată pe intervale de vârstă



Sursa: prelucrare proprie

Figura 1.5 Distribuția în ceea ce privește deținerea depozitelor la termen la nivelul statutului marital în perioada 2012-2022

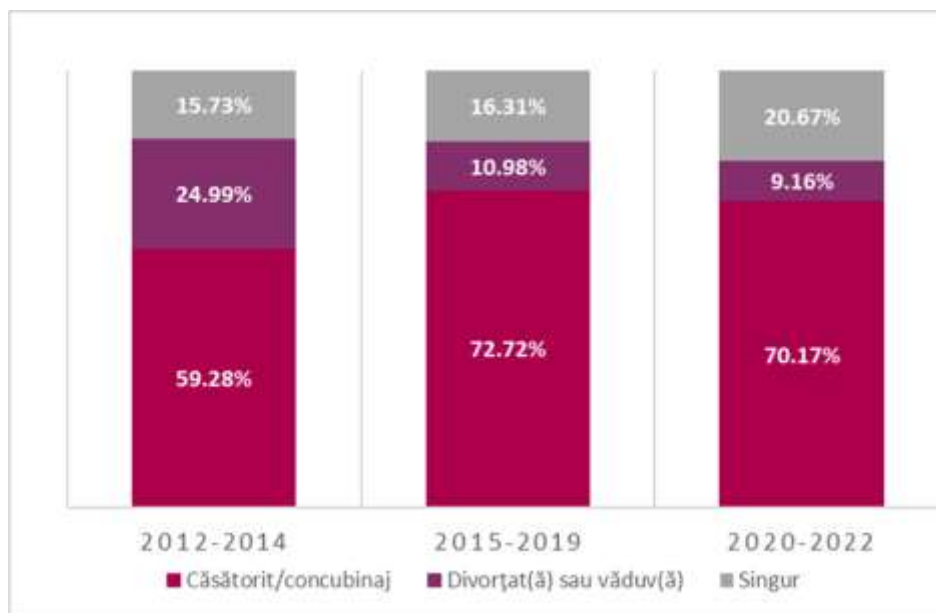


Sursa: prelucrare proprie

Analizând datele din Figura 1.5, se observă că persoanele căsătorite sau cele aflate în concubinaj au o predispoziție ușor mai ridicată în plasarea resurselor sub forma depozitelor la

termen comparativ cu celelalte categorii. Acest lucru sugerează că echilibrul căsniciei contribuie la decizia plasării resurselor financiare în forme mai sigure, precum depozitele la termen, sau poate reflecta accesul la resurse financiare mai stabile ale partenerilor. În schimb, persoanele singure și cele divorțate sau văduve par mai puțin înclinată spre astfel de produse bancare, cel mai probabil din cauza unor cheltuieli de subsistență mai ridicate în termeni procentuali relativ la persoanele căsătorite.

Figura 1.6 Dinamica depozitelor la termen defalcată pe statut marital



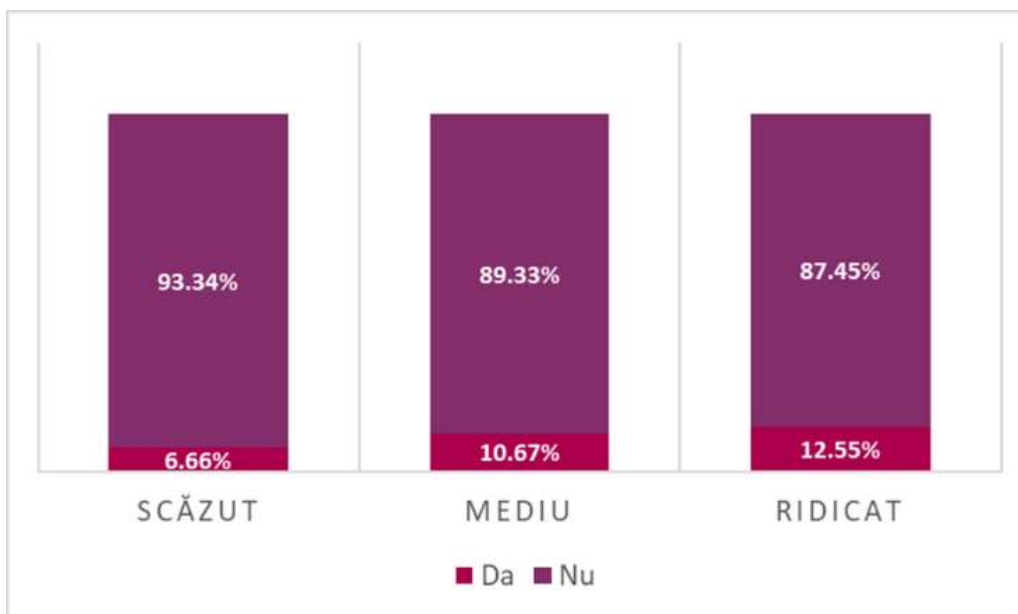
Sursa: prelucrare proprie

Conform datelor prezentate în Figura 1.6, se observă o creștere semnificativă a depozitelor la termen în rândul persoanelor căsătorite sau aflate în concubinaj. Această tendință poate fi explicată prin faptul că, în contexte de stabilitate financiară, cuplurile sunt mai predispuse să economisească pentru obiective comune pe termen lung, precum achiziționarea unei locuințe sau asigurarea unei rezerve financiare pentru viitor.

Stabilitatea veniturilor și responsabilitățile împărtășite le motivează să prioritizeze economisirea prin produse financiare considerate sigure, cum sunt depozitele la termen. În perioada 2012-2014, impactul crizei financiare globale era încă resimțit, iar incertitudinea economică îi determina pe cei cu venituri ridicate să adopte o strategie de economisire precaută, orientându-se către depozite la termen, cunoscute pentru siguranța lor. În acest interval, aproximativ 62,68% din persoanele cu venituri mari optau pentru acest tip de economisire, considerând că este o modalitate eficientă de a-și proteja resursele în fața volatilității piețelor. Pe

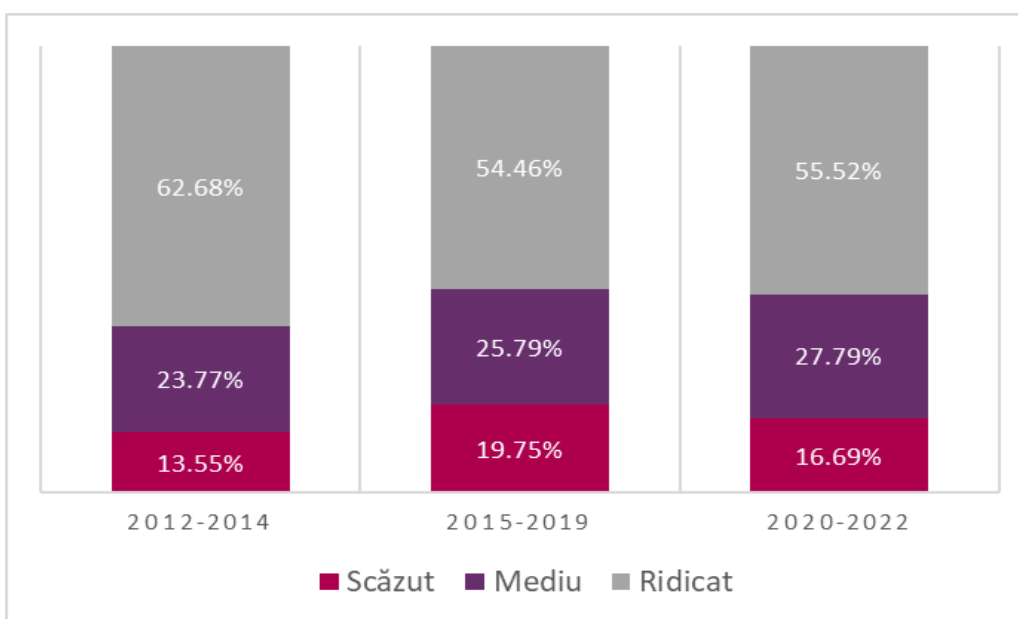
de altă parte, între 2015 și 2019, în contextul unei expansiuni economice și a unei mai mari încrederi în piețele financiare, procentul celor cu venituri ridicate care au ales să își plaseze economiile în depozite la termen a scăzut la 54,46% (a se vedea Figurile 1.7 și 1.8)

Figura 1.7. Distribuția în ceea ce privește deținerea depozitelor la termen la nivelul venitului în perioada 2012-2022



Sursa: prelucrare proprie

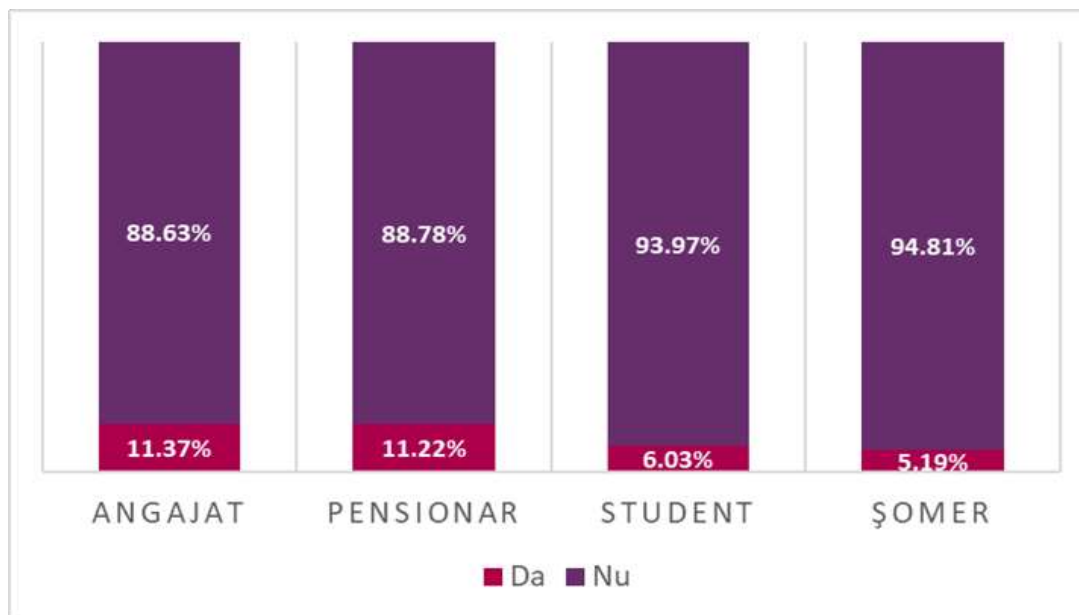
Figura 1.8. Dinamica depozitelor la termen defalcată pe clase de venit



Sursa: prelucrare proprie

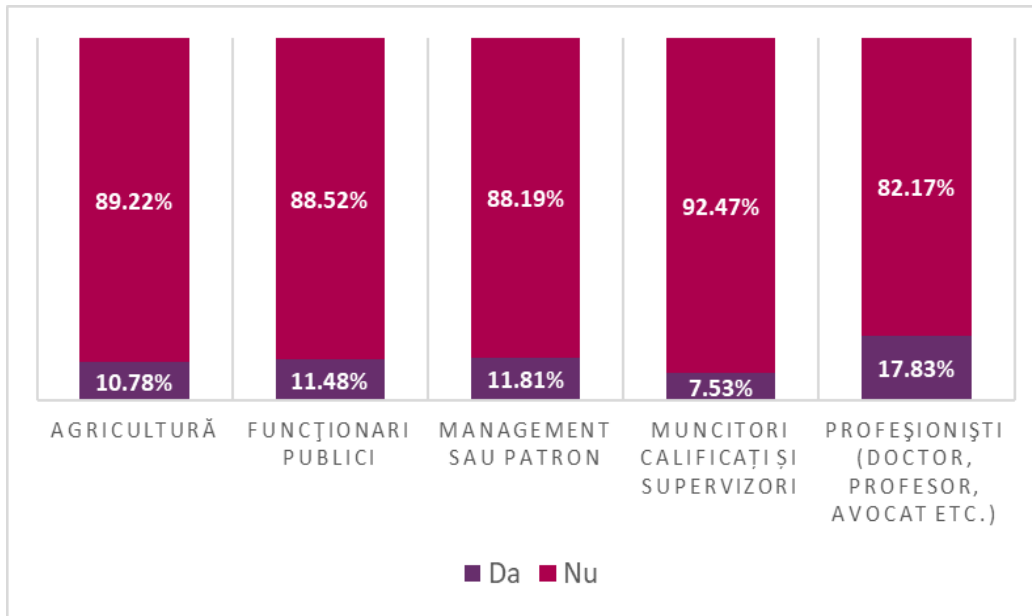
Din Figura 1.9 se poate observa că persoanele angajate și pensionarii manifestă o tendință mai mare de a constitui depozite la termen, un aspect care poate fi explicat prin stabilitatea veniturilor lor. În cazul angajaților, fluxurile regulate de venituri oferă predictibilitate și siguranță, ceea ce îi încurajează să economisească pe termen lung. De asemenea, pensionarii, având un venit stabil sub formă de pensie, sunt mai predispuși să își securizeze economiile prin depozite bancare, căutând produse financiare care să le ofere siguranță. În schimb, rata scăzută a economisirii în rândul studenților și șomerilor reflectă resursele financiare limitate ale acestora. Studenții, care adesea nu au un venit stabil sau consistent, și șomerii, care se confruntă cu nesiguranța veniturilor, sunt mai degrabă înclinați să păstreze fondurile disponibile în conturi curente sau în numerar, pentru a face față unor cheltuieli neprevăzute sau necesități imediate. Această diferență în comportamentele financiare evidențiază legătura strânsă între securitatea veniturilor și deciziile de economisire pe termen lung.

Figura 1.9. Distribuția în ceea ce privește deținerea depozitelor la termen la nivelul statutului pe piața muncii în perioada 2012-2022



Sursa: prelucrare proprie

Figura 1.10 Distribuția în ceea ce privește deținerea depozitelor la termen la nivelul tipului de activitate în perioada 2012-2019



Sursa: prelucrare proprie

Informațiile din Figura 1.10 scot la relief niște diferențe destul de pregnante în raport cu constituirea depozitelor la termen între categoriile de angajați incluse în chestionar. Astfel, profesioniștii (definiți în chestionar ca fiind doctor, avocat, profesor, inginer etc.), o clasă caracterizată de venituri mai ridicate și mai stabile, sunt mai înclinați să aibă depozite la termen, în timp ce muncitorii calificați și supervizorii acestora, cu venituri posibil mai scăzute și cu o volatilitate mai pronunțată, sunt mai puțin susceptibili să facă economii pe termen lung. Această tendință arată cum factorii economici și securitatea profesională influențează comportamentul de economisire și investiții.

1.2.3. Analiza econometrică

În cele ce urmează vom rula un model de tip LOGIT pentru a vedea măsura în care caracteristicile demografice, comportamentale sau financiare prezentate în subcapitolul precedent influențează într-un mod semnificativ din punct de vedere statistic înclinația spre economisire a populației. Ca variabilă dependentă am ales răspunsul la întrebarea “Dețineți un depozit la termen?”, în care valoarea 1 reprezintă DA, iar 0 este NU. Ca și factori explicativi am ales o variabilă de tip continuu (vârsta respondentului) și șapte variabile categoriale. La fiecare variabilă categorială a trebuit să stabilim un reper, al cărui coeficient va fi zero, estimațiile celorlalte caracteristici fiind calculate și interpretate în termeni relativi la reperul ales. De exemplu,

pentru gen, bărbatul a fost ales ca reper, deoarece este adesea folosit ca referință în analize demografice. Pentru educație, reperul este gimnaziul, deoarece aceasta reprezintă un nivel de bază, față de care impactul celorlalte trepte școlare poate fi ușor comparat. La fel, pentru variabilele privind tipul de zonă de proveniență și statutul marital, reperatele alese reflectă fie categoria cea mai comună, fie cea mai neutră. Această abordare asigură o interpretare coerentă și comparabilă a efectelor fiecărei categorii asupra probabilității de a deține un depozit la termen. Pentru început vom prezenta într-un mod detaliat rezultatele pentru România și ulterior, pentru a asigura o comparabilitate, pentru celelalte țări din regiune. Rezultatele aferente României sunt prezentate în Tabelul 1.1.

În prima parte a analizei am evaluat fiecare variabilă individual pentru a vedea cât de bine poate prezice probabilitatea ca o persoană să aibă un depozit la termen. Modelul 3, în care am inclus doar variabila „Educație”, a fost cea mai performantă specificație econometrică, având un Pseudo- R^2 de 0.0407, care este o valoare rezonabilă considerând dimensiunea eșantionului și raportul de paritate cu valoarea R^2 asociată unei regresii standard². Aceasta sugerează că nivelul de educație joacă un rol crucial în decizia de a economisi prin intermediul unui depozit la termen, iar persoanele cu studii superioare sunt mult mai predispuse să constituie un astfel de produs financiar. În continuare, modelele univariate pentru variabile precum vârsta (Model 1), genul (Model 2), și venitul (Model 8) au arătat și ele o semnificativitate statistică substanțială, deși cu un Pseudo- R^2 mai mic. De exemplu, vârsta a avut un impact pozitiv și semnificativ asupra probabilității de a deține un depozit la termen, ceea ce înseamnă că, pe măsură ce persoanele îmbătrânesc, tendința lor de a economisi se amplifică.

Pentru a valida robustețea analizei univariate și a detecta anomalii în interacțiunea dintre ele, am rulat o specificație econometrică completă cu toate variabilele (Modelul 9). Robustețea unei variabile în acest context constă în menținerea semnului și a semnificativității statistice. Variabile precum vârsta, genul, educația și venitul s-au evidențiat printr-o robustețe sporită. În schimb, variabila „Job” nu a prezentat aceeași robustețe. În modelele univariate, anumite categorii de ocupații, cum ar fi managerii sau profesioniștii, au avut coeficienți semnificativi și pozitivi. Cu toate acestea, în Modelul 9, semnificativitatea acestor coeficienți a dispărut, iar semnul coeficienților s-a modificat pentru unele categorii. Aceasta sugerează că influența ocupației

² Un Pseudo R-squared de aproximativ 0.2 corespunde unui R-squared ajustat într-un model de regresie liniară OLS de 0.7 (Louviere et al., 2000).

asupra deținerii unui depozit la termen nu este robustă și poate fi afectată de prezența altor variabile în model.

Tabelul 1.1. Rezultate LOGIT pentru România

Variabilă	Caracteristică	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6	Model 7	Model 8	Model 9
Vârstă	Val. numerică	0.0067***								0.0142***
Gen	<i>Bărbat</i>		0.0000							0.0000
	<i>Femeie</i>		-0.1427							-0.1217***
Educație	<i>Gimnazială</i>			0.0000						0.0000
	<i>Liceală</i>			-0.1530						-0.2072
	<i>Superioară</i>			0.9038***						0.6784***
Tip zonă de proveniență	Sub 5000 locuitori					-0.0922				-0.0139
	<i>Intre 5000- 100000 locuitori</i>					0.0000				0.0000
	Peste 100000 locuitori					0.4262***				0.2526***
Vârstă copii	Sub 7 ani					0.0110				0.0859
	7-15 ani					-0.2235***				-0.1573*
	Altul					0.0000				0.0000
Status marital	<i>Căsătorit</i>						0.1599*			0.0542
	<i>Div./Văduv</i>						0.0000			0.0000
	<i>Singur</i>						-0.0811			0.0127
Job	<i>Altul</i>							0.0000		0.0000
	Muncitor calif. sau necalif.							0.0318		-0.1508
	Manager sau antreprenor							0.9177***		0.1428

	Profesionist (avoc, prof. etc)							0.5353***	0.1440	
Venit	<i>Nu raspund</i>							0.0000	0.0000	
	Mic							-0.3455**	-0.2556**	
	Mediu							0.1548*	0.1826***	
	Mare							0.6677***	0.5424***	
Intercept		-2.4339***	-2.0292***	-2.3155***	-2.2406***	-2.0694***	-2.1854***	-2.2569***	-2.2505***	-3.0484***
Dummy an		DA	DA	DA	DA	DA	DA	DA	DA	DA
Observații		11 308	11 308	11 308	11 308	11 308	11 308	11 308	11 308	11 308
Pseudo-R ²		0.0098	0.0088	0.0407	0.0152	0.0089	0.0095	0.0191	0.0268	0.0615

Notă: ***, **, * reprezintă semnificația statistică a coeficientului estimat la un prag de relevanță de 99%, 95%, și respectiv 90%.

Astfel, analiza noastră relevă că, deși anumite variabile exercită o influență sporită asupra deținerii unui depozit la termen, altele, precum ocupația, își pierd semnificativitatea și robustețea atunci când sunt analizate într-un context mai complex, alături de alți factori relevanți. Ținând cont de valorile coeficienților estimați putem creiona portretul respondentului cu o înclinație ridicată spre economisire și a celui cu una scăzută. Astfel, persoana cu o probabilitate ridicată de a deține un depozit la termen este cel mai probabil mai în vârstă, are studii superioare, un venit ridicat, activează într-o profesie stabilă (medicină, avocatură, management) și locuiește într-o zonă urbană cu acces la servicii financiare. Individul cu o probabilitate scăzută de a deține un depozit la termen este mai tânăr, are educație limitată la studii liceale sau gimnaziale, un venit mic, are copii în vârstă de 7-15 ani, ocupă o poziție de muncitor calificat sau necalificat și trăiește într-o zonă rurală sau într-o localitate mică, cu acces redus la servicii financiare.

Pentru a izola influențele temporale asupra deciziilor financiare, am utilizat inițial efecte fixe de an, oferind posibilitatea de a analiza impactul fiecărui an în parte și modul în care factorii macroeconomici sau politici au influențat comportamentele financiare pe termen scurt. Totuși, pentru a obține o perspectivă mai detaliată asupra dinamicii pe termen lung, am împărțit eșantionul în trei subperioade distincte. Această împărțire ne-a permis să evităm efectele heterogene între ani și să surprindem mai clar impactul evenimentelor economice majore, precum crizele financiare sau schimbările în politica monetară, asupra comportamentului de economisire. De asemenea, ne-a oferit o înțelegere mai precisă a modului în care anumite variabile au devenit mai influente într-o anumită perioadă, contribuind la estimări mai robuste și la o analiză mai nuanțată a factorilor determinanți ai economisirii.

- *Analiza pe subperioade*

O propunere pentru împărțirea perioadei de studiu (2012-2022) în trei subperioade ar putea fi următoarea:

- 2012-2015: Această subperioadă surprinde efectele nefaste ale crizei financiare începute în 2008 și a crizei datoriilor suverane din zona euro.
- 2016-2019: Aceasta este o perioadă relativ stabilă din punct de vedere economic, marcată de creștere economică în multe țări europene.
- 2020-2022: Această subperioadă include impactul pandemiei COVID-19 și efectele economice asociate, cum ar fi recesiunea globală și măsurile de stimulare economică.

Această împărțire permite analiza comportamentelor de economisire în contexte economice și sociale distincte, facilitând o interpretare mai clară a tendințelor și schimbărilor din perioada de studiu. Rezultatele estimărilor sunt prezentate în Tabelul 1.2 de mai jos:

Tabelul 1.2. Rezultate LOGIT pentru România pe subperioade

Variabilă	Caracteristică	2012-2015	2016-2019	2020-2022
Vârstă	Val. numerică	0.0292***	0.0109**	0.0036
Gen	<i>Bărbat</i>	0.0000	0.0000	0.0000
	Femeie	-0.4422***	0.0094	-0.1328
Educație	<i>Gimnazială</i>	0.0000	0.0000	0.0000
	Liceală	0.0542	-0.2664	-0.5800
	Superioară	0.9185***	0.5825*	0.3738
Tip zonă de proveniență	Sub 5000 locuitori	0.0648	0.1137	-0.2715*
	Între 5000-100000 locuitori	0.0000	0.0000	0.0000
	Peste 100000 locuitori	0.0997	0.3880	-0.1764
Vârstă copii	Sub 7 ani	0.0474**	0.0749	-0.1352
	7-15 ani	-0.1528	-0.0732	-0.1764
	Altul	0.0000	0.0000	0.0000
Status marital	Căsătorit	-0.2222	0.2311	0.3247*
	<i>Div./Văduv</i>	0.0000	0.0000	0.0000
	Singur	-0.0250	-0.2010	0.2432
Job	<i>Altul</i>	0.0000	0.0000	0.0000
	Muncitor calif. sau necalif.	-0.0853	-0.2181	-0.0121
	Manager sau antreprenor	0.3033	0.0717	0.0329
	Profesionist (avoc, prof. etc)	0.9283***	-0.1491	0.0357
Venit	<i>Nu răspund</i>	0.0000	0.0000	0.0000
	Mic	-0.3217	-0.2068	-0.0596
	Mediu	0.4783***	0.0837	0.2988
	Mare	0.6847***	0.3780***	0.7237***
Intercept		-4.1479***	-2.9058	-2.361

Observații	4118	4067	3.084
Pseudo-R ²	0.0903	0.0471	0.0590

Notă: ***, **, * reprezintă semnificația statistică a coeficientului estimat la un prag de relevanță de 99%, 95%, și respectiv 90%.

Estimațiile prezentate mai sus ne oferă o perspectivă mai largă cu privire la modificarea profilului deponentului bancar în ultimii 10 ani. Se observă în primul rând o relație semnificativă din punct de vedere statistic între vârsta persoanei chestionate și probabilitatea de a constitui un depozit la termen. Acest lucru este în concordanță cu rezultatele anterioare, însă se poate vedea că pandemia a diluat foarte mult acest impact, coeficientul asociat vârstei nemaifiind semnificativ din punct de vedere statistic. Pe fondul unor creșteri la nivelul depozitelor populației, după cum am evidențiat în subcapitolul 1.1., cea mai plauzibilă explicație este că profilul deponentului s-a modificat, și unele persoane mai tinere să devină mai responsabile financiar și să își îndrepte atenția către economisire, probabil ca răspuns la incertitudinile generate de contextul economic și social din timpul pandemiei.

În prima subperioadă analizată, probabilitatea de a deține un depozit la termen era mai mică pentru femei, ceea ce poate indica diferențe de acces la resurse și informații financiare. Însă, în perioada 2016-2019, diferențele de gen dispar, coeficientul pentru femei devenind nesemnificativ, sugerând o uniformizare a comportamentului financiar. În perioada 2020-2022, deși coeficientul rămâne negativ, nu este semnificativ, confirmând reducerea diferențelor de gen în deciziile de economisire. De asemenea, educația a avut un impact semnificativ asupra probabilității de a deține depozite la termen, persoanele cu studii superioare fiind mai predispuse să economisească în acest mod. Acest lucru sugerează o conștientizare mai mare a beneficiilor economisirii și un acces facil la produse financiare sigure. În perioada 2016-2019, impactul educației superioare rămâne pozitiv, dar ușor diminuat, indicând diversificarea opțiunilor financiare. Cu toate acestea, în intervalul 2020-2022, influența educației superioare scade și nu mai este semnificativă, similar cu persoanele cu educație mai scăzută care nu au asociată o probabilitate semnificativă din punct de vedere statistic de a deține depozite la termen indiferent de orizontul de timp considerat.

Zona de proveniență și venitul au, de asemenea, un impact semnificativ asupra probabilității de a deține un depozit la termen, deși acest impact variază în funcție de perioadă. Coeficientul de impact al persoanelor care stau în zone cu o populație redusă nu a fost semnificativ din punct de vedere statistic în primele două subperioade alese însă se observă un impact negativ asupra înclinației spre economisire pe durata pandemiei COVID-19, ceea ce poate

reflecta dificultățile economice mai mari întâmpinate de populația din zonele rurale în contextul pandemiei. În ceea ce privește venitul, rezultatele arată o distincție clară între categoriile de venit. Persoanele cu venituri mari au o probabilitate semnificativ mai mare de a deține un depozit la termen în toate cele trei perioade, cu coeficienți pozitivi și semnificativi, în special în perioada 2020-2022. Acest lucru indică faptul că persoanele cu venituri mai mari continuă să prefere depozitele la termen ca metodă de economisire, probabil datorită siguranței și stabilității oferite de aceste produse, chiar și în perioade de incertitudine economică (putem aminti aici faptul că ratele de dobândă au crescut simțitor pe parcursul anului 2022). În schimb, venitul mic nu influențează semnificativ decizia de economisire prin depozite la termen, ceea ce sugerează că persoanele cu venituri reduse.

- *Analiza comparativă*

Vom extinde analiza realizată pentru România la Bulgaria, Cehia, Ungaria, Polonia și Croația, țări care oferă un cadru relevant pentru a înțelege similitudinile și diferențele în comportamentele de economisire din Europa Centrală și de Est. Aceste state au avut o tranziție comună de la economiile planificate la cele de piață, dar au evoluat diferit în ceea ce privește politicile economice și integrarea în Uniunea Europeană. Compararea permite identificarea unor tipare regionale și evidențierea trăsăturilor specifice fiecărei țări, cum ar fi influența culturii latine în România. Această abordare oferă o perspectivă mai clară asupra factorilor care influențează comportamentele de economisire și ajută la identificarea politicilor eficiente pentru stimularea economisirii în context național.

Impactul vârstei asupra economisirii este semnificativ în toate țările, dar este mai accentuat în Ungaria și Bulgaria decât în România. În România, genul influențează considerabil probabilitatea de a deține un depozit la termen, femeile economisind mai puțin decât bărbații, probabil din cauza normelor sociale tradiționale, unde femeile se ocupă mai mult de cheltuielile gospodăriei. În Ungaria și Cehia, aceste diferențe nu sunt semnificative, ceea ce sugerează o egalitate mai mare între sexe în comportamentele financiare, posibil datorită unor politici sociale mai avansate sau a unei conștientizări mai puternice privind egalitatea de gen.

Educația influențează semnificativ economisirea în toate țările analizate, dar cu diferențe importante. În România, doar cei cu studii superioare au o probabilitate mai mare de a deține un depozit la termen, cel mai probabil veniturile mai mari de care dispun. În Cehia și Bulgaria, chiar și educația liceală are un impact pozitiv, ceea ce sugerează că aceste țări au un sistem financiar bancar mai axat pe oportunitățile de economisire pentru persoanele cu educație mai redusă, posibil datorită promovării culturii financiare încă din etapele timpurii ale educației.

	Muncitor calif. sau necalif.	-0.1318*	0.3649***	-0.0306	0.1667**	-0.0741	-0.1508
	Manager sau antreprenor	0.0888	0.5974***	0.3556***	0.3896***	0.3881***	0.1428
	Profesionist (avoc, prof. etc)	0.0453	0.8016***	0.3098***	0.4360***	0.2176**	0.1440
	<i>Nu răspund</i>	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Venit	Mic	-0.2545***	-0.3715***	-0.5262***	-0.1843**	-0.2656***	-0.2556**
	Mediu	0.1720***	0.0849	-0.0649	0.1635**	0.2761***	0.1826***
	Mare	0.6543***	0.4231***	0.5137***	0.7094***	0.7049***	0.5424***
Intercept		-3.9233***	-3.0164***	-3.2053***	-0.3240***	-0.3063***	-3.0484***
Dummy an		DA	DA	DA	DA	DA	DA
Observații		10 910	11 154	10 872	10 874	10 912	11 308
Pseudo-R²		0.0772	0.0980	0.0614	0.0705	0.0784	0.0615

Notă: ***, **, * reprezintă semnificația statistică a coeficientului estimat la un prag de relevanță de 99%, 95%, și respectiv 90%.

Impactul zonei de rezidență asupra economisirii diferă semnificativ între țări. În România, locuirea în orașele mari crește probabilitatea de economisire datorită accesului mai facil la servicii financiare și educație financiară. În schimb, în Bulgaria și Ungaria, locuirea în mediul rural este asociată cu o probabilitate mai mică de economisire, sugerând o infrastructură financiară mai slab dezvoltată și o conștientizare mai redusă a importanței economisirii. În România, prezența copiilor între 7 și 15 ani reduce probabilitatea de economisire, probabil din cauza costurilor mari asociate întreținerii și educației copiilor de această vârstă. În Cehia, părinții cu copii mici economisesc mai mult, ceea ce poate reflecta o cultură a economisirii orientată spre viitorul copiilor pe termen mai lung, sprijinită de politici publice favorabile.

Statutul marital influențează comportamentul de economisire în mod diferit între țări. În România, acest factor nu are un impact semnificativ, ceea ce poate reflecta un sprijin familial extins sau norme culturale care minimizează importanța statutului marital în deciziile financiare. În Cehia și Polonia, însă, persoanele căsătorite au o probabilitate mai mare de a economisi, ceea ce sugerează că stabilitatea financiară oferită de căsătorie stimulează economisirea. Tipul de ocupație influențează economisirea, deși efectele variază. În România, managerii și antreprenorii sunt mai predispuși să economisească, dar diferențele nu sunt la fel de marcante ca în alte țări. În Cehia și Ungaria, profesiile calificate au un impact mai puternic asupra economisirii, indicând o legătură mai strânsă între statutul profesional și accesul la oportunități financiare favorabile.

1.3. Senzitivitatea costului cu dobânda la depozite în funcție de ratele de piață pentru RON și EUR

1.3.1. Introducere

Evaluarea sensibilității costurilor cu dobânzile la depozitele la termen, în funcție de modificările ratelor de piață, cunoscută ca **deposit beta**, este crucială pentru gestionarea riscului de piață și asigurarea unui nivel de profitabilitate al băncilor comerciale în concordanță cu riscurile asumate. Aceasta determină capacitatea instituțiilor bancare de a gestiona volatilitatea dobânzilor și de a-și proteja marjele de profit în contextul schimbărilor de politică monetară. Deposit beta măsoară cât de mult se ajustează ratele dobânzilor la depozite în raport cu schimbările ratelor de politică monetară, interbancare sau ale titlurilor de stat. În perioadele de volatilitate financiară, deposit beta devine esențial pentru controlul costurilor de finanțare, mai ales când ratele interbancare fluctuează considerabil, afectând dobânzile la depozite atât pe termen scurt, cât și pe termen lung.

O gestionare corectă a deposit beta este vitală pentru controlul riscului de piață și menținerea stabilității financiare. Depozitele sunt o sursă majoră de finanțare pentru bănci, iar costul acestora afectează direct profitabilitatea. În perioadele de creștere a ratelor de piață, un deposit beta ridicat poate crește rapid costurile cu dobânzile, reducând marjele de profit și afectând competitivitatea băncilor. În schimb, un deposit beta scăzut permite menținerea unor costuri stabile, chiar și în condiții de volatilitate a dobânzilor ([Drechsler et al., 2017; 2021](#)).

Politica monetară influențează direct deposit beta prin modificarea ratelor de referință stabilite de băncile centrale, care afectează costurile de finanțare și lichiditatea în sistemul bancar. Creșterea ratelor de politică determină băncile comerciale să majoreze dobânzile la depozite pentru a atrage lichidități și a rămâne competitive. Totuși, ajustările dobânzilor nu sunt întotdeauna proporționale cu schimbările ratelor de politică, după cum arată [Drechsler et al. \(2017; 2021\)](#). Băncile pot întârzia sau minimiza ajustările în funcție de condițiile de piață și de necesitățile de lichiditate, preferând uneori surse de finanțare alternative, mai puțin costisitoare, în loc să crească semnificativ dobânzile la depozite.

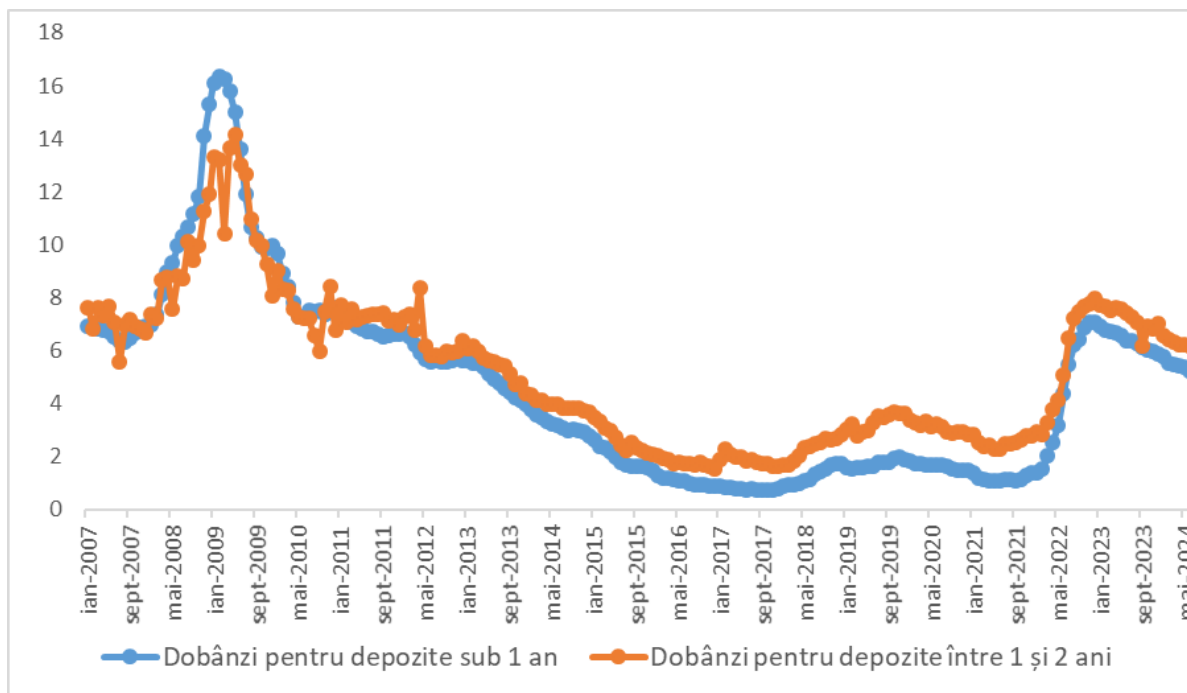
Estimările obținute în cadrul acestui subcapitol au evidențiat că pe perioada pandemiei, deposit beta a fost mult mai pronunțat atât pentru depozitele în RON, cât și pentru cele în EUR, în special datorită modificărilor semnificative ale ratei de politică monetară. În această perioadă, Banca Națională a României și Banca Centrală Europeană, au ajustat agresiv ratele de politică monetară pentru a controla inflația, ceea ce a crescut sensibilitatea dobânzilor la depozite față de ratele din piață. Această tendință este evidentă mai ales în perioada 2020-2024, unde deposit beta crește semnificativ comparativ cu perioada crizei globale din 2007-2012 sau a celei de relativă stabilitate dintre 2013-2019, indicând o transmisie mai puternică și rapidă a modificărilor ratelor de piață către depozitele bancare. Atât pentru depozitele pe termen scurt, cât și pentru cele pe termen mediu, se observă aceeași tendință de creștere a deposit beta în perioada pandemiei. În cazul depozitelor pe termen scurt, creșterea deposit beta reflectă o reacție mai rapidă la ajustările ratelor de piață, în timp ce, pentru depozitele pe termen mediu, această sensibilitate a fost de asemenea pronunțată, dar impactul a fost mai redus. Astfel, modificările alerte ale ratei de politică monetară s-au reflectat eficient în dobânzile la depozite, indiferent de termenul acestora.

1.3.2. Descrierea datelor

În cele ce urmează vom face o prezentare detaliată a seriilor datelor utilizate în cadrul analizei noastre. Ca perioadă de studiu am selectat intervalul ianuarie 2007 – iulie 2024. De pe site-ul

BNR am extras informații zilnice despre ratele medii ale dobânzilor la depozitele la termen pe diferite maturități atât pentru RON cât și pentru EUR.

Figura 1.11. Evoluția ratelor de dobândă la depozitele în RON (%) – valori medii lunare



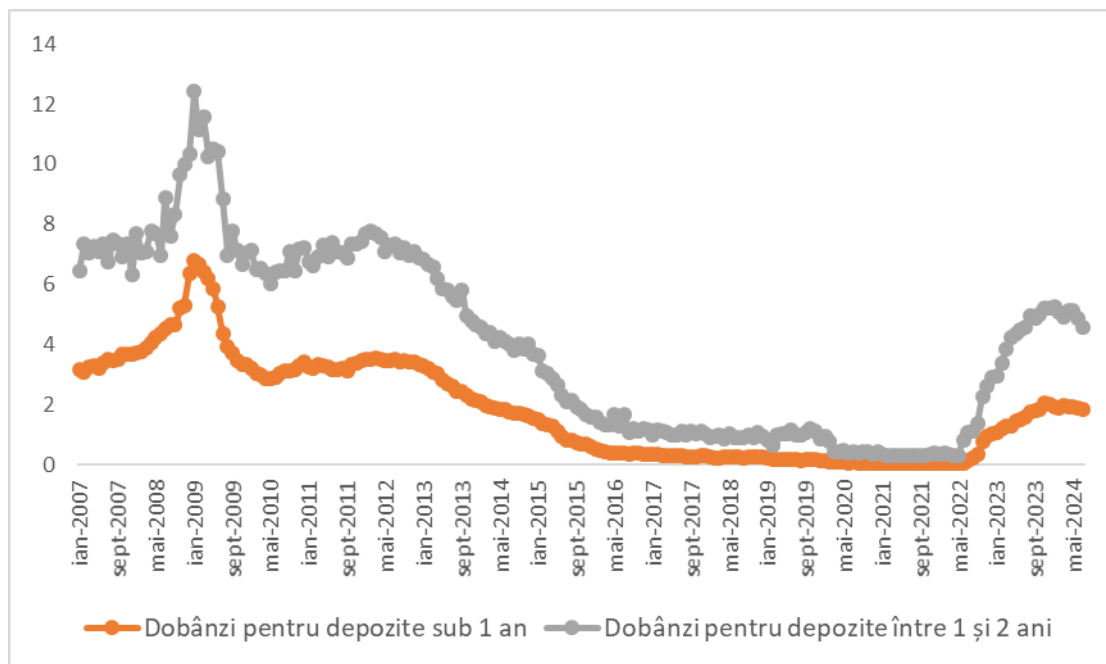
Sursa: prelucrare proprie

După cum bine se poate observa în Figura 1.11, evoluția dobânzilor la depozitele în RON a fost influențată de ciclurile economice și implicit de politica monetară. În perioadele de criză financiară sau creștere accelerată a ratelor dobânzilor, cum ar fi intervalele 2007-2009 și 2021-prezent, gap-ul dintre dobânzile la depozitele pe termen scurt și cele pe termen lung s-a redus, băncile oferind dobânzi similare sau chiar mai mari pentru scadențele pe termen scurt pentru a atrage rapid lichidități. În schimb, în perioadele de relativă stabilitate financiară, cum a fost intervalul 2014-2020, diferența între dobânzile la depozite pe termen scurt și lung a fost mai pronunțată, băncile preferând să ofere stimulente mai mari pentru depozitele pe termen lung pentru a-și echilibra finanțarea pe termen lung.

Din Figura 1.12 se observă că până în 2015 existau diferențe semnificative între dobânzile pentru depozitele pe termen scurt (sub 1 an) și cele pe termen mediu (1-2 ani), ceea ce sugerează că băncile erau dispuse să plătească o primă mai mare pentru depozitele pe termen lung pentru a-și asigura lichiditatea în contextul incertitudinilor economice și al ajustărilor politice din zona euro; după 2015 însă, pe măsură ce Banca Centrală Europeană a adoptat o politică monetară

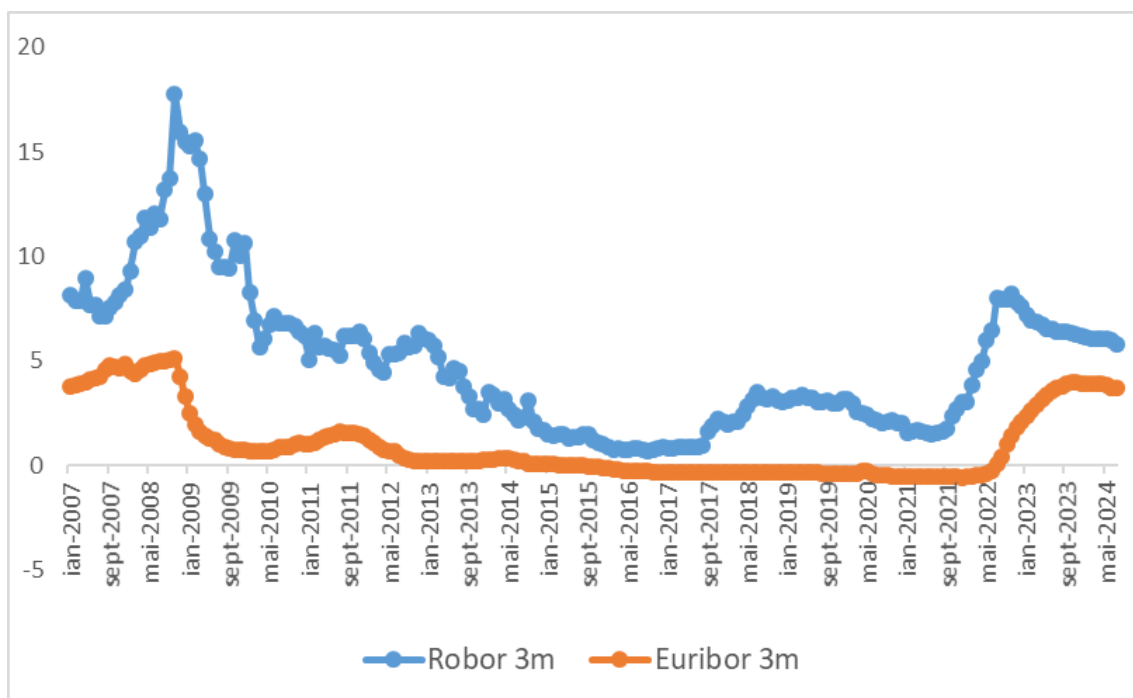
extrem de relaxată, cu rate foarte scăzute, chiar negative, diferența între aceste dobânzi s-a redus considerabil, reflectând o aplatizare a curbei dobânzilor și o stabilizare a pieței financiare europene.

Figura 1.12. Evoluția ratelor de dobândă la depozitele în EUR (%) – valori medii lunare



Sursa: prelucrare proprie

Figura 1.13 arată evoluția ROBOR și EURIBOR pe o perioadă din ianuarie 2007 până în iulie 2024. ROBOR 3M a avut o creștere accentuată până în 2008, influențată în principal de evenimentele financiare globale, urmată de o scădere constantă până în 2015, când s-a stabilizat la valori reduse, România fiind una din țările unde efectele crizei datoriiilor suverane nefiind pronunțate. După 2020, ROBOR a crescut semnificativ, pe fondul inflației și al măsurilor mai restrictive din partea BNR pentru a controla presiunile inflaționiste, atingând un nou punct de maxim local în 2023, înainte de a începe să scadă din nou în 2024. În contrast, EURIBOR 3M a avut o evoluție mai stabilă, intrând chiar într-o regiune cu valori negative între 2015 și 2021, ca rezultat al politicii monetare foarte relaxate a Băncii Centrale Europene (BCE), care a adoptat măsuri de stimulare economică pentru a combate inflația scăzută și a sprijini creșterea economică. După 2022, EURIBOR a crescut din nou pe fondul înăsprii politicii monetare a BCE, ca răspuns la creșterea inflației în zona euro.

Figura 1.13. Evoluția ratelor de dobândă de piață– valori medii lunare

Sursa: prelucrare proprie

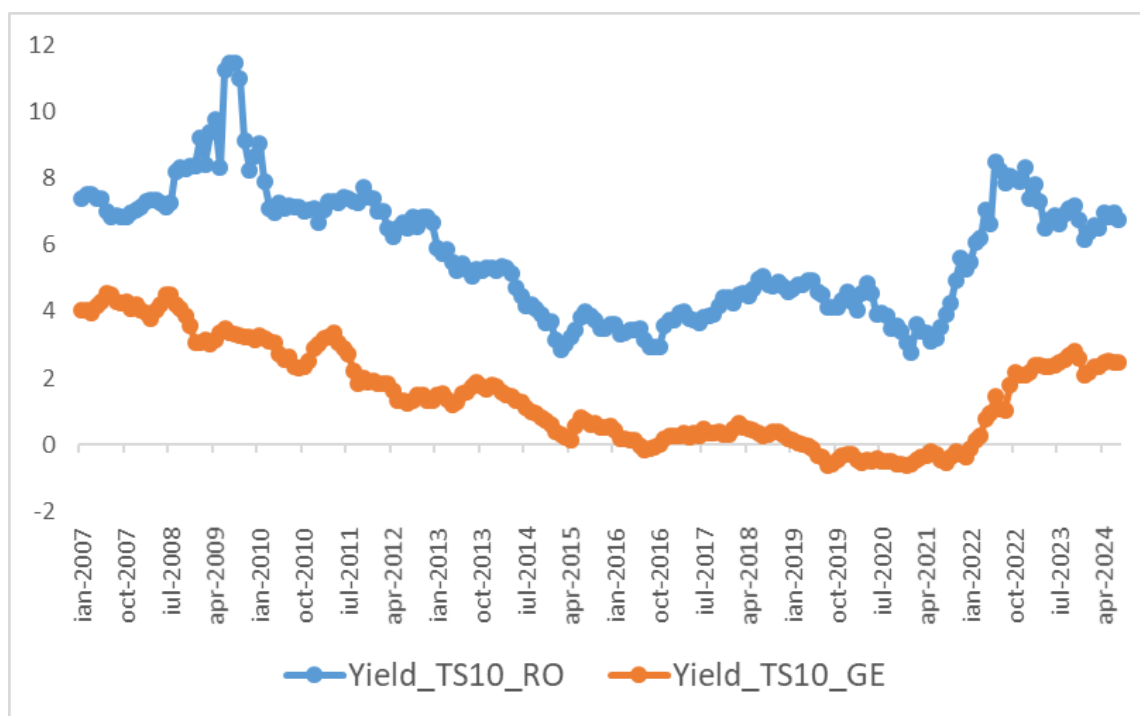
ROBOR 3M a avut o creștere accentuată până în 2008, influențată în principal de evenimentele financiare globale, urmată de o scădere constantă până în 2015, când s-a stabilizat la valori reduse, România fiind una din țările unde efectele crizei datoriiilor suverane nu au fost pronunțate. După 2020, ROBOR a crescut semnificativ, pe fondul inflației și al măsurilor mai restrictive din partea BNR pentru a controla presiunile inflaționiste, atingând un nou punct de maxim local în 2023, înainte de a începe să scadă din nou în 2024. În contrast, EURIBOR 3M a avut o evoluție mai stabilă, intrând chiar într-o regiune cu valori negative între 2015 și 2021, ca rezultat al politicii monetare foarte relaxate a Băncii Centrale Europene (BCE), care a adoptat măsuri de stimulare economică pentru a combate inflația scăzută și a sprijini creșterea economică. După 2022, EURIBOR a crescut din nou pe fondul înăsprii politicii monetare a BCE, ca răspuns la creșterea inflației în zona euro.

Continuăm analiza noastră cu evoluția randamentelor titlurilor de stat pentru România și pentru o țară reprezentativă a zonei EURO, cum este considerată Germania. Randamentul obligațiunilor de stat pe 10 ani ale Germaniei este reprezentativ pentru zona EURO deoarece aceasta este cea mai mare și stabilă economie din regiune, iar obligațiunile emise de către statul german sunt un standard al riscului suveran minim. Figura 1.14 ilustrează evoluția randamentelor obligațiunilor de stat pe 10 ani ale României și Germaniei, din ianuarie 2007 până în iulie 2024,

cu scopul de a avea o imagine comparativă a modului în care cele două economii au reacționat la evenimentele economice majore.

În situația României (Yield_TS10_RO), randamentele la RON au fost semnificativ mai mari decât cele din Germania pe întreaga perioadă analizată, reflectând percepția investitorilor cu privire la nivelul de risc suveran dintre cele două țări. După criza financiară din 2008, randamentele României au atins un maxim în 2009, urmat de o scădere treptată până în 2016, pe măsură ce economia s-a stabilizat după efectele negative ale crizei globale, încrederea investitorilor cu privire la perspectivele economiei noastre crescând considerabil. Totuși, nivelul randamentului pentru obligațiunile emise de statul român cu maturitatea de 10 ani au rămas la un nivel superior comparativ cu economiile dezvoltate din zona EURO. După 2020, pe fondul pandemiei și al presiunilor inflaționiste, randamentele au crescut din nou, ca urmare a măsurilor adoptate de Banca Națională a României (BNR) de majorare a dobânzilor pentru a controla inflația. În 2022-2023, acestea au atins un nou maxim al ultimilor 10 ani, urmat de o scădere moderată în 2024, pe măsură ce economia a reacționat la aceste ajustări monetare.

Figura 1.14. Evoluția randamentelor la titlurile de stat pe termen lung – valori medii lunare



Sursa: prelucrare proprie

Pe de altă parte, randamentele obligațiunilor de stat ale Germaniei (Yield_TS10_GE) au avut o evoluție mult mai stabilă, fiind constant mai reduse și chiar negative între 2015 și 2021. Aceste valori reflectă statutul Germaniei de refugiu sigur în perioade de incertitudine economică și efectele politicii monetare extrem de relaxate a Băncii Centrale Europene (BCE), care a implementat măsuri de stimulare și a menținut ratele dobânzilor la niveluri foarte scăzute sau negative pentru a sprijini creșterea economică și a combate deflația. După 2021, BCE a început să își înăsprească politica monetară, ca răspuns la creșterea inflației în zona euro, iar randamentele germane au început să crească treptat, reflectând schimbările globale în condițiile economice și financiare. Deși randamentele au crescut, ele rămân semnificativ mai scăzute decât cele ale României, datorită diferențelor mari în percepția riscului suveran.

1.3.3. Rezultate

Deposit beta măsoară sensibilitatea dobânzilor la depozite la modificările ratelor de dobândă de pe piață. În cadrul acestei analize, ne vom axa pe estimarea acestui coeficient pentru depozitele în RON și EUR, folosind ca proxy valoarea dobânzilor medii lunare pentru depozitele pe termen scurt (până la un an) și pe termen mediu (între 1 și 2 ani). Vor fi utilizate două seturi de regresori: ROBOR 3M pentru RON și EURIBOR 3M pentru EUR și randamentele obligațiunilor pe 10 ani ale României și Germaniei. Ecuația care va fi estimată pentru identificarea *deposit beta* este redată mai jos:

$$\Delta r_i^{depozit} = \alpha + \beta * \Delta r_i^{piață} + \varepsilon_i \quad (1)$$

unde:

- $r_i^{depozit}$ reprezintă rata dobânzii la depozite (pe termen scurt sau mediu) în RON respectiv EURO în luna i .
- $r_i^{piață}$ reprezintă ROBOR3M sau Yield_TS10_RO în cazul RON respectiv EURIBOR sau Yield_TS10_GE în cazul EURO în luna i .

Coeficientul Beta ne indică cât de sensibilă este modificarea ratei dobânzii la depozite față de modificările ratelor de piață.

- *Un beta aproape de 1 sugerează că dobânzile la depozite urmează îndeaproape modificările ROBOR/EURIBOR sau randamentele pe 10 ani.*

- *Un beta mai mic de 1 dar pozitiv sugerează o transmisie incompletă a ratelor de piață asupra dobânzilor la depozite.*
- *Un beta negativ ar indica o relație inversă, contraintuitivă de influență între variabilele proxi pentru dobânda pieței și dobânzile la depozite.*

Înainte de a începe rularea efectivă a regresiilor, este esențial să verificăm staționaritatea seriilor de date utilizate, și a evita astfel rularea unor regresii false. O serie de date este staționară atunci când caracteristicile sale statistice (media, varianța) rămân constante în timp. Prin urmare, vom aplica testul ADF (Augmented Dickey-Fuller), pentru a verifica dacă variabilele de interes sunt staționare atât în nivel cât și în prima diferență. Rezultatele testului ADF care au fost generate pe o specificație cu un intercept sunt redate în Tabelul 1.4:

Tabelu1.4. Rezultate ADF

Variabila	Nivel		Prima diferență	
	Test	p-value	Test	p-value
Dep. RON TS	-2.1635	0.2204	-4.8307	0.0001
Dep. RON TM	-0.1288	0.6351	-17.6160	0.0000
Dep. EUR TS	-1.6920	0.4338	-5.3824	0.0000
Dep. EUR TM	-1.6131	0.4740	-3.9023	0.0024
ROBOR 3M	-1.8252	0.3675	-7.4982	0.0000
EURIBOR 3M	-0.1994	0.2894	-5.2175	0.0000
Yield 10Y ROM	-1.7343	0.4125	-15.5659	0.0000
Yield 10Y GER	-1.7060	0.4267	-10.6749	0.0000

Rezultatele testului ADF, prezentate în Tabelul 1, indică faptul că toate seriile de date analizate nu sunt staționare la nivelul inițial, având p-value mai mari de 10%. Acest lucru sugerează că nu putem respinge ipoteza nulă a prezenței unei rădăcini unitare, ceea ce înseamnă că seriile manifestă fluctuații persistente și tendințe neliniare în timp. Utilizarea directă a acestor serii în modele econometrice ar putea genera rezultate incorecte, din cauza autocorelării și a tendințelor de lungă durată. Totuși, după aplicarea primei diferențieri, p-value scad sub 0,01 pentru toate variabilele, permițând respingerea ipotezei de rădăcină unitară. Astfel, seriile devin staționare și sunt integrate de ordinul 1 (I(1)), asigurându-ne că datele sunt adecvate pentru modelare econometrică, precum modelele VAR, care necesită serii staționare pentru estimări

corecte ale relațiilor dinamice între variabile. Într-o primă fază vom estima Ec. (1) pe baza unei regresii liniare simple, estimată prin metoda celor mai mici pătrate. Toate ecuațiile sunt realizate pe baza primei diferențe a variabilelor, pentru a asigura staționaritatea seriilor de date. Estimările sunt redată în Tabelul 1.5:

Tabelul 1.5: Estimările **deposit beta**

Depozit beta	2007-2012	2013-2019	2020-2024	2007-2024
Beta_DTS_ROM_ROMBOR	0.1164	0.0702**	0.5842***	0.1568***
Beta_DTS_ROM_Yield10Y	-0.0063	0.0390	0.1542*	0.0534
Beta_DTM_ROM_ROMBOR	-0.1042	0.2346***	0.5455***	-0.0063
Beta_DTM_ROM_Yield10Y	-0.0914	-0.0080	0.1383	-0.0078
Beta_DTS_EUR_EURIBOR	-0.2087*	-0.0191	0.3635***	-0.0306
Beta_DTS_EUR_Yield10Y	-0.2301	-0.0605	0.0768	-0.0539
Beta_DTM_EUR_EURIBOR	-0.1125	-0.7875	0.5840***	0.0827
Beta_DTM_EUR_Yield10Y	0.1396	0.1845	0.2150*	0.1933

***, **, * indică semnificativitatea statistică la un prag de relevanță de 99%, 95% și respectiv 90%.

În ecuația de regresie a fost inclus un intercept care nu a fost raportat.

- ❖ Beta_DTS_ROM_ROMBOR: Coeficientul **deposit beta** pentru depozitele pe termen scurt (DTS) în RON, cu ROMBOR 3M ca regresor. Măsoară sensibilitatea variațiilor dobânzilor la depozitele pe termen scurt la modificările ROMBOR.
- ❖ Beta_DTS_ROM_Yield10Y: Coeficientul **deposit beta** pentru depozitele pe termen scurt (DTS) în RON, utilizând randamentele obligațiunilor pe 10 ani ale României ca regresor. Acesta măsoară sensibilitatea dobânzilor la depozite la modificările randamentelor obligațiunilor pe termen lung.
- ❖ Beta_DTM_ROM_ROMBOR: Coeficientul **deposit beta** pentru depozitele pe termen mediu (DTM) în RON, cu ROMBOR 3M ca regresor. Acest coeficient reflectă cum variază dobânzile la depozitele pe termen mediu în funcție de modificările ROMBOR.
- ❖ Beta_DTM_ROM_Yield10Y: Coeficientul **deposit beta** pentru depozitele pe termen mediu (DTM) în RON, cu randamentele obligațiunilor pe 10 ani ale României ca regresor. Măsoară sensibilitatea dobânzilor la depozite pe termen mediu la schimbările din randamentele obligațiunilor.

- ❖ Beta_DTS_EUR_EURIBOR: Coeficientul **deposit beta** pentru depozitele pe termen scurt (DTS) în EUR, folosind EURIBOR 3M ca regresor. Măsoară sensibilitatea dobânzilor la depozitele pe termen scurt în EUR la modificările EURIBOR.
- ❖ Beta_DTS_EUR_Yield10Y: Coeficientul **deposit beta** pentru depozitele pe termen scurt (DTS) în EUR, cu randamentele obligațiunilor pe 10 ani ale Germaniei ca regresor. Reprezintă sensibilitatea dobânzilor la depozitele pe termen scurt la schimbările randamentelor obligațiunilor pe termen lung în zona euro.
- ❖ Beta_DTM_EUR_EURIBOR: Coeficientul **deposit beta** pentru depozitele pe termen mediu (DTM) în EUR, utilizând EURIBOR 3M ca regresor. Reflectă cum variază dobânzile la depozitele pe termen mediu în funcție de modificările EURIBOR.
- ❖ Beta_DTM_EUR_Yield10Y: Coeficientul **deposit beta** pentru depozitele pe termen mediu (DTM) în EUR, cu randamentele obligațiunilor pe 10 ani ale Germaniei ca regresor. Măsoară sensibilitatea dobânzilor la depozitele pe termen mediu la modificările randamentelor pe termen lung.

Rezultatele raportate în Tabelul 2 indică o dinamică variată a relației dintre dobânzile la depozitele bancare și ratele de piață, acesta fiind senzitivă la perioadele considerate. În cazul dobânzilor la depozitele pe termen scurt în RON (Beta_DTS_ROM_ROMBOR), în perioada 2007-2012, putem observa un coeficient beta de 0.1164, ceea ce indică o legătură destul de slabă și mai mult decât atât, nesemnificativă din punct de vedere statistic, între modificările ratei ROMBOR și dobânzile la depozitele pe termen scurt. Aceasta sugerează că, în acest interval, băncile din România nu au ajustat semnificativ dobânzile la depozite în funcție de evoluția ROMBOR. În perioada 2013-2019, beta crește ușor, ajungând la 0.0702, semnificativ din punct de vedere statistic, ceea ce sugerează o transmisie slabă a dobânzilor de piață către dobânzile la depozite. Totuși, în perioada 2020-2024, beta crește semnificativ la 0.5842, ceea ce arată o transmisie mult mai puternică a modificărilor ROMBOR către depozitele pe termen scurt în această perioadă, marcată de volatilitate economică și incertitudine. Pe întreaga perioadă 2007-2024, **deposit beta** global este de 0.1568, semnificativ din punct de vedere statistic la un prag de relevanță de 99% ceea ce reflectă o transmisie moderată a ratei ROMBOR către dobânzile la depozitele pe termen scurt.

În ceea ce privește influența randamentelor obligațiunilor de stat pe 10 ani din România asupra dobânzilor la depozitele pe termen scurt (Beta_DTS_ROM_Yield10Y), observăm că în

perioada 2007-2012 beta este aproape de zero (-0.0063), indicând o relație ne semnificativă între aceste două variabile. Aceasta sugerează că randamentele obligațiunilor de stat pe termen lung nu au avut un impact semnificativ asupra dobânzilor la depozitele pe termen scurt în România în această perioadă. Între 2013 și 2019, coeficientul beta crește ușor la 0.0390, dar rămâne ne semnificativ. În perioada 2020-2024, beta devine semnificativ (0.1542), sugerând că randamentele obligațiunilor pe termen lung au început să influențeze mai clar dobânzile la depozitele pe termen scurt. Aceasta poate reflecta o creștere a interdependenței dintre ratele pe termen lung și cele pe termen scurt în această perioadă economică marcată de incertitudine, cauzată de pandemia COVID-19. Pe întreaga perioadă, beta este de 0.0534, indicând o legătură slabă între randamentele pe 10 ani și dobânzile la depozite.

Pentru dobânzile la depozitele în EUR, relația cu EURIBOR (Beta_DTS_EUR_EURIBOR) prezintă un coeficient negativ (-0.2087) în perioada 2007-2012, indicând o relație inversă semnificativă între aceste variabile, ceea ce poate reflecta condițiile economice diferite din zona euro. În perioada 2013-2019, **deposit beta** devine ne semnificativ, ceea ce arată că EURIBOR nu a influențat semnificativ dobânzile la depozitele pe termen scurt în EUR în această perioadă. În schimb, în perioada 2020-2024, beta crește semnificativ la 0.3635, ceea ce sugerează o transmisie mai puternică a ratei EURIBOR către dobânzile la depozitele în EUR în acest interval, marcat de volatilitate. Pe întreaga perioadă, beta rămâne negativ (-0.0306), sugerând o legătură foarte slabă între EURIBOR și dobânzile la depozitele pe termen scurt în EUR.

- **Abordarea VAR (Vector Autoregressive Model)**

Înainte de estimarea modelului VAR este necesar să efectuăm o analiză preliminară a cauzalității Granger, deoarece permite determinarea direcției relațiilor de cauzalitate între variabilele de interes. În contextul unei analize econometrice, cauzalitatea Granger nu presupune o relație de cauzalitate directă în sensul clasic, ci se referă la faptul că o variabilă "X" poate fi considerată cauzală în sensul Granger pentru o variabilă "Y" dacă valorile trecute ale lui "X" contribuie la îmbunătățirea predicțiilor variabilei "Y". Practic, dacă informația istorică a lui "X" aduce o valoare adăugată în predicția lui "Y", spunem că "X" cauzează Granger "Y". Rezultatele testului de cauzalitate Granger sunt prezentate în Tabelul 3, ca urmare a folosirii unor specificații cu câte patru lag-uri:

Tabelul 1.6. Cauzalitatea Granger

Ipoteza nulă	F-statistic	p-value
Dep. RON TS nu cauzează Granger ROBOR 3M	1.05457	0.3803
ROBOR 3M nu cauzează Granger Dep. RON TS	42.0595	0.0000
Dep. RON TM nu cauzează Granger ROBOR 3M	1.03835	0.3886
ROBOR 3M nu cauzează Granger Dep. RON TM	12.4752	0.0000
Dep. RON TS nu cauzează Granger Yield10Y	4.48195	0.0017
Yield10Y nu cauzează Granger Dep. RON TS	2.21190	0.0691
Dep. RON TM nu cauzează Granger Yield10Y	8.01867	0.0000
Yield10Y nu cauzează Granger Dep. RON TM	2.55483	0.0402
Dep. EUR TS nu cauzează Granger EURIBOR 3M	5.62250	0.0003
EURIBOR 3M nu cauzează Granger Dep. EUR TS	10.5530	0.0000
Dep. EUR TM nu cauzează Granger EURIBOR 3M	3.68410	0.0064
EURIBOR 3M nu cauzează Granger Dep. EUR TM	4.64574	0.0013
Dep. EUR TS nu cauzează Granger Yield10Y	0.28001	0.8907
Yield10Y nu cauzează Granger Dep. EUR TS	1.61114	0.1729
Dep. EUR TM nu cauzează Granger Yield10Y	1.96265	0.1017
Yield10Y nu cauzează Granger Dep. EUR TM	0.95640	0.4326

Rezultatele testului de cauzalitate Granger evidențiază o influență semnificativă a ratelor de politică monetară, precum ROBOR și EURIBOR, asupra dobânzilor la depozitele pe termen scurt și mediu, atât în RON, cât și în EUR, confirmând astfel o relație de cauzalitate dinspre ratele de piață către dobânzile la depozite. De asemenea, se observă o cauzalitate bidirecțională, în special între depozitele pe termen scurt și randamentele obligațiunilor pe 10 ani în RON, precum și între depozitele pe termen scurt în EUR și EURIBOR, ceea ce sugerează o relație mai complexă între aceste variabile.

Având în vedere rezultatele testului de cauzalitate Granger, care indică o influență semnificativă dinspre ROBOR și EURIBOR asupra dobânzilor la depozitele pe termen scurt și mediu, precum și relații bidirecționale în anumite cazuri, putem justifica alegerea restimării unui model VAR între dobânzile la depozitele la termen și ratele ROBOR și EURIBOR. Dat fiind că relațiile de cauzalitate cu randamentele obligațiunilor pe 10 ani sunt fie mai slabe, fie nesemnificative în majoritatea cazurilor, este rezonabil să excludem aceste variabile din modelele

VAR și să ne concentrăm exclusiv pe interacțiunea dintre ratele depozitelor și ratele de piață pe termen scurt (ROBOR și EURIBOR). Această abordare va permite o analiză mai precisă și relevantă a transmisiei politicii monetare prin dobânzile la depozite. Am rulat 8 modele VAR care surprind relațiile dintre ROBOR3M și depozitele pe termen scurt și mediu, precum și EURIBOR3M și depozitele pe termen scurt și mediu, atât pe întreaga perioadă de analiză, cât și pe perioada pandemiei, pentru a observa cum dinamica ratelor de piață influențează dobânzile la depozite în funcție de termenul acestora și de contextul economic specific.

Pentru început, am rulat modelele VAR pentru prima diferență a fiecărei serii de date incluse în analiză, utilizând specificații cu 4 lag-uri, alese pe baza criteriilor informaționale. Chiar dacă în unele situații se impunea modelul VAR cu 2 sau 3 lag-uri, am ales această variantă pentru o uniformizare a analizei. Următorul pas al analizei noastre implică studiarea stabilității modelelor estimate. Graficele de stabilitate ale modelelor VAR (Figurile 1.15-1.22) arată că toate rădăcinile inverse ale polinomului autoregresiv se află în interiorul cercului unitate, ceea ce indică faptul că toate cele 8 modele VAR (atât pentru întreaga perioadă, cât și pentru perioada pandemiei) sunt stabile, permițând astfel interpretarea coerentă a legăturii dintre variabile și confirmând că șocurile petrecute în cadrul procesului generator la seriilor de date nu vor genera efecte explozive în sistemul VAR.

Partea de interes a analizei este reprezentată de interpretarea funcțiilor de răspuns la impuls. Acestea au fost generate pe un interval de 12 perioade (luni) și sunt prezentate în Figurile 1.23-1.25. În cazul depozitelor în RON, funcțiile de răspuns la impuls arată că, pe întreaga perioadă de analiză, dobânzile la depozitele pe termen scurt (DTS) reacționează rapid și semnificativ la un șoc pozitiv petrecut în cadrul ROBOR 3M, cu un răspuns maxim în jurul perioadei cu numărul 4 (după 4 luni) și o diminuare treptată a efectului până în luna 6, în timp ce dobânzile la depozitele pe termen mediu (DTM) reacționează mai lent și cu o intensitate mai mică, atingând un punct de maxim între lunile 2 și 5 și intensitate diminuându-se semnificativ după luna 7. În perioada pandemiei, însă, răspunsul dobânzilor la depozitele pe termen scurt la șocurile ROBOR 3M este mult mai pronunțat în primele luni, în special în prima lună, ceea ce reflectă o transmisie rapidă și pronunțată a evenimentelor petrecute pe piața interbancară; în schimb, dobânzile pe termen mediu prezintă un răspuns mai gradual și de durată, menținând un impact semnificativ al șocurilor ROBOR până în a 10-a lună, sugerând o adaptare mai lentă, dar persistentă la modificările de politică monetară și implicit a relațiilor interbancare în această perioadă volatilă.

Figura 1.15. Model VAR (ROBOR3M-DTS_ROM)

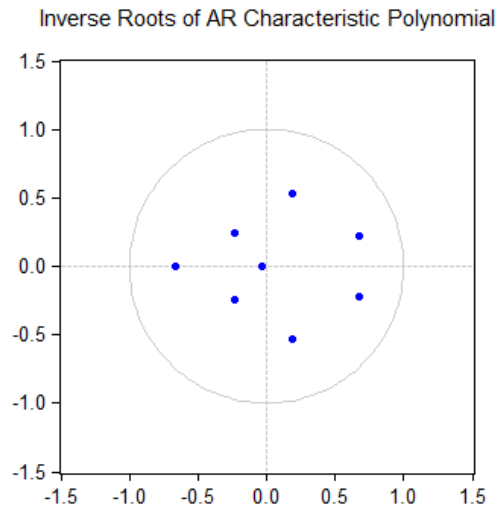


Figura 1.16. Model VAR (ROBOR3M-DTM_ROM)

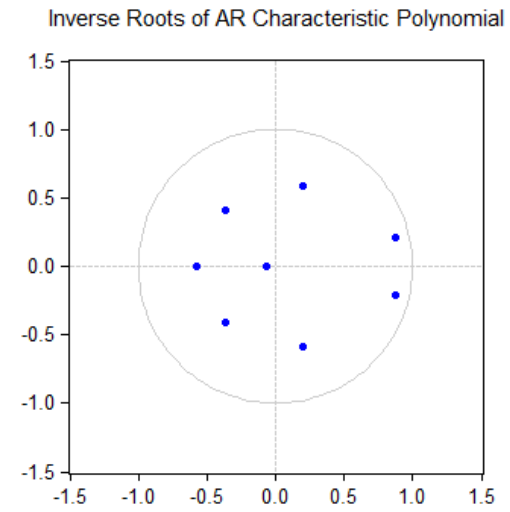


Figura 1.17. Model VAR (ROBOR3M-DTS_ROM_COVID)

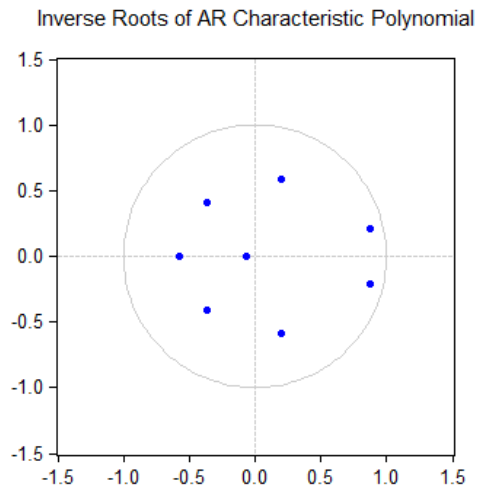


Figura 1.18. Model VAR (ROBOR3M-DTM_ROM_COVID)

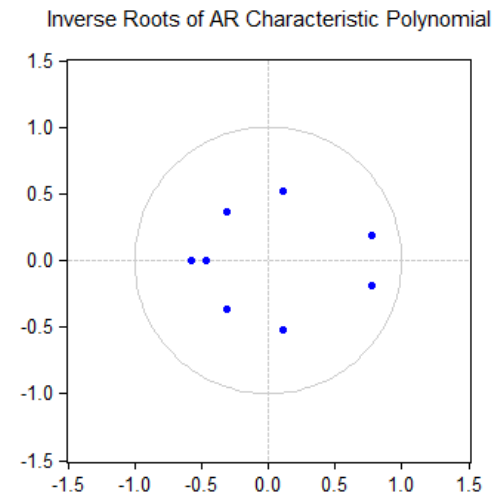


Figura 1.23. Șoc în cadrul ROBOR 3M

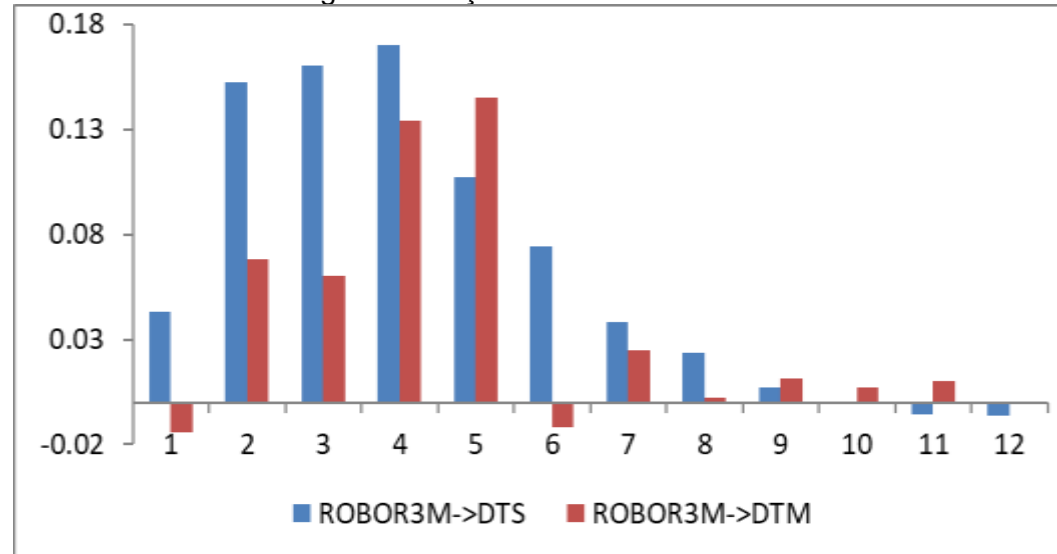


Figura 1.24. Șoc în cadrul ROBOR 3M (pandemie)

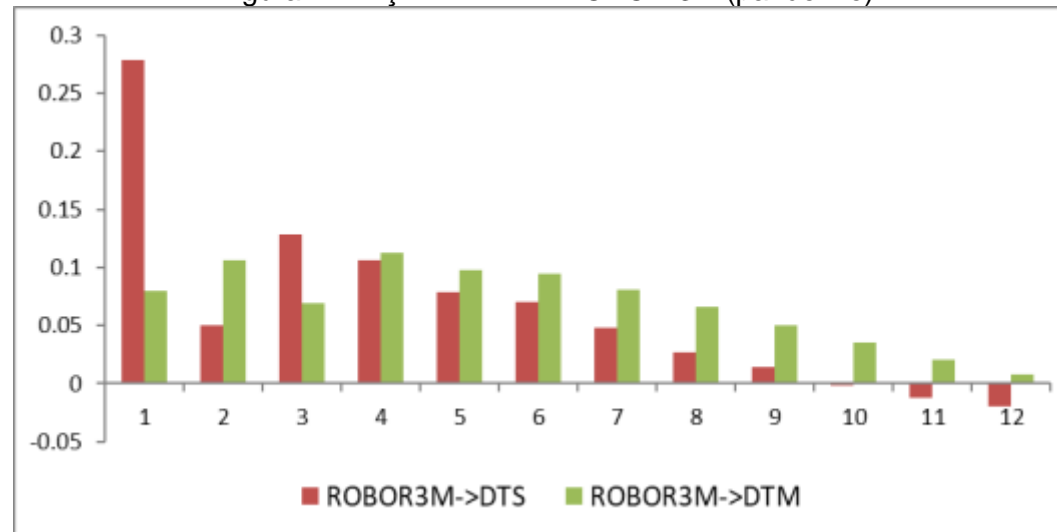


Figura 1.24. Șoc în cadrul EURIBOR 3M

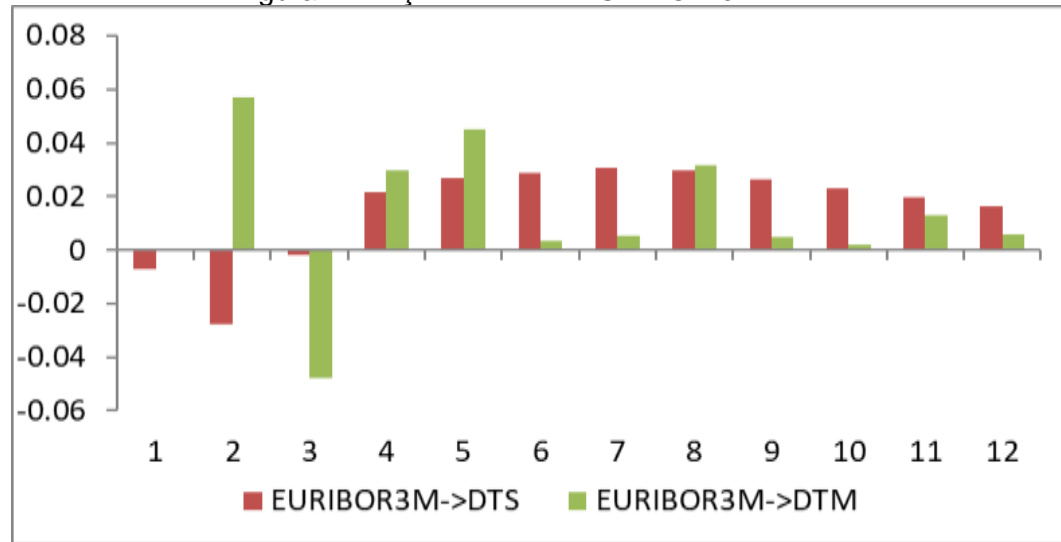
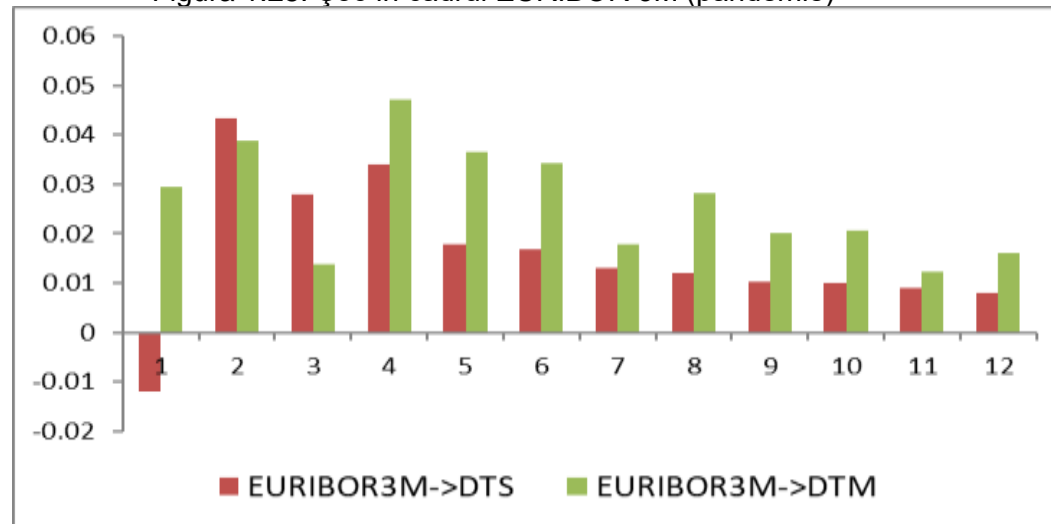


Figura 1.25. Șoc în cadrul EURIBOR 3M (pandemie)



2. Factori determinanți ai participării la sistemul de pensii facultative

2.1. Introducere

În contextul schimbărilor demografice și economice din România în ultimii ani, studiarea factorilor care influențează economisirea sub forma pensiilor facultative devine tot mai relevantă. Pe măsură ce populația îmbătrânește și sistemele publice de pensii se confruntă cu diferite șocuri financiare, capacitatea și dorința populației active din țara noastră de a-și asigura un venit suplimentar la pensia de bază este esențială. Literatura de specialitate care studiază înclinația spre pensiile facultative sugerează că încrederea în administratorii de pensii private joacă un rol foarte important în deciziile de economisire, deoarece aceasta influențează direct percepția asupra riscurilor viitoare și a stabilității financiare a sistemelor de pensii. Studiile arată în mod constant că un nivel mai ridicat de încredere este asociat cu o probabilitate mai mare de a participa la planuri de economisire voluntară. [Agnew et al. \(2012\)](#) au scos în evidență faptul că în SUA, persoanele care au încredere în stabilitatea fondurilor de pensii sunt mai dispuși să contribuie la planuri de economisire. Această concluzie este în linie cu intuiția economică: un individ care are încredere că administratorul său de pensii va duce la îndeplinire în bune condiții promisiunile asumate la semnarea contractului de pensie facultativă este mai predispus să economisească suplimentar pentru viitor.

Pe de altă parte, lipsa încrederii poate conduce la o reticență în a economisi pe termen lung, unii indivizi preferând soluții mai flexibile sau mai lichide precum depozitele, titlurile de stat etc. Alte studii, precum [Van Dalen și Henkens \(2023\)](#) subliniază faptul că raportul de solvabilitate a administratorilor de pensii facultative, adică echilibrul dintre active și obligațiile viitoare, influențează în mod direct încrederea participanților. În perioade cu turbulențe pe piețele financiare, când fondurile nu mai reușesc să mențină un raport de solvabilitate adecvat, încrederea în aceste fonduri scade considerabil, mai ales când sunt necesare ajustări nepopulare precum tăierea pensiilor sau suspendarea indexării ([Van Zaal, 2017](#)). Această erodare a încrederii este oarecum normală și reflectă reacția rațională a participanților care percep o creștere a riscurilor legate de sustenabilitatea fondurilor de pensii. Cu toate acestea, literatura sugerează că fondurile mai mari, care dispun de economii de scară, au o capacitate mai bună de a se adapta noilor condiții, ceea ce poate contracara parțial efectele negative asupra încrederii.

Factorii socio-economici sunt, de asemenea, elemente esențiale ale înclinației spre aderarea la un fond facultativ de pensii. Unele studii au arătat că generațiile mai în vârstă par a

avea mai multă încredere în fondurile de pensii decât cele tinere, care au o percepție mai sceptică față de beneficiile utilizării unei astfel de scheme de economisire (**Van Dalen & Henkens, 2018**). Această concluzie este într-o mare măsură intuitivă, deoarece tinerii, având mai mulți ani de cotizare în față, sunt mai expuși incertitudinilor privind sustenabilitatea sistemului pe termen lung. În plus, factorii socio-economici precum venitul și nivelul de educație influențează direct deciziile de economisire. Indivizii cu venituri mai mari și niveluri mai ridicate de educație sunt mai predispuși să participe la planuri de economisire voluntară, ceea ce poate reflecta atât un acces mai bun la informații financiare, cât și capacitatea de a face față incertitudinilor viitoare (**Bassett et al., 1998**). Aceste constatări sunt în concordanță cu modelele economice care subliniază rolul veniturilor și al educației în creșterea participării la economisirea pentru pensii.

Un alt factor identificat în literatura de specialitate este percepția referitoare la performanța fondurilor de pensii. **Van der Crujssen și Jonker (2019)** arată că mulți participanți la astfel de scheme de economisire nu sunt pe deplin conștienți de ajustările făcute asupra beneficiilor lor de pensii, ceea ce poate duce la niveluri de încredere eronate. De exemplu, unii participanți continuă să aibă încredere în fondurile lor de pensii chiar și după ce aceste fonduri au redus din beneficiile oferite, din cauza lipsei de informare sau a unei conștientizări insuficiente. Acest aspect poate sugera necesitatea unei educații financiare mai ridicate în rândul populației și de transparență din partea fondurilor de pensii, pentru a ajusta mai coerent percepțiile participanților cu realitatea financiară. Într-o piață complexă și adesea opacă, oferirea de informații clare și corecte devine un instrument esențial pentru menținerea sau restabilirea încrederii.

Contextul macroeconomic joacă un rol semnificativ în modelarea încrederii și a comportamentului de economisire. Perioadele de criză economică, cum a fost criza financiară globală din 2008, au dus la o scădere substanțială a încrederii în fondurile de pensii și în instituțiile financiare (**Beetsma et al., 2015**). În timpul unor astfel de episoade, incertitudinile privind sustenabilitatea fondurilor de pensii cresc, iar indivizii devin mai precauți cu privire la economisire. Aceste fluctuații ale încrederii reflectă un comportament economic rațional, bazat pe o evaluare a dinamicii riscurilor din economie. În perioade de creștere economică, încrederea în instituțiile financiare tinde să crească, stimulând astfel economisirea voluntară.

Concluzionând, performanța fondurilor, percepțiile participanților, diferențele dintre generații și cele socio-economice, precum și contextul macroeconomic sunt toți factori relevanți care influențează deciziile de economisire în scheme facultative de pensie. În absența unui nivel adecvat de încredere, economisirea voluntară pentru pensii este adesea descurajată, subliniind

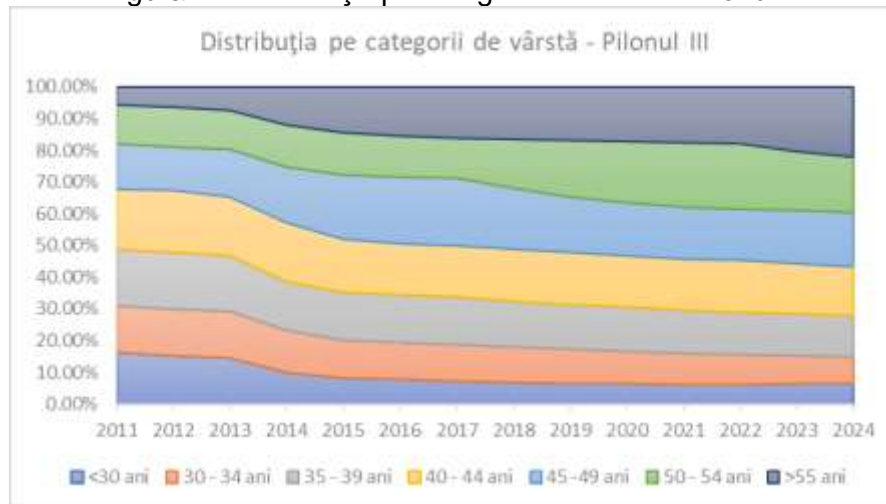
astfel importanța stabilității și transparenței fondurilor de pensii în asigurarea viitorului financiar al participanților. De asemenea, rezultatele din literatură sunt, în general, în concordanță cu intuiția economică și evidențiază faptul că politici eficiente de informare și educație financiară pot stimula economisirea voluntară și pot îmbunătăți stabilitatea financiară pe termen lung.

2.2. Descrierea datelor

În acest capitol, vom face o primă analiză a pieței asigurărilor facultative din România pe baza a două seturi de date provenite din surse diferite. Astfel, pentru a explora distribuția pe gen și vârstă a participanților la Pilonul 3 de pensii, vom utiliza date furnizate de Autoritatea de Supraveghere Financiară (ASF), și pe care le vom compara cu cele ale chestionarului The OeNB Euro Survey pentru validitatea analizei. În luna martie a anului 2024, un total de 736,606 persoane dețineau o pensie facultativă. Analiza urmărește să identifice tendințe și particularități în cadrul acestui segment de populație, cu scopul de a oferi o perspectivă detaliată asupra modului în care diferite caracteristici demografice influențează comportamentul de economisire – investire.

Conform datelor prezentate în Figura 2.1, evoluția persoanelor care au pensia facultativă (Pilonul 3) în România între 2011 și 2024 arată o scădere semnificativă a participării tinerilor sub 30 de ani și o creștere semnificativă a participării persoanelor de peste 55 de ani, în timp ce participarea celor din grupele de vârstă 30-44 ani a rămas relativ stabilă, iar persoanele de vârstă mijlocie (45-54 ani) au înregistrat o creștere moderată.

Figura 2.1 Distribuția pe categorii de vârstă - Pilonul III

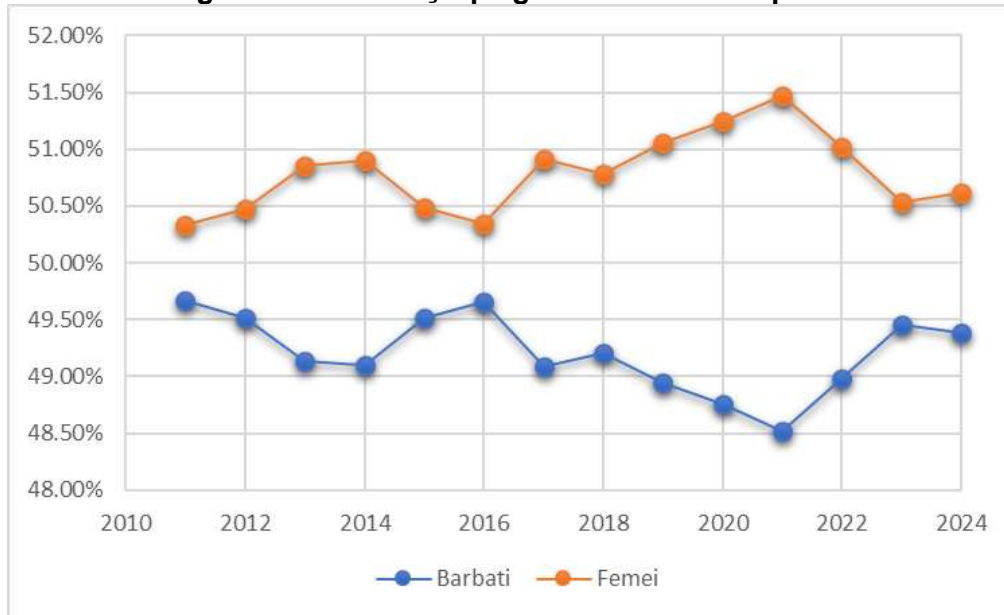


Sursa: prelucrare proprie

De asemenea, distribuția pe sexe a persoanelor care au pensia facultativă în România între 2011 și 2024 arată o ușoară preponderență a femeilor, cu procente variind între 50.33% și 51.48%, în timp ce procentul bărbaților a scăzut ușor de la 49.67% în 2011 la 49.39% în 2024, indicând un interes relativ echilibrat între cele două sexe, dar cu o participare puțin mai mare a

femeilor. Totuși, având în vedere distribuția pe sexe a populației rezidente a României, rezultatele sugerează că sexul nu influențează în mod semnificativ această opțiune pe cazul României. Astfel, la 1 ianuarie 2018, 51,09% (respectiv, 48,91%) din români erau femei (respectiv, bărbați)³.

Figura 2.2 Distribuția pe gen - Pilonul III de pensii



Sursa: prelucrare proprie

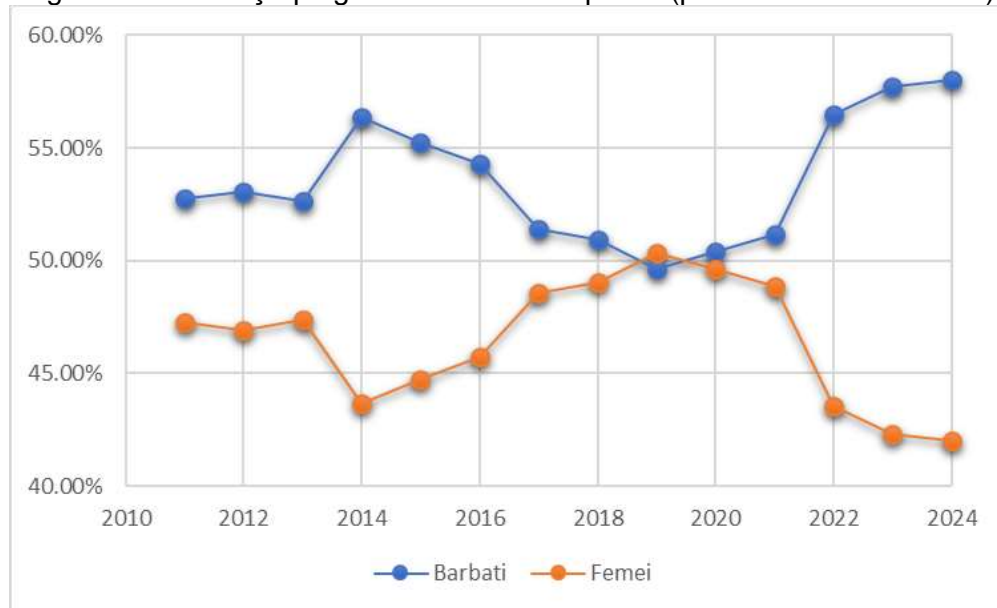
Distribuția tinerilor sub 25 de ani care au ales să contribuie la pensia facultativă (Pilonul 3) în România, între 2011 și 2023, evidențiază o tendință clară de predominare a bărbaților față de femei în majoritatea anilor. În 2011, bărbații reprezentau 52,76% din totalul contribuitorilor tineri, iar acest procent a crescut constant, ajungând la 57,71% în 2023. În același interval, procentul femeilor a scăzut de la 47,24% la 42,29%. Această evoluție poate reflecta mai multe aspecte legate de comportamentul financiar al tinerilor. Pe de o parte, bărbații pot fi mai deschiși către ideea de a investi în pensii private, fie dintr-o mai bună informare financiară, fie dintr-o preocupare mai mare pentru stabilitatea financiară pe termen lung. Pe de altă parte, scăderea procentului femeilor poate fi influențată de factori precum veniturile mai reduse ale femeilor tinere sau prioritizarea altor obiective financiare pe termen scurt.

De asemenea, diferențele culturale și sociale pot juca un rol important în deciziile financiare ale tinerilor. Percepția asupra economisirii pentru pensie poate varia între genuri, iar politicile de promovare a Pilonului 3 s-ar putea să nu fi fost la fel de eficiente în a atrage tinerele

³ https://insse.ro/cms/sites/default/files/field/publicatii/romania_in_cifre_2019_2.pdf.

femei. Este posibil ca acestea să fie mai reticente în a contribui la pensii facultative sau să fie mai concentrate pe alte priorități, cum ar fi cheltuielile imediate legate de educație sau carieră.

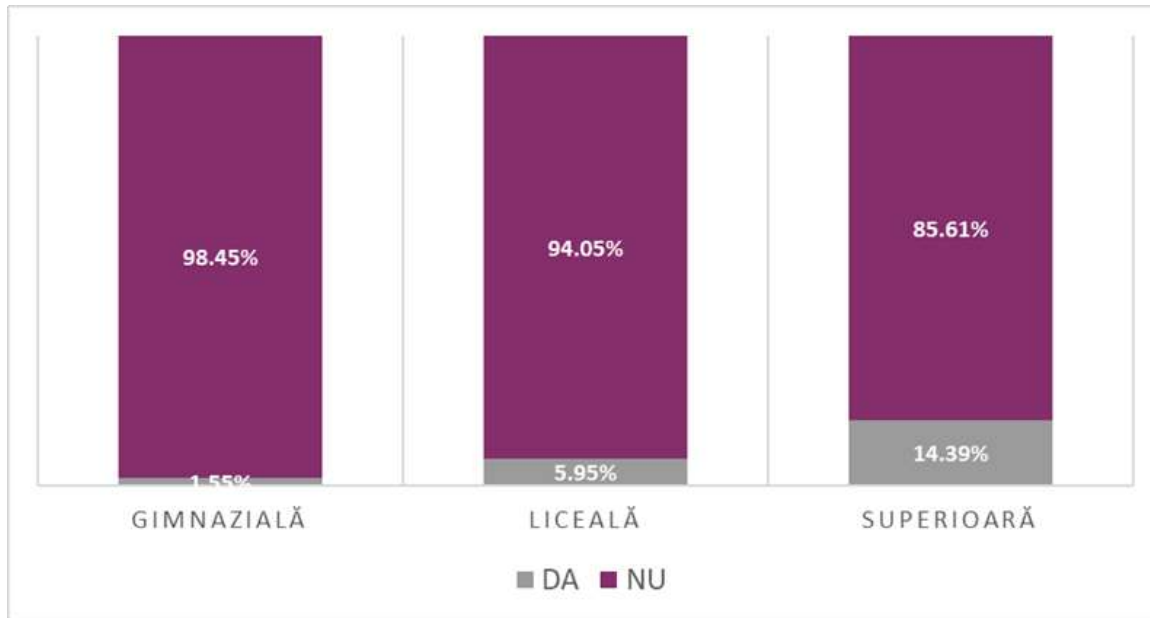
Figura 23 Distribuția pe gen – Pilonul III de pensii (persoane sub 25 de ani)



Sursa: prelucrare proprie

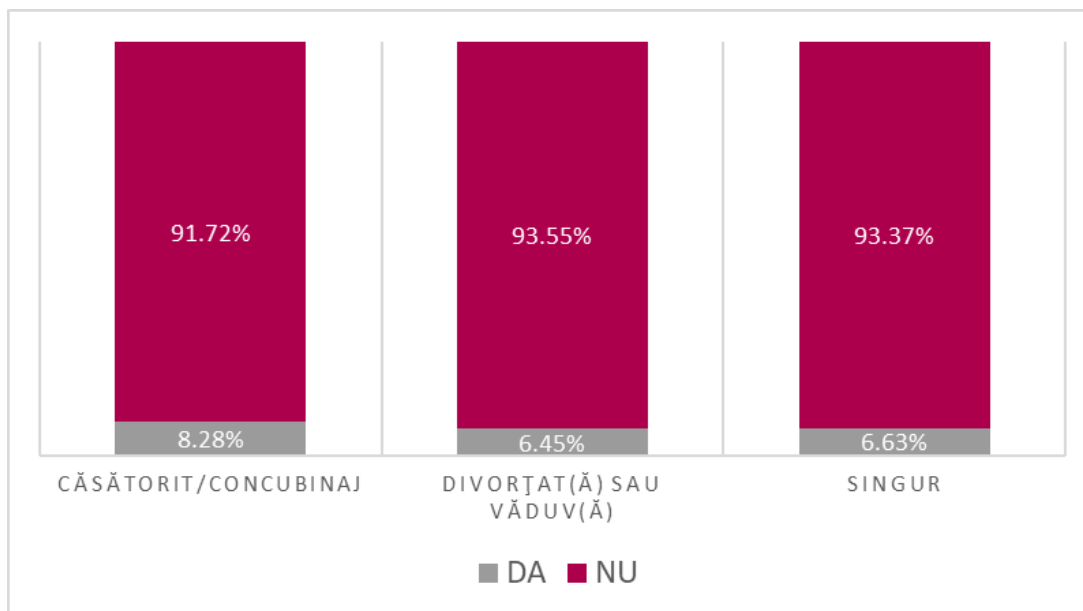
Având în vedere că datele puse la dispoziție de către ASF acoperă doar genul și vârsta persoanelor care contribuie la Pilonul III, vom continua analiza noastră utilizând datele furnizate de The OeNB Euro Survey referitoare la deținerea unei pensii facultative. După cum bine se poate observa în Figura 2.4, persoanele cu studii superioare dețin pensii facultative într-un procent semnificativ mai mare (14.39%) comparativ cu cele cu studii liceale (5.95%) și gimnaziale (1.55%), ceea ce sugerează că nivelul de educație influențează pozitiv conștientizarea și accesul la aceste produse financiare. Această tendință poate fi explicată prin faptul că persoanele cu studii superioare au, în general, venituri mai mari și o mai bună înțelegere a beneficiilor economisirii pentru pensionare. De asemenea, persoanele căsătorite sau în concubinaj au o probabilitate mai mare de a deține o pensie facultativă (8.28%) comparativ cu cele divorțate, văduve (6.45%) sau singure (6.63%). Acest lucru poate fi explicat prin faptul că persoanele aflate într-o relație stabilă au tendința de a planifica mai atent viitorul financiar și de a fi mai conștiente de importanța economisirii pentru pensionare (a se vedea Figura 2.5).

Figura 2.4 Distribuția în ceea ce privește deținerea pensiilor facultative în funcție de nivelul educației în perioada 2012-2022.



Sursa: prelucrare proprie

Figura 2.5 Distribuția în ceea ce privește deținerea pensiilor facultative în funcție de statusul marital în perioada 2012-2022.

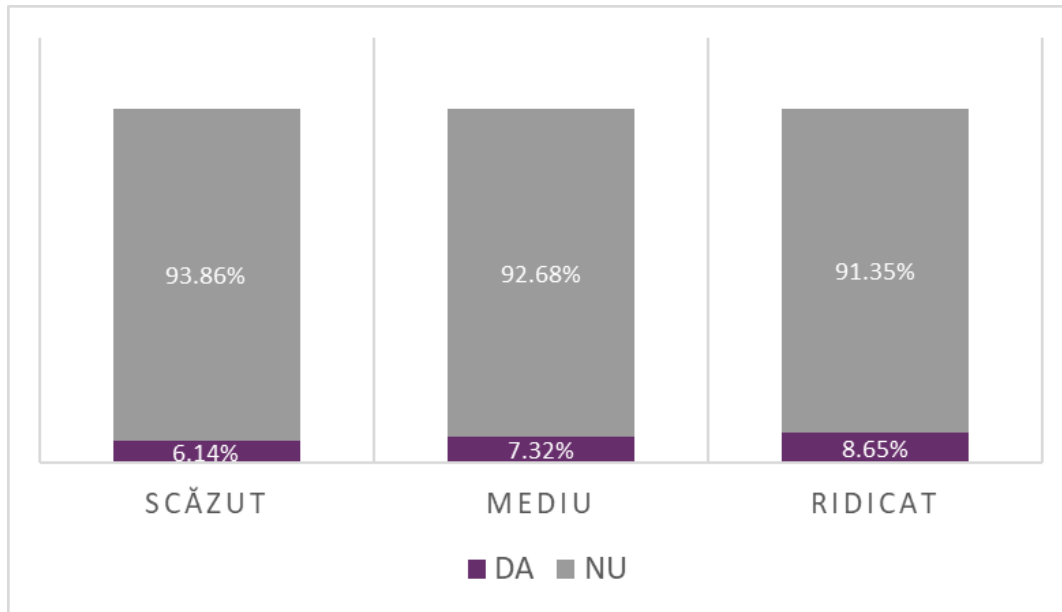


Sursa: prelucrare proprie

Așa cum era de așteptat, persoanele cu venituri ridicate dețin pensii facultative într-un procent mai mare (8.65%) comparativ cu cele cu venituri medii (7.32%) și scăzute (6.14%). Acest

lucru sugerează că nivelul veniturilor influențează capacitatea și disponibilitatea de a investi în pensii facultative, fiind mai ușor pentru cei cu venituri mai mari să economisească pentru viitor. Figura 2.6 evidențiază aspectele menționate mai sus.

Figura 2.6 Distribuția în ceea ce privește deținerea pensiilor facultative în funcție de nivelul educației în perioada 2012-2022.

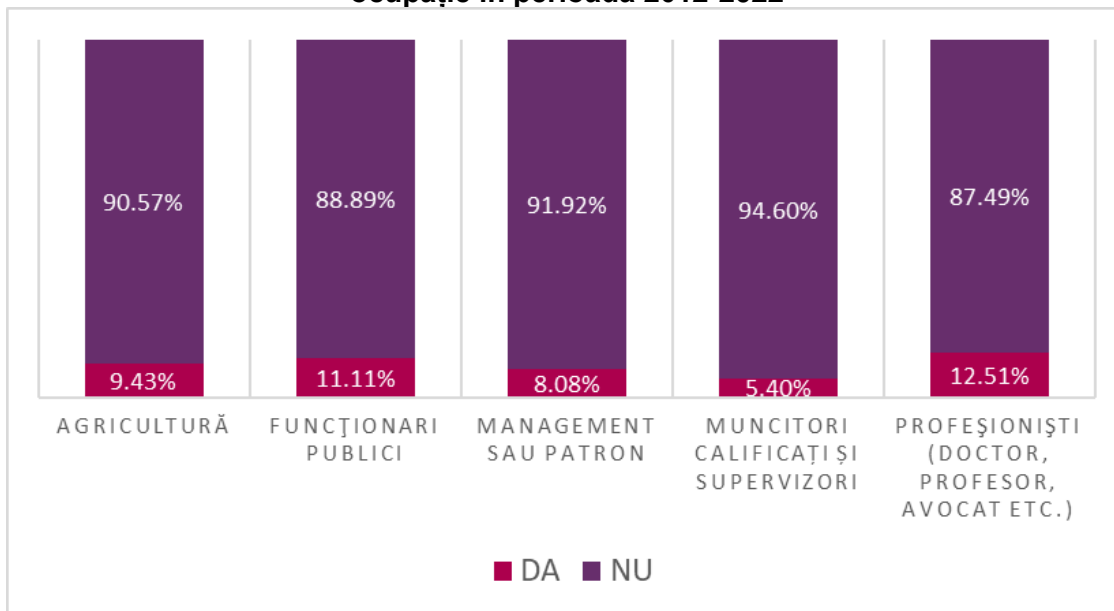


Sursa: prelucrare proprie

Conform datelor prezentate în Figura 2.7, se observă că profesioniștii au cel mai mare procent de contribuție la pensiile facultative, reprezentând 12,51% dintre deținători. Aceștia sunt urmați de funcționarii publici, cu un procent de 11,11%, și de persoanele care lucrează în agricultură, cu 9,43%. În schimb, managerii și patronii dețin un procent mai mic, de 8,08%, iar muncitorii calificați și supervizorii acestora înregistrează cel mai redus nivel de participare, doar 5,40%. Aceste diferențe pot fi explicate prin mai mulți factori. În primul rând, nivelul de conștientizare a importanței economisirii pentru pensie variază semnificativ între categoriile profesionale. Profesioniștii și funcționarii publici, de exemplu, au adesea acces la informații financiare mai detaliate și la resurse care îi ajută să ia decizii informate în ceea ce privește economisirea pe termen lung. În plus, aceste categorii de angajați tind să beneficieze de venituri mai stabile, ceea ce le permite să aloce fonduri pentru economii suplimentare, cum ar fi pensiile facultative. Pe de altă parte, muncitorii calificați și supervizorii lor, care înregistrează cel mai mic procent de participare, se confruntă adesea cu venituri mai reduse sau mai fluctuante, ceea ce poate limita capacitatea lor de a economisi pentru pensie. În plus, accesul mai scăzut la informații financiare

sau la produse de economisire adaptate nevoilor lor poate contribui la această discrepanță. Similar, deși managerii și patronii au venituri semnificative, aceștia pot prioritiza alte tipuri de investiții pe termen scurt sau mediu, în detrimentul contribuțiilor la pensii facultative.

Figura 2.7 Distribuția în ceea ce privește deținerea pensiilor facultative în funcție ocupație în perioada 2012-2022



Sursa: prelucrare proprie

Figura 2.8 Distribuția pe țări în anul 2021



Sursa: prelucrare proprie

Din Figura 2.8 putem vedea procentul persoanelor care s-au înscris în Pilonul 3 de pensii la nivelul României pe baza sondajului The OeNB Euro Survey la nivelul anului 2022. Acest număr este destul de similar cu ponderea reală a persoanelor din evidențele ASF, fapt ce ne asigură claritatea și reprezentativitatea analizei.

2.3. Rezultate

În cele ce urmează, vom utiliza datele furnizate de The OeNB Euro Survey pentru perioada 2015-2022 (11 valuri) vom aplica un model LOGIT pentru a evalua măsura în care caracteristicile demografice, comportamentale sau financiare prezentate în Secțiunea 1 influențează, din punct de vedere statistic, contribuția la un fond de pensii facultativ. Ca variabilă dependentă am selectat răspunsul la întrebarea "Dețineți o schemă de pensie facultativă?", unde valoarea 1 indică răspunsul afirmativ, iar valoarea 0 reprezintă răspunsul negativ. Ca factori explicativi, am inclus o variabilă continuă (vârsta respondentului) și șapte variabile categoriale, similar cu abordarea precedentă de la partea cu economisirea. Pentru fiecare variabilă categorială a fost stabilit un reper, al cărui coeficient estimat este egal cu zero, iar coeficienții celorlalte categorii sunt calculați și interpretați în termeni relativi la acest reper. De exemplu, pentru variabila "gen", am ales bărbatul ca reper, deoarece acesta este frecvent utilizat ca referință în analize demografice, iar pentru educație, reperul a fost stabilit la nivelul de educație gimnazială, considerat ca nivel de bază. În mod similar, pentru variabile precum zona de proveniență sau statutul marital, reperele selectate reflectă fie categoria cea mai comună, fie cea considerată neutră, pentru a facilita o interpretare clară a diferențelor și variațiilor față de aceste grupuri de referință. Această abordare asigură o interpretare consistentă și comparabilă a efectelor fiecărei categorii asupra probabilității de a adera la un fond de pensii facultativ. În prima parte vom prezenta rezultatele pentru România, iar ulterior, pentru a asigura comparabilitatea, vom analiza și celelalte țări din regiune. Rezultatele pentru România sunt prezentate în Tabelul 2.1 de mai jos.

Rezultatele din Tabelul 2.1 prezintă coeficienții asociați variabilelor alese, însă niciunul dintre acești coeficienți nu este semnificativ statistic, ceea ce indică că nu există dovezi suficiente pentru a concluziona că aceste variabile au un impact consistent asupra probabilității de a adera la un fond de pensii facultativ. Chiar dacă direcția coeficienților sugerează anumite tendințe, cum ar fi o ușoară probabilitate mai mare ca femeile și persoanele cu studii superioare să adere la un fond de pensii facultativ, lipsa semnificației statistice indică faptul că relațiile identificate nu sunt robuste și nu pot fi generalizate în mod fiabil.

Tabelul 2.1. Rezultate LOGIT pentru România

Variabilă	Caracteristică	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6	Model 7	Model 8	Model 9
Vârstă	Val. numerică	-0.0022								-0.0025
Gen	<i>Bărbat</i>		0.0000							0.0000
	Femeie		0.0654							0.0740
Educație	<i>Gimnazială</i>			0.0000						0.0000
	Liceală			0.0181						-0.0334
	Superioară			0.1258						0.0521
Tip zonă de proveniență	Sub 5000 locuitori				0.0736					0.0852
	<i>Intre 5000-100000 locuitori</i>				0.0000					0.0000
	Peste 100000 locuitori				0.0488					0.0260
Vârstă copii	Sub 7 ani					0.0248				-0.0400
	7-15 ani					-0.0416				-0.0800
	Altul					0.0000				0.0000
Status marital	Căsătorit						0.1087			0.1046
	<i>Div./Văduv</i>						0.0000			0.0000
	Singur						0.0933			0.0357
Job	<i>Altul</i>							0.0000		0.0000
	Muncitor calif. sau necalif.							0.0377		0.0412
	Manager sau antreprenor							0.0694		0.0691

	Profesionist (avoc, prof. etc)							0.1641	0.1138	
Venit	<i>Nu răspund</i>							0.0000	0.0000	
	Mic							-0.0564	-0.0167	
	Mediu							-0.0776	-0.0769	
	Mare							-0.0193	-0.0533	
Intercept		-2.7410***	-2.8813***	-2.8888***	-2.8866***	-2.8419***	-2.9351***	-2.8985***	-2.8074***	-2.8599***
Dummy an		DA	DA	DA	DA	DA	DA	DA	DA	DA
Observații		10 342	10 342	10 342	10 342	10 342	10 342	10 342	10 342	10 342
Pseudo-R²		0.0035	0.0035	0.0036	0.0035	0.0034	0.0035	0.0036	0.0034	0.0044

Notă: ***, **, * reprezintă semnificația statistică a coeficientului estimat la un prag de relevanță de 99%, 95%, și respectiv 90%.

Analiza multivariată pe subperioade

Împărțirea eșantionului în trei subperioade pentru analiza aderării la pensiile facultative ar putea fi: 2012-2015, capturând perioada imediat următoare crizei economice din 2008 și crizei datoriilor suverane din zona euro, oferind oportunitatea de a evalua impactul incertitudinii economice asupra înscrierii în fonduri de pensii facultative; 2016-2019, o perioadă de stabilitate și creștere economică, care permite observarea tendințelor de aderare în condiții favorabile; și 2020-2022, care include pandemia COVID-19 și efectele sale economice, furnizând un cadru distinct pentru a examina modul în care un șoc global major influențează comportamentele de economisire și interesul pentru pensiile facultative.

Tabelul 5.2. Rezultate LOGIT pentru România pe subperioade

Variabilă	Caracteristică	2012-2015	2016-2019	2020-2022
Vârstă	Val. numerică	-0.0086	0.0005	-0.0125
Gen	<i>Bărbat</i>	0.0000	0.0000	0.0000
	Femeie	0.1902	-0.0833	0.2240
Educație	<i>Gimnazială</i>	0.0000	0.0000	0.0000
	Liceală	-0.0336	-0.3402	0.1251
	Superioară	-0.0793	-0.1874	0.1267
Tip zonă de proveniență	Sub 5000 locuitori	-0.0772	0.1952	0.0760
	<i>Intre 5000-100000 locuitori</i>	0.0000	0.0000	0.0000
	Peste 100000 locuitori	0.0492	0.0112	0.0852
Vârstă copii	Sub 7 ani	0.1381	0.0120	-0.8190
	7-15 ani	0.0625	-0.2873	0.1313
	Altul	0.0000	0.0000	0.0000
Status marital	Căsătorit	0.2845	0.1785	-0.5301*
	<i>Div./Văduv</i>	0.0000	0.0000	0.0000
	Singur	0.0795	0.1517	-0.4005
Job	<i>Altul</i>	0.0000	0.0000	0.0000
	Muncitor calif. sau necalif.	0.0384	-0.786	1.7373*
	Manager sau antreprenor	0.5345	-0.1833	1.7587*

	Profesionist (avoc, prof. etc)	-0.1571	0.0987	1.6835*
Venit	<i>Nu răspund</i>	0.0000	0.0000	0.0000
	Mic	0.0570	0.0994	-0.5922*
	Mediu	-0.2021	-0.0288	-0.1443
	Mare	0.2018	-0.1774	-0.3157
Intercept		-3.3856***	-2.5726***	-13.8388***
Observații		4134	4067	3.084
Pseudo-R²		0.0103	0.0055	0.0590

Notă: ***, **, * reprezintă semnificația statistică a coeficientului estimat la un prag de relevanță de 99%, 95%, și respectiv 90%.

În perioada anterioară pandemiei, profilul participantului la fondurile private de pensii este foarte greu de identificat, toate variabilele explicative luate în considerare nefiind semnificative din punct de vedere statistic. Astfel, în perioada 2012-2015, nicio variabilă semnificativă nu a fost identificată, ceea ce sugerează că, imediat după criza economică din 2008, deciziile legate de economisire pentru pensii erau mai difuze, posibil din cauza lipsei de încredere în sistemul financiar. În perioada 2016-2019, deși stabilitatea economică a crescut, nu au apărut factori semnificativi care să contureze clar un profil distinct al participantului la fondurile de pensii facultative. Aceasta fapt ar putea sugera o tendință relativ uniformă de economisire în acei ani, fără influențe majore care să determine grupuri specifice să contribuie suplimentar la fondurile private.

Cu toate acestea, în perioada pandemiei (2020-2022), profilul participantului la fondurile private de pensii s-a modificat substanțial, sugerând o adaptare la noile condiții economice și sociale. Schimbările semnificative au apărut pe fondul incertitudinii aduse de pandemie, care a afectat comportamentele de economisire. În această perioadă, au devenit evidente diferențele între categoriile profesionale și grupurile sociale. Persoanele cu poziții de muncă stabile, precum muncitorii calificați, managerii și profesioniștii, au devenit mai predispuse să contribuie la fondurile de pensii private, probabil din dorința de a-și securiza viitorul financiar. În contrast, persoanele căsătorite și cele cu venituri mici au manifestat o tendință inversă, sugerând că profilul general al participantului s-a diversificat sub presiunea pandemiei, reflectând o reconfigurare a priorităților financiare, cu precădere axate pe întreținerea copiilor sau asigurarea traiului minim.

- **Analiza comparativă**

Analiza comparativă a factorilor care influențează aderarea la schemele facultative de pensii în mai multe țări europene este esențială pentru a înțelege ce motivează populația să participe la aceste fonduri și cum diferă acești factori de la o țară la alta. Într-un context global în care sustenabilitatea sistemelor publice de pensii este pusă sub presiune din cauza îmbătrânirii populației, schemele facultative devin o soluție esențială pentru securitatea financiară pe termen lung. România, deși are un grad foarte mic de acoperire cu pensii facultative, poate învăța din modelele și factorii care stimulează participarea în alte țări din Europa Centrală și de Est. În alte țări, putem contura un profil clar al participantului la schemele facultative de pensii, în funcție de factori precum educația, venitul, job și zona de rezidență.

În Bulgaria, de exemplu, educația are un impact pozitiv și semnificativ statistic, cu persoanele cu studii liceale și superioare mai predispuse să adere la schemele facultative. Acest lucru sugerează că educația joacă un rol crucial în conștientizarea necesității economisirii pe termen lung. În Cehia, venitul și educația au, de asemenea, un efect pozitiv și semnificativ, indicând că persoanele cu un nivel educațional și venituri mai mari sunt mai inclinate să participe la aceste fonduri. Ungaria prezintă un profil similar, unde persoanele cu poziții de conducere sau antreprenori, alături de cei cu venituri mari, au o probabilitate mai mare de a participa. În Polonia și Croația, se observă, de asemenea, că veniturile mari și locuirea în zone urbane mari au un impact pozitiv și semnificativ asupra participării.

În contrast, în România, niciunul dintre factorii analizați nu este semnificativ din punct de vedere statistic, sugerând că nu există un profil clar al participantului la fondurile de pensii facultative, ceea ce poate fi atribuit unui grad foarte mic de acoperire și unui nivel redus de conștientizare sau încredere în aceste scheme. Acest lucru subliniază nevoia de campanii de educare și promovare a beneficiilor pensiilor facultative, dar și de politici care să încurajeze participarea prin stimulente suplimentare, astfel încât România să poată ajunge la nivelul altor țări din regiune în ceea ce privește securitatea financiară a populației la pensionare.

Un fond de pensii private care dorește să crească în România ar trebui să se concentreze pe educarea și informarea publicului despre avantajele pensiilor facultative. Gradul de conștientizare este scăzut, iar profilul clar al participantului nu este bine definit, comparativ cu alte țări. O campanie amplă de educație financiară este necesară pentru a sublinia beneficiile pe termen lung ale acestor pensii, mai ales în contextul unui sistem public de pensii care are nevoie de reformă. În plus, fondurile private ar trebui să colaboreze cu angajatorii și instituțiile financiare

pentru a oferi stimulente atractive, precum deduceri fiscale sau pachete personalizate pentru diverse categorii de venituri, astfel încât să atragă mai mulți participanți.

Tabelul 5.3. Rezultate LOGIT – comparații la nivel european

Variabilă	Caracteristică	Bulgaria	Cehia	Ungaria	Polonia	Croația	România
Vârsta	Val. numerică	-0.0042*	0.0045**	-0.0053*	-0.0018	0.0001	-0.0025
Gen	<i>Bărbat</i>	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	Femeie	-0.0324	-0.0388	-0.0195	-0.0263	-0.0057	0.0740
Educație	<i>Gimnazială</i>	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	Liceală	0.2797***	0.2612***	0.0153	0.1639	-0.0809	-0.0334
	Superioară	0.4911***	0.3631***	0.3609*	0.3368**	0.0285	0.0521
Tip zonă de proveniență	Sub 5000 locuitori	0.0549	-0.0050	0.0485	-0.1086*	0.2271**	0.0852
	<i>Intre 5000-100000 locuitori</i>	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	Peste 100000 locuitori	0.0454	0.0961*	0.0883	0.1727***	0.3327***	0.0260
Vârsta copii	Sub 7 ani	-0.0278	0.0603	0.0246	0.0275	-0.0820	-0.0400
	7-15 ani	0.0166	0.0465	0.0518	0.0441	-0.0833	-0.0800
	<i>Altul</i>	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Status marital	Căsătorit	0.0405	0.0102	0.0624	0.4230***	-0.0461	0.1046
	<i>Div./Văduv</i>	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	Singur	-0.0817	0.0267	-0.1383	0.1662	-0.3480**	0.0357
Job	<i>Altul</i>	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	Muncitor calif. sau necalif.	0.0377	0.1384**	-0.0830	0.1667**	0.0472	0.0412

	Manager sau antreprenor	0.1204	0.2548***	0.3615**	0.3896***	0.2762**	0.0691
	Profesionist (avoc, prof. etc)	0.2056*	0.1623***	0.1956	0.4360***	0.3463**	0.1138
Venit	<i>Nu răspund</i>	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	Mic	-0.2554***	-0.0425	0.0693	-0.1843**	-0.3424***	-0.0167
	Mediu	-0.0232	0.0557	0.1497	0.1635**	-0.1716***	-0.0769
	Mare	0.1409**	0.0809	0.3775***	0.7094***	0.1175	-0.0533
Intercept		-1.6242***	-1.3675***	-3.2507***	-3.2507***	-2.4496***	-2.8599***
Dummy an		DA	DA	DA	DA	DA	DA
Observații		9 509	11 098	9 744	10 872	10 902	9 509
Pseudo-R²		0.0202	0.0049	0.0164	0.0084	0.0155	0.0615

Notă: ***, **, * reprezintă semnificația statistică a coeficientului estimat la un prag de relevanță de 99%, 95%, și respectiv 90%.

3. Factori determinanți ai deciziei de investire pe piața de capital

3.1. Introducere

Studierea factorilor determinanți ai deciziei de investire în active riscante este un demers care nu este nou în literatura de specialitate recentă focalizată pe finanțele personale. Investiția în acțiuni presupune asumarea unor riscuri mai ridicate comparativ cu plasarea resurselor financiare într-un depozit bancar sau contribuția la un fond de pensii. Din aceste considerente ne așteptăm la unele diferențe destul de pronunțate în conturarea profilului investitorului pe piața de capital comparativ cu profilele identificate în capitolele anterioare destinate economisirii și pensiilor private.

Literatura de specialitate care s-a axat pe studierea factorilor determinanți ai deciziei de investire pe piața de capital au raportat evidențe mixte, destul de sensibile la eșalonul ales sau metodologia econometrică utilizată. Cu toate acestea, există și niște constatări empirice destul de robuste care au scos la iveală unele caracteristici sociodemografice care par a influența înclinația unui anumit individ de a investi în active financiare cu un randamente incerte. Astfel, **Barber & Odean (2001)**, **Buccioli & Zarri (2017)** și **Larkin et al. (2013)** au identificat genul ca fiind unul din factorii care are un rol major în modelarea toleranței la risc. Astfel, din perspectiva investiției în acțiuni, bărbații sunt mai predispuși în asumarea unor riscuri mai ridicate, persoanele de gen feminin fiind mai conservatoare din perspectiva investițiilor la bursă, preferând modalități mai sigure de fructificare a capitalului deținut.

Vârsta reprezintă o altă caracteristică care discriminează din punct de vedere statistic alegerea investițiilor în active riscante. Astfel, **Yao et al. (2011)** și **Brooks et al. (2018)** scot în evidență faptul că pe măsură ce o persoană înaintea în vârstă, scade și interesul acesteia de a-și asuma riscuri financiare ridicate. O altă explicație ar fi amplificarea nevoii de securitate financiară, după cum bine am observat în capitolul dedicat economisirii, fiind astfel preferate produse de investiție mai sigure, care să genereze un payoff satisfăcător fără implicarea asociată investițiilor riscante. Mai mult decât atât, **Henninger et al. (2010)** pe baza unei abordări experimentale, au evidențiat faptul că există efecte sistematice ale vârstei asupra calității deciziilor, cu precădere în diferite medii riscante, cauzate de memoria de procesare cognitivă și memorie. O altă explicație este dată de orizontul investițional. Există anumite evidențe statistice care arată că pe termen lung investițiile în acțiuni generează randamente mai indicate decât cele în obligațiuni de exemplu (**Thaler, 2015**). Cu toate acestea, volatilitatea acțiunilor este mai ridicată, motiv pentru care investitorii pot fi afectați nefavorabil pe termen scurt în cazul în care prezintă necesități de lichiditate (*cash shortcuts*). Această problemă poate fi mai importantă pentru cazul

României decât pentru cel al altor state, având în vedere speranța de viață mai redusă a populației din România.

Starea civită este o altă caracteristică care merită să fie luată în considerare din perspectiva înclinației spre investițiile riscante. Unele studii precum cele efectuate de **Chaulk et al. (2003)** și **Bertocchi et al. (2011)** scot în evidență un aspect care ar părea contraintuitiv din perspectiva populației din România, și anume că persoanele căsătorite sunt mai predispuse să își asume riscuri financiare mai ridicate comparativ cu cele singure. Într-adevăr, cele două studii au fost realizate utilizând eșantioane din SUA și Italia, adică două țări dezvoltate, unde alfabetizarea financiară este mai ridicată.

Așa cum era de așteptat, nivelul educației este un alt element demn de a fi luat în considerare ca factor determinant al deciziei de investire pe piața de capital. Un studiu recent publicat de **Black et al. (2019)** au utilizat date din Suedia referitoare la reforma educației din anii 1950 și 1960, când s-a trecut de la modelul de învățământ obligatoriu de 7 ani la cel de 9 ani. Rezultatele studiului sunt foarte interesante și scot în evidență faptul că un an suplimentar de educație crește probabilitatea de a investi în acțiuni cu 2 puncte procentuale și crește cu 10% proporția averii financiare investită în acțiuni, dacă respectivul individ a investit pe piața de capital. Chiar dacă multitudinea de studii care au investigat legătura dintre nivelul educației sau al alfabetizării financiare de investiția în active riscante au creionat concluziile dintr-o perspectivă pozitivă, există și anumite articole, precum cel a lui Kawamura et al. (2021) care au scos în evidență faptul că alfabetizarea financiară tinde să-i determine pe oameni să devină îndrăzneți și nesăbuiți față de anumite aspecte financiare asumându-și prea multe riscuri, împrumutându-se excesiv și să aibă atitudini financiare naive.

Venitul unei persoane nu are cum să nu influențeze înclinația respectivului de a investi în produse financiare mai riscante. Studiile efectuate de către **Geetha și Selvakumar (2016)** și **Hanna et al. (2018)** au evidențiat că toleranța la risc a unei persoane este puternic conectată cu venitul acesteia. Acest rezultat este unul corect din punct de vedere intuitiv, dacă e să ne gândim că persoanele cu venituri reduse trebuie să își acopere în principal nevoile primare (hrană, adăpost, educație), și dacă e să ne raportăm strict la România, investiția pe bursă este departe de a fi considerată una din prioritățile unei familii.

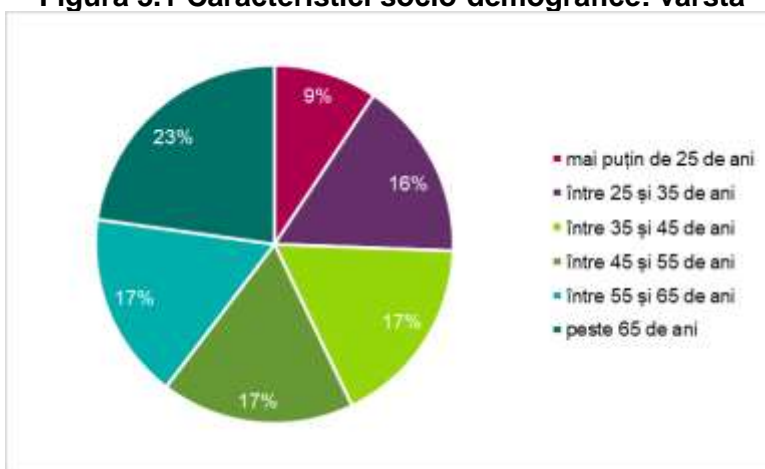
Chiar dacă variabilele menționate anterior sunt esențiale pentru a contura profilul unui investitor pe piața de capital, trebuie să luăm în considerare și alți factori, cum ar fi cei emoționali, care influențează deciziile de tranzacționare. Efectul de turmă este un fenomen complex, care descrie situația în care investitorii își bazează deciziile nu pe propriile analize, ci pe comportamentul unor lideri de opinie (**Luong & Ha, 2011**). Acest efect este frecvent întâlnit pe

piețele netransparente, cu volume mici de tranzacționare și unde informațiile sunt limitate sau asimetrice. Studiul realizat de **Zhang și Zheng (2016)** asupra piețelor emergente din Asia de Sud-Est arată că majoritatea actorilor sunt influențați de deciziile altor investitori. În plus, variabile de piață precum fluctuațiile de preț, tendințele pieței sau preferințele investitorilor pentru anumite acțiuni au, de asemenea, un impact semnificativ asupra deciziilor de investire (**Waweru et al., 2008**). Merită însă amintit că Pochea et al. (2017) nu au identificat existența efectului de turmă pe cazul pieței de capital din România⁴.

3.2. Analiza datelor

În cele ce urmează vom face o prezentare a bazei de date utilizate cu scopul identificării profilului de investitor pe piața de capital din România, urmând a face și o serie de comparații cu țările din regiune. Am utilizat în acest sens baza de date Flash Eurobarometer FL525: „*Monitoring the level of financial literacy in the EU*”, dezvoltată pe baza unui sondaj efectuat în perioada 20 și 31 martie 2022 focalizat pe cetățenii din UE de peste 18 ani. Sondajul cuprinde diferite informații socio-demografice precum vârstă, sex, educație, venit, numărul copiilor în gospodărie, statutul de angajat, mediul de rezidență, dar și de informații privind competențele financiare și încrederea în calitatea vieții. Sondajul la nivelul României cuprinde un număr de 1000 de respondenți. Din perspectiva vârstei, după cum bine se poate observa în Figura 3.1. observăm o distribuție destul de echilibrată a intervalelor de vârstă, tinerii sub 25 de ani având cea mai mică pondere, pe când pensionarii o au pe cea mai mare. Majoritatea persoanelor chestionate, adică aproximativ două treimi au vârste cuprinse între 25 și 65 de ani și formează nucleul populației ocupate.

Figura 3.1 Caracteristici socio-demografice: vârsta

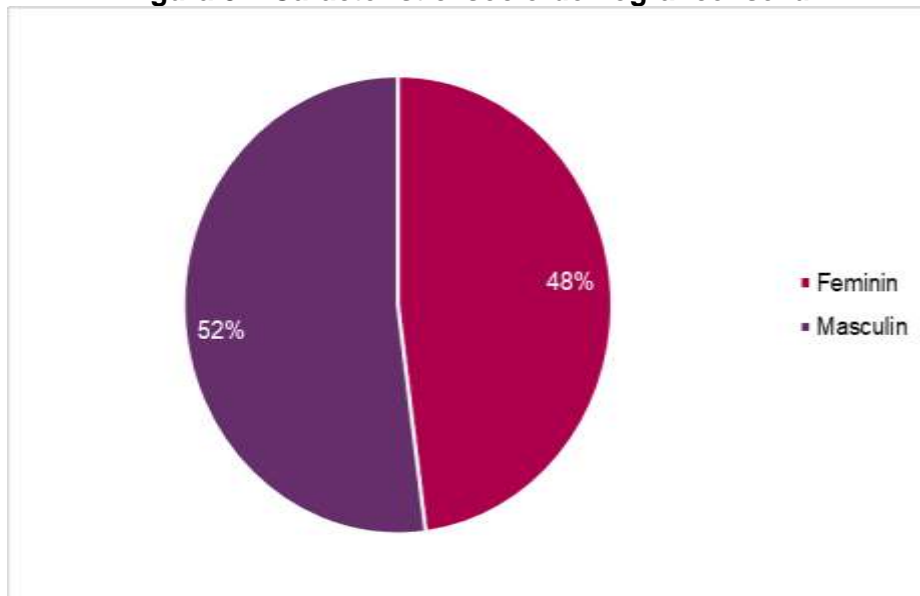


Sursa: prelucrare proprie

⁴ Pochea et al. (2020) identifică existența unui efect de turmă pe cazul piețelor din Bulgaria, Croația, Cehia, Estonia, Letonia, Lituania, Slovenia și Ungaria, dar nu și pe cel al piețelor din Polonia și România.

Din Figura 3.2. observăm o distribuție foarte echilibrată la nivelul sexului unei persoane, femeile reprezentând 48% din eșantion în timp ce persoanele de sex masculin sunt în proporție de 52%. Acest echilibru aduce un plus de încredere bazei de date utilizate, fiind eliminat riscul unor estimări eronate.

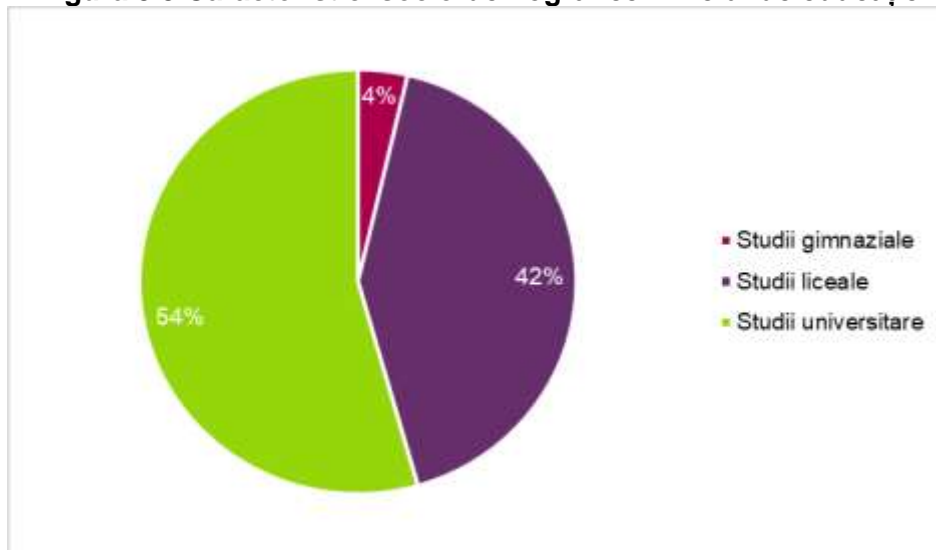
Figura 3.2 Caracteristici socio-demografice: sexul



Sursa: prelucrare proprie

Din perspectiva educației putem observa din Figura 3.3 că majoritatea respondenților au studii universitare, și foarte puțini numai studii gimnaziale. Acest lucru ne va permite în cadrul analizei noastre să facem o delimitare clară a persoanelor cu studii superioare comparativ cu cele cu studii liceale din perspectiva deciziei de investire pe piața de capital .

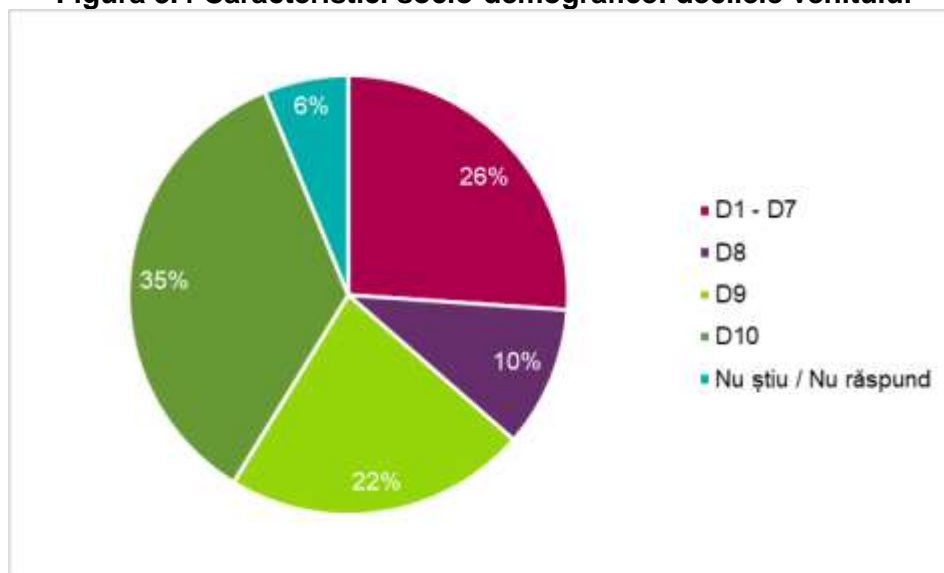
Figura 3.3 Caracteristici socio-demografice: nivelul de educație



Sursa: prelucrare proprie

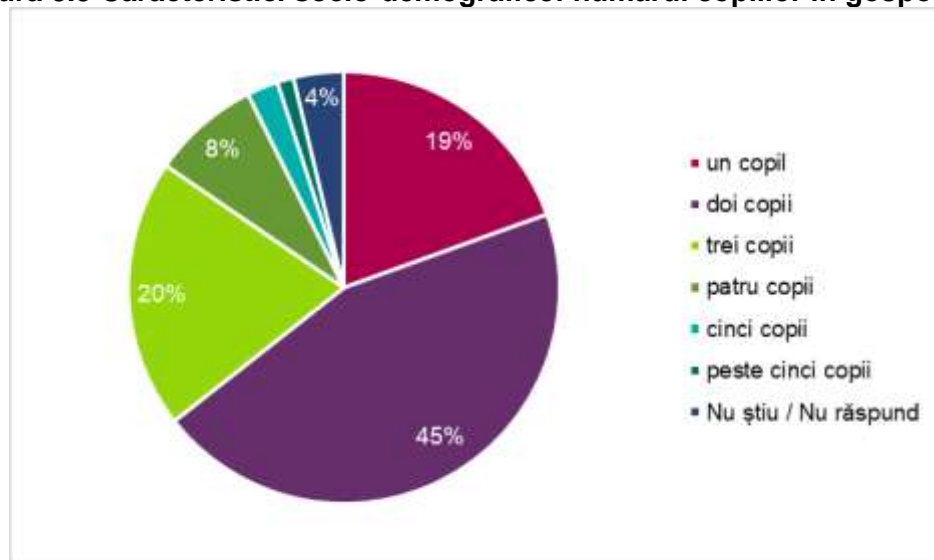
Analiza distribuției decilelor venitului prezintă unele trăsături specifice țărilor fost comuniste, caracterizate de o inegalitate a veniturilor la nivelul populației destul de pronunțată: primele șapte decile au în total 26% din respondenți, în timp ce decilele superioare, în special a 10-a decilă, cuprind o proporție semnificativ mai mare de 35% (Figura 3.4).

Figura 3.4 Caracteristici socio-demografice: decilele venitului



Sursa: prelucrare proprie

Figura 3.5 Caracteristici socio-demografice: numărul copiilor în gospodărie

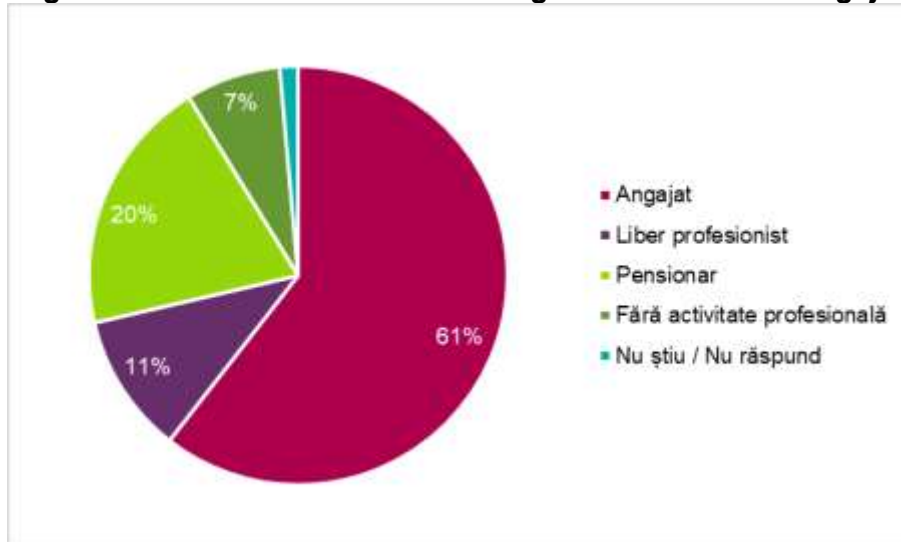


Sursa: prelucrare proprie

Graficul distribuției numărului de copii (Figura 3.5) arată că majoritatea gospodăriilor au doi copii (45%), urmate de cele cu trei copii (20%) și un singur copil (19%). Familiile mai cu mai mult de 4 copii sunt rare iar aproximativ 4% din respondenți nu au niciun copil (nu au răspuns).

Distribuția statuturilor de angajat în eșantion arată că majoritatea respondenților sunt angajați (Figura 3.6). Cu toate acestea, există un număr semnificativ de pensionari (20%) și un procent mic de liber profesioniști (11%). De asemenea, 7% dintre respondenți sunt fără activitate profesională, reflectând posibile probleme economice sau bariere în accesul la muncă.

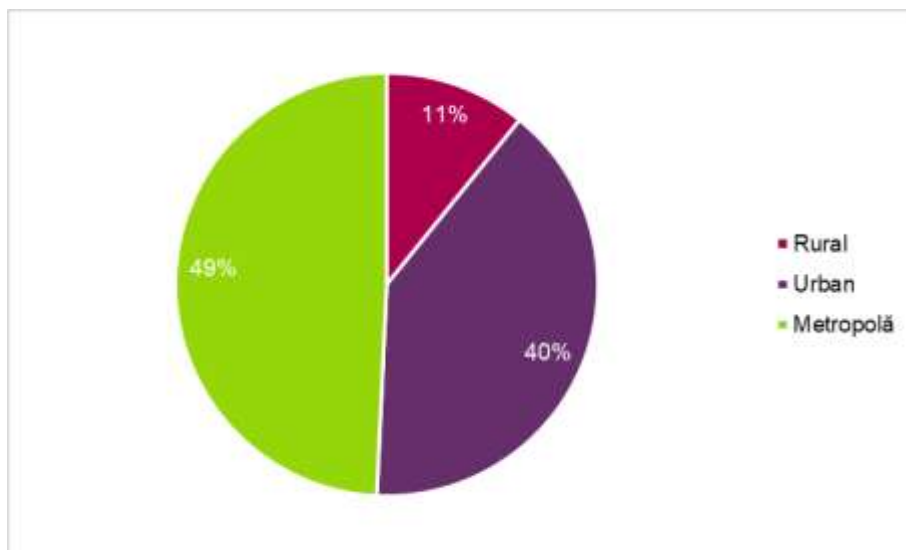
Figura 3.6. Caracteristici socio-demografice: statutul de angajat



Sursa: prelucrare proprie

Analiza distribuției mediului de rezidență indică o preponderență a populației din metropole (49%), urmată de mediul urban (40%) și urmată de o pondere restul de redusă a mediul rural (11%).

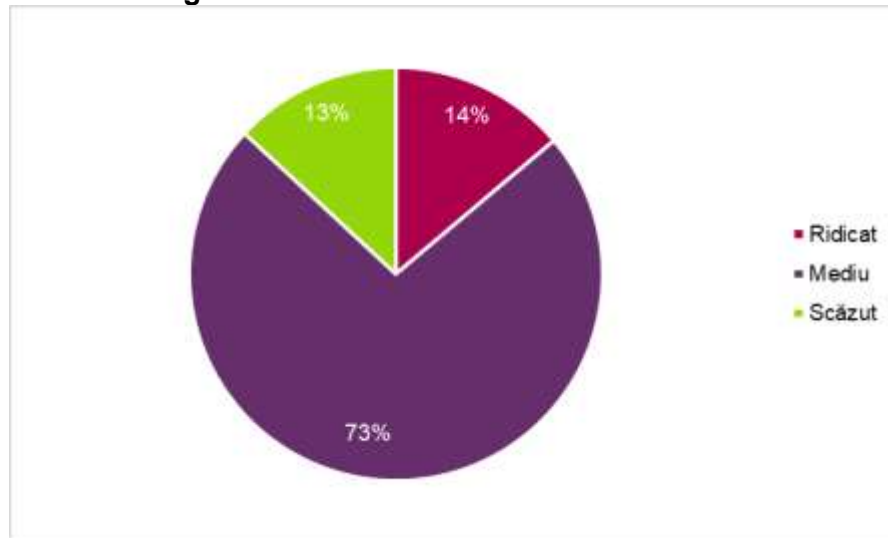
Figura 3.7. Caracteristici socio-demografice: mediul de rezidență



Sursa: prelucrare proprie

Gradul de alfabetizare financiară e fost calculat ca urmare a unor serii de întrebări standard în literatură menite să cuantifice nivelul de cunoaștere a unor concepte precum dobânda compusă, inflația, relația dintre dobânzile și prețurile obligațiunilor, relația risc-randament și importanța diversificării investițiilor.

Figura 3.8 Gradul de alfabetizare financiară



Sursa: prelucrare proprie

Distribuția gradului de alfabetizare financiară ne indică o superioritate clară a persoanelor cu nivelul mediu (73%). Gradul ridicat de alfabetizare financiară (14% din eșantion) scot în evidență limitele sistemului educațional în a oferi educație financiară extinsă, în timp ce prevalența nivelului mediu indică eforturi de bază în educația adulților și a tinerilor (Figura 3.8). Cu o majoritate a populației având competențe financiare de nivel mediu, este esențial ca serviciile financiare și produsele să fie concepute pentru a fi accesibile și înțelese de majoritatea consumatorilor. Prezența unui segment semnificativ (13%) cu nivel scăzut de alfabetizare financiară arată o vulnerabilitate în rândul populației, care poate favoriza decizii financiare neadecvate în rândul indivizilor.

3.3. Rezultate

În continuare, vom prezenta rezultatele estimărilor unui model LOGIT, având ca variabilă dependentă un indicator care reflectă dacă respondentul deține un produs de investiție riscant, cum ar fi acțiunile. Ca variabile explicative, am inclus toate cele detaliate anterior, conform literaturii de specialitate. Am optat pentru o analiză comparativă între țările din regiune, pentru a menține consistența cu abordarea utilizată în capitolele precedente. Rezultatele acestei analize sunt prezentate în Tabelul 3.1 de mai jos.:

Tabelul 3.1. Factori determinanți ai deciziei de investire pe piața de capital (România)

Variabilă	Caracteristică	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6	Model 7	Model 8	Model 9
Vârstă	Val. numerică	0.0048								-0.0065
Alfabetizare	Val. numerică		0.3635***							0.2902***
Copii	Val. numerică			-0.0033						-0.0507
Gen	<i>Bărbat</i>				0.0000					0.0000
	Femeie				-0.4232***					-0.3119*
Educație	<i>Gimnazială</i>					0.0000				0.0000
	Liceală					0.4211				0.0940
	Superioară					1.0933***				0.2335
Tip zonă de proveniență	Oraș mic						-0.9351***			-0.7311**
	<i>Oraș mediu</i>						0.0000			0.0000
	Oraș mare						0.0561			-0.1303
Job	<i>Altul</i>							0.0000		0.0000
	Muncitor calif. sau necalif.							-0.5014**		-0.5138*
	Manager sau antreprenor							0.4114		0.2423
	Profesionist (avoc, prof. etc)							0.6798***		0.4033
Venit	<i>Mic</i>								-0.6458*	-0.5048*
	Mediu								0.0000	0.0000
	Mare								0.7198***	0.4280***
Intercept		-1.5833***	-3.9412***	-1.3518***	-1.1698***	-2.1690***	-1.3113***	-1.3338	-1.8390***	-3.0826***
Observații		1 062	1 062	1 062	1 062	1 062	1 062	1 062	1 062	1 062
Pseudo-R²		0.0009	0.0421	0.0001	0.0070	0.0192	0.0103	0.0373	0.0268	0.0925

Notă: ***, **, * reprezintă semnificația statistică a coeficientului estimat la un prag de relevanță de 99%, 95%, și respectiv 90%.

În tabelul 3.1 sunt raportate rezultatele estimărilor unui model de tip logit standard. Ca și variabile explicative am folosit atât serii numerice, precum vârsta, numărul de copii sau scorul obținut la întrebările de alfabetizare financiară, precum și variabile categoriale, la care am stabilit un reper (identificabil prin stilul italic) la care am acordat valoarea 0 la coeficient. Pentru a evita eventualele probleme cauzate de multicolaritatea regresorilor, am rulat 8 specificații cu fiecare variabilă considerată independent și ulterior un model generalizat menit să surprindă stabilitatea coeficienților.

Conform estimărilor, observăm un coeficient pozitiv și semnificativ din punct de vedere statistic la un nivel de relevanță de 99% asociat cu gradul de alfabetizare financiară. Acest lucru sugerează că înclinația de a investi în diferite produse riscante, specifice pieței de capital este mai pronunțată în cazul persoanelor cu un nivel al cunoștințelor financiare mai ridicat. Dacă ne raportăm la coeficientul Pseudo-R² putem concluziona că alfabetizarea financiară este cel mai important factor discriminant între persoanele cu apetit la risc relativ la cele care preferă investiții mai sigure. Desigur, acest rezultat este similar cu cel obținut și în alte studii precum cel efectuat de **Black et al. (2019)**, dar importanța acestuia reiese din faptul că surprinde importanța alfabetizării financiare în contextul unei piețe de capital emergente precum cea din România. Mai mult decât atât, considerăm că dezvoltarea viitoare a pieței de capital de la noi din țară este în strânsă legătură cum rezultatele inițiativelor de alfabetizare financiară implementate de mai multe instituții ale statului, accesul populației la produsele de investiție, dar și de intensitatea convergenței României la statele dezvoltate din UE.

Similar cu evidențele empirice din literatura de specialitate, evidențiate în subcapitolul 4.1, rezultatele estimărilor relevă o asociere negativă între sexul feminin și expunerea pe active cu risc. Coeficientul asociat variabilei Femeie este semnificativ din punct de vedere statistic la un nivel de relevanță de 99%, iar semnul acestuia sugerează că relativ la persoanele de sex masculin, probabilitatea de a investi în active cu risc scade pentru această categorie. Astfel, similar cu **Barber & Odean (2001)**, **Buccioli & Zarri (2017)** și **Larkin et al. (2013)** persoanele de sex bărbătesc sunt mai înclinate să își asume riscuri mai ridicate prin comparație cu femeile. Acest rezultat este robust la specificația modelului, coeficienții fiind semnificativi din punct de vedere statistic și la regresia univariată cât și la cea multivariată. Cu toate acestea, importanța variabilei Sex la explicarea deciziei de investire pe piața de capital este sub medie, dacă ne raportăm la valoarea coeficientului Pseudo-R².

Din perspectiva educației, observăm o corelație destul de pronunțată în cadrul analizei univariate între persoanele care au absolvit o universitate relativ la cei care au doar școala gimnazială. Importanța educației în explicarea deciziei de investire pe piața de capital este peste

medie, dacă ne raportăm la coeficientul Pseudo-R² pentru toate variabilele din model, însă observăm o absență a robusteții, coeficientul la regresia multivariată nemaifiind semnificativ statistic. Acest lucru nu înseamnă neapărat că educația nu impactează plasamentele în active riscante ci mai degrabă că ar putea exista o corelație cu alte variabile explicative precum nivelul venitului, alfabetizarea financiară sau tipul de job (cauzalitate indirectă).

Din perspectiva zonei de proveniență observăm că localizarea într-un oraș mic scade probabilitatea unor investiții în acțiuni sau alte active riscante, coeficientul asociat acestei variabile fiind negativ și semnificativ din punct de vedere statistic la un nivel de relevanță de 99% în specificația univariată și la 95% în cea multivariată. Acest lucru nu înseamnă că dacă un individ locuiește într-un oraș mare automat el și va investi în active cu risc ridicat. După cum bine putem vedea, coeficientul asociat cu *Oraș mare* nu este semnificativ din punct de vedere statistic, indiferent de specificația modelului de regresie. Deci, cel mai probabil, lipsa de informații financiare sau promovarea produselor financiare, ori accesul mai greu la instituțiile financiare care caracterizează viața dintr-un sat sau oraș de mici dimensiuni au un impact cât de poate de bine conturat asupra deciziei de investire pe piața de capital a rezidenților.

Un alt rezultat care este în concordanță cu intuiția financiară este legătura din profilul job-ului și decizia de investire pe piața de capital. Astfel, observăm că persoanele care lucrează în diverse domenii ca și muncitori calificați sau necalificați (construcții, industria textilă, agricultură etc) au o atitudine negativă în raport cu investițiile pe piața de capital. Pe de altă parte, persoanele încadrate în categoria Profesioniști (doctor, avocat, profesor, inginer etc) sunt mult mai predispuși în a-și asuma riscuri mai ridicate prin achiziția de produse de pe piața de capital. În prima situație coeficienții sunt negativi și semnificativi din punct de vedere statistic în ambele tipuri de regresie pe când la Profesioniști avem rezultate semnificative statistic doar în cea univariată. Interesant, nu am reușit să identificăm o legătură semnificativă din punct de vedere statistic între manageri sau antreprenori și decizia de investire pe piața de capital. O posibilă explicație ar fi că antreprenorii își alocă resursele financiare investind în propria firmă, pe când managerii pot avea acces la scheme de compensație bazate pe acțiuni (stock options) oferite de compania la care lucrează. Acest lucru îi poate determina să investească deja indirect în piața de capital prin firma lor, ceea ce poate reduce interesul pentru investiții individuale suplimentare în piața de capital.

Din perspectiva puterii de discriminare între persoanele care investesc sau nu pe piața de capital, observăm că profilul job-ului este a doua variabilă ca importanță după nivelul de alfabetizare financiară. Acest fapt ar putea însemna o oportunitate pentru instituțiile financiare de a-și extinde serviciile către anumite segmente de piață, în special către muncitorii calificați și necalificați. Aceștia ar putea fi atrași prin produse financiare și programe educaționale care să le

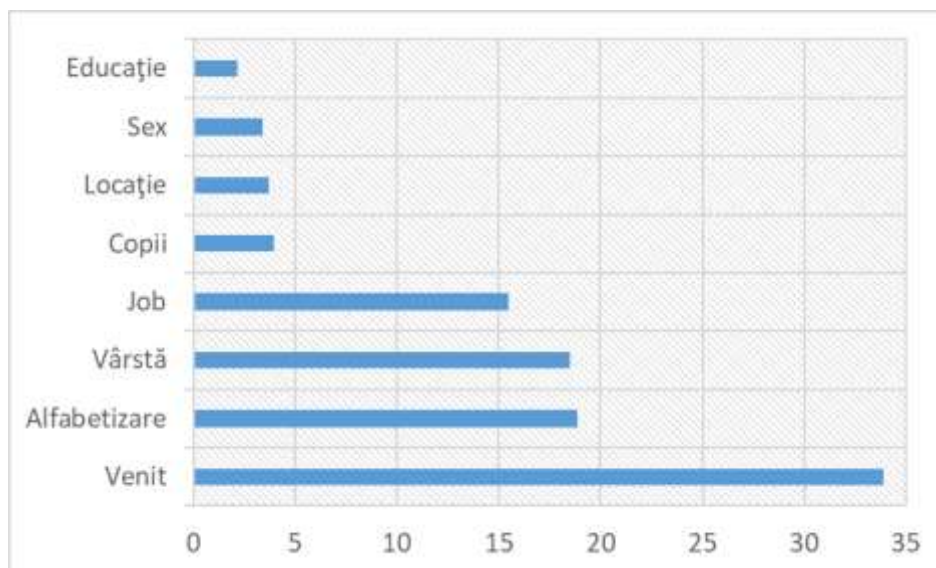
crească nivelul de înțelegere și participare în piața de capital, creând astfel o nișă suplimentară de clienți potențiali.

Așa cum era de așteptat, observăm că nivelul venitului este un criteriu elocvent în decizia de investire pe piața de capital. Rezultatele prezentate în Tabelul 4.1. ne spun un adevăr cât se poate de trist din perspectiva intermedierei financiare din țara noastră: *investesc pe bursă doar persoanele care au venituri mari*. Astfel, coeficientul aferent acestei clase este pozitiv și semnificativ din punct de vedere statistic la un prag de relevanță de 99% în ambele specificații, în timp ce în situația persoanelor cu venituri mici acesta ia valori negative, dar semnificative din punct de vedere statistic la un prag de relevanță de 90%. Observăm că această variabilă are o putere de discriminare peste medie fiind poziționată pe locul 3 din 8 variabile alese, din perspectiva Pseudo-R².

Observăm de asemenea că unii factori precum vârsta respondentului sau numărul de copii nu exercită o influență semnificativă din punct de vedere statistic asupra deciziei de investire pe piața de capital. Acest lucru infirmă într-o oarecare măsură concluziile unor studii anterior menționate, mai ales cele publicate de [Yao et al. \(2011\)](#) și [Brooks et al. \(2018\)](#), care consideră vârsta respondentului un candidat serios pentru a explica preferința pentru activele riscante.

Având în vedere cele menționate până acum putem creiona un profil al investitorului pe piața de capital. Acesta este bărbat, are un nivel ridicat de alfabetizare financiară, are studii superioare, este profesionist din perspectiva job-ului, și bineînțeles un venit ridicat. Ca și detaliu suplimentar putem spune că nu locuiește într-un oraș mic sau la sat, însă nu putem caracteriza comportamentul său din punct de vedere investițional din perspectiva vârstei sau a numărului de copii.

Chiar dacă rezultatele de mai sus par a fi destul de clare și în linie cu intuiția financiară, este necesar să studiem robustețea acestora, mai ales în condițiile în care în două cazuri modelul univariat și cel multivariat nu au fost convergente. Astfel, pentru a valida acuratețea rezultatelor obținute pe baza modelului LOGIT vom utiliza Generalized Boosted Modeling (GBM) care este o tehnică de machine learning care combină mai multe modele de regresie pentru a îmbunătăți acuratețea predicțiilor. GBM face acest lucru folosind un algoritm de tip boosting, care construiește succesiv modele mai puternice, pornind de la modele simple (de obicei arbori de decizie), și învață din erorile modelelor anterioare. Rezultatul este reprezentat de o clasificare a fiecărui factor explicativ în raport cu decizia de investire pe piața de capital, și care va fi ulterior comparat cu rezultatele anterioare. Detalii referitoare la influența relativă a fiecărei variabile explicative sunt prezentate în Figura 3.9:

Figura 3.9. Rezultate GBM (influența relativă)

Sursa: prelucrare proprie

Se poate observa pe baza figurii de mai sus că ordinea generată pe baza metricii Pseudo- R^2 s-a menținut parțial, venitul respondentului fiind în aparență variabila care decide în proporție de aproximativ 34% dacă se va prefera o investiție în acțiuni sau nu. Așa cum era de așteptat și gradul de alfabetizare are o pondere însemnată la fundamentarea acestei decizii de investire pe piața de capital și într-o mai mică măsură job-ul persoanei chestionate. Interesant, variabila vârstă are în această nouă configurație o influență mult mai pronunțată comparativ cu modelul LOGIT, fapt care ar putea sugera utilizarea unor interacțiuni între variabile pentru a surprinde mai elocvent impactul acestei caracteristici.

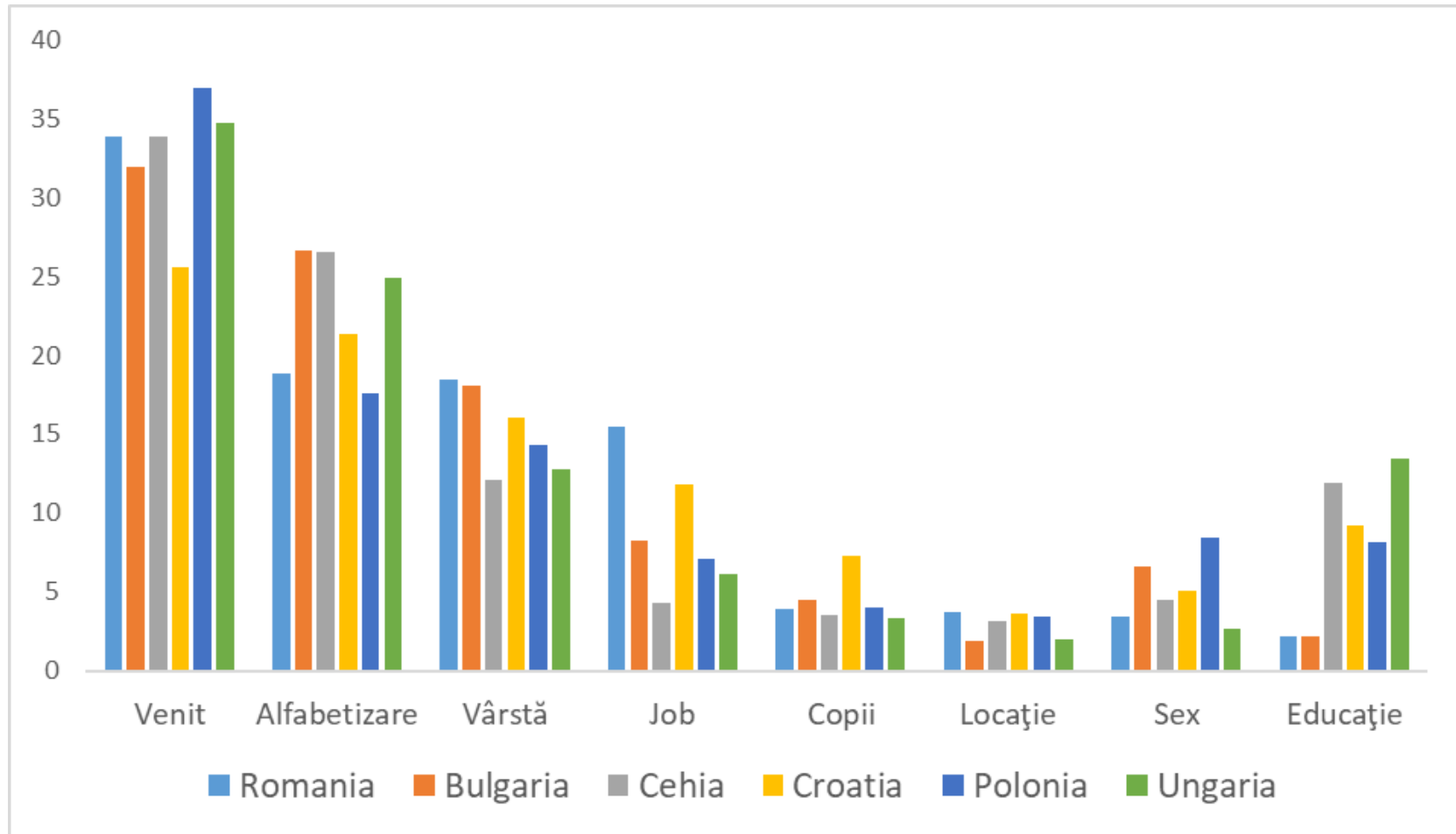
Continuăm analiza noastră și vom prezenta în Tabelul 4.2. o abordare comparativă între România pe de o parte și alte țări din regiune precum Bulgaria, Cehia, Croația, Polonia, Ungaria pe de altă parte. Se poate observa că alfabetizarea financiară este unul din principalii factori de influență ai deciziei de investire pe piața de capital. În mod constant, persoanele cu un nivel mai ridicat de alfabetizare financiară au o probabilitate mai mare de a investi pe piața de capital, indicând că educația financiară este un predictor puternic al comportamentului investițional în regiune. De asemenea, genul respondentului contează în fundamentarea deciziei de expunere pe active riscante, femeile având o probabilitate mai mică de a investi în comparație cu bărbații în majoritatea țărilor (Bulgaria, Cehia, Polonia, Ungaria, România). Acest efect negativ asupra probabilității de a investi sugerează existența unor diferențe de gen consistente în accesul la și participarea pe piața de capital.

Tabelul 4.2. Factori determinanți ai deciziei de investire pe piața de capital (comparații)

Variabilă	Caracteristică	Bulgaria	Cehia	Croația	Polonia	Ungaria	România
Vârstă	Val. numerică	-0.0199***	-0.0112***	0.0200***	0.0036	-0.0016	-0.0065
Alfabetizare	Val. numerică	0.3072***	0.4191***	0.3440***	0.2811***	0.2963***	0.2902***
Copii	Val. numerică	0.0321	0.0396	-0.1006	-0.0133	-0.1286	-0.0507
Gen	<i>Bărbat</i>	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	Femeie	-0.7904***	-0.3379**	-0.2415	-0.8377***	-0.3424***	-0.3119*
Educație	<i>Gimnazială</i>	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	Liceală	0.4884	0.2839	1.1329	-1.2991***	1.0719***	0.0940
	Superioară	1.1285	1.1792**	1.3903	-0.5771	1.5697***	0.2335
Tip zonă de proveniență	Oraș mic	-1.1215	-0.1650	-0.0504	0.3433	-0.0647	-0.7311**
	<i>Oraș mediu</i>	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	Oraș mare	0.1219	0.2119	-0.0790	0.3266*	0.2214	-0.1303
Job	<i>Altul</i>	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	Muncitor calif. sau necalif.	-0.0794	-0.2728	-0.0392	0.6602*	-0.0875	-0.5138*
	Manager sau antreprenor	0.2778	-0.3338	0.5618*	1.0007***	-0.0224	0.2423
	Profesionist (avoc, prof. etc)	0.0993	-0.3059	0.2808	0.7586**	0.4357	0.4033
Venit	<i>Mic</i>	-0.2373	-0.8274***	0.1455	-0.0233	-0.0914	-0.5048*
	Mediu	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	Mare	-0.0811	0.2780	0.6558***	0.8262***	0.5814***	0.4280***
Intercept		-3.9231***	-3.8085***	-1.8697***	-3.6162***	-4.4245***	-3.0826***
Observații		1 009	1 013	1 031	1 003	1 016	1 062
Pseudo-R²		0.1052	0.1568	0.1272	0.1566	0.1238	0.0925

Notă: ***, **, * reprezintă semnificația statistică a coeficientului estimat la un prag de relevanță de 99%, 95%, și respectiv 90%.

Figura 3.10. Rezultate GBM – influența relativă (%)



Din perspectiva influenței relative a variabilelor asupra investițiilor, generată pe baza modelului GBM, observăm că venitul este cel mai important factor determinant în toate țările, cu o influență variind între 26% și 37%, urmat de alfabetizarea financiară, care ocupă a doua poziție în Bulgaria, Cehia, România și Ungaria, indicând că nivelul de educație financiară este esențial pentru decizia de a investi pe piața de capital. Totuși, există diferențe notabile între țări: educația este mult mai influentă în Cehia (12%) și Ungaria (13%), comparativ cu România și Bulgaria (doar 2%), în timp ce jobul joacă un rol semnificativ în România (15%) și Croația (12%), dar este mai puțin important în Polonia și Ungaria (6-7%). De asemenea, genul are o influență mai mare în Polonia și Bulgaria (7-8%) comparativ cu România și Ungaria (3%), iar influența numărului de copii este mai mare în Croația (7%), dar rămâne scăzută în celelalte țări, ceea ce sugerează că fiecare țară prezintă particularități distincte în ceea ce privește factorii care determină investițiile pe piața de capital.

Uneori, aceste influențe asupra deciziei de a investi pe piața de capital pot avea sensuri diferite. De exemplu, vârsta are un impact invers asupra acestei decizii pentru cazurile Bulgariei și Cehiei (cu cât o persoană este mai vârstnică, ea investește mai puțin), dar un impact direct în cazul Croației (cu cât o persoană este mai vârstnică, ea investește mai mult).

4. Cuantificarea coeficientului implicit de aversiune relativă față de risc

În cadrul acestui capitol vom estima valoarea coeficientului de aversiune relativă față de risc din patru economii (România, Cehia, Polonia și Croația) din Europa Centrală și de Est (ECE), în contextul unui model de echilibru pentru evaluarea activelor financiare în care analiza este axată pe fundamentarea deciziei de consum și de investire din perspectivă intertemporală. Coeficientul calibrat reprezintă o mărime implicită în sensul că acesta este determinat astfel încât să se asigure egalitatea dintre valorile teoretice, generate de model, ale variabilelor de interes și cele observate în realitate. În prima secțiune, se prezintă pe scurt modul în care teoria financiară modernă modelează, în context intertemporal, analiza deciziei de consum și a celei de investire la nivel individual. În secțiunea a doua, este prezentată o perspectivă în ceea ce privește evoluția modelelor de echilibru privind evaluarea activelor financiare. Expunerea se axează pe evidențierea problemelor întâlnite în practică cu privire la calibrarea modelelor de primă generație, fundamentate în anii '70 datorită apariției unor așa-numite puzzle-uri, generate de existența unor discrepanțe dintre predicțiile teoretice și variabilele observate, fiind astfel necesară introducerea unor modele mai realiste care să surprindă mai fidel realitatea economică. În secțiunea a treia se prezintă metodologia de calibrare și sunt discutate rezultatele obținute. Modelul utilizat în acest capitol pentru calibrarea coeficientului de aversiune față de risc este cel propus de **Basak și Cuoco (1998)**, acesta diferențiindu-se de modelele de prima generație prin faptul că presupune existența unei eterogenități la nivelul indivizilor în ceea ce privește accesul la piața de capital.

4.1. Modelarea comportamentului investițional al gospodăriilor în context intertemporal

Analiza intertemporală și într-un mediu incert a deciziei de consum și a celei de investire a gospodăriilor reprezintă o direcție de cercetare din finanțe în continuă dezvoltare. Un model emblematic în acest sens a fost propus de către Robert Merton, Laureat al Premiului Nobel pentru Economie, această abordare devenind cunoscută în literatura de specialitate drept problema lui Merton (**Merton, 1969, 1971**). Formulată în timp continuu, modelul își propune determinarea nivelului optim al consumului, precum și a compoziției portofoliului optim în condițiile în care gospodăria are drept obiectiv maximizarea utilității totale. Această utilitate totală este calculată drept valoarea așteptată a sumei fluxurilor de utilitate viitoare generate de consum, actualizate în prezent cu un factor subiectiv de percepere a timpului, mecanism care scoate în evidență faptul că un flux de utilitate mai apropiat de prezent este perceput drept mai valoros pentru consumator

decât un flux identic apărut la un moment de timp aflat în viitor. Deoarece modelul este specificat în timp continuu, acesta operațiune de adunare este cuantificată din punct de vedere matematic sub forma unei integrale. Restricția acestei probleme de maximizare a utilității totale se referă la evoluția averii gospodăriei, dinamică specificată prin intermediul unei ecuații diferențiale stocastice, termenul stocastic evidențiind faptul ca mediul investițional nu este determinist. Mai precis, în cea mai simplă formă a modelului, consumatorul are la dispoziție două active financiare: un activ fără risc, având o rentabilitate certă, egală cu rata dobânzii fără risc și un activ cu risc, reprezentat printr-un indice bursier (portofoliul pieței) a cărui dinamică este descrisă de o ecuație diferențială stocastică. Dinamica impusă indică faptul că rentabilitatea acestui activ este o variabilă aleatoare, având o parte deterministă, specificată prin intermediul rentabilității așteptate a activului, dar și o parte stocastică evidențiind riscul investiției în acest activ, risc cuantificat prin intermediul indicatorului de volatilitate (i.e. abaterea medie pătratică a rentabilității activului). În contextul acestui mediu investițional, consumatorul își construiește un portofoliu format din cele două active disponibile. Acest portofoliu poate fi specificat prin intermediul ponderii din avere care este investită în activul cu risc, aceasta fiind una din variabilele de control ale problemei, fiind influențată în mod direct de către consumator. Ponderea respectivă afectează atât rentabilitatea așteptată, cât și riscul portofoliului construit de către agentul economic. În aceste condiții, averea agentului are o dinamică stocastică, aceasta crescând, în medie, în concordanță cu rentabilitatea așteptată a portofoliului construit, fiind în același timp influențată, în sensul diminuării acesteia, prin retragerea de sume pe care agentul economic le utilizează pentru achiziția de bunuri și servicii, consumul acestora generându-i utilitate. Consumul agentului reprezintă a doua variabilă de control a modelului. Astfel, în fiecare moment, agentul trebuie să aleagă cât consumă și ce pondere din avere este alocată către activul cu risc (variabilele de control), ținând cont de averea de care dispune (așa-numita variabilă de stare a problemei). Este clar că variabilele de control generează efecte contrare în contextul problemei, ceea ce induce o tensiune în ceea ce privește decizia consumatorului. Astfel, un consum mai mare la un moment dat are, pe de o parte, un efect pozitiv prin faptul că determină creșterea fluxului de utilitate din acel moment și, astfel, o creștere a utilității totale, însă, pe de altă parte, are și un efect negativ, deoarece conduce la scăderea averii din acel moment și, astfel, la un nivel anticipat al averii viitoare mai mic, ceea ce poate induce în viitor necesitatea reducerii consumului, reducerii fluxului viitor de utilitate, aceasta având un efect de scădere a utilității totale. De asemenea, o pondere mai mare alocată activului cu risc, are, pe de o parte, un efect pozitiv prin majorarea rentabilității așteptate a portofoliului și deci a ratei medii de creștere a averii agentului economic, însă, pe de altă parte, conduce și la creșterea riscului portofoliului respectiv, ceea ce poate avea un efect negativ prin majorarea

probabilității de apariție a unor evenimente extreme care să determine scăderea averii sub un anumit prag și la necesitatea diminuării consumului, determinând astfel un efect negativ asupra valorii așteptate a utilității viitoare. Agentul economic trebuie să decidă asupra unei traiectorii a consumului și a investiției în activul cu risc astfel încât să echilibreze efectele contrarii menționate mai sus și să obțină nivelul maxim de utilitate totală în aceste condiții. Folosind instrumente specifice tehnicilor de optimizare stocastică cu timp continuu (e.g. [Merton, 1990](#)) se poate obține regula optimă de consum, precum și regula optimă de investire. Mai exact, în ceea ce privește ponderea din avere investită în activul cu risc, valoarea optimă a acesteia este direct proporțională cu indicatorul Sharpe al activului cu risc și invers proporțională cu volatilitatea activului, precum și cu aversiunea relativă față de risc a agentului economic. În special, această ultimă relație semnifică faptul că agenții cu aversiune mai mare față de risc vor avea o pondere mai mică din avere investită în activul cu risc, ceteris paribus.

4.2. Evoluția modelelor de echilibru pentru evaluarea activelor financiare în context intertemporal

Analiza comportamentului investițional de la nivelul individual al unei gospodării poate fi extinsă către nivelul agregat al întregii economii prin fundamentarea unui model de echilibru. În contextul unui astfel de model, consumurile individuale ale fiecărei gospodării sunt agregate obținându-se o funcție de cerere de consum la nivel agregat utilizată pentru impunerea unei condiții de echilibru pe piața bunurilor și serviciilor. Similar, prin agregarea pozițiilor individuale în ceea ce privește cele două active financiare din economie se impune o condiție de echilibru pe piața financiară. Finalitatea unui astfel de model constă în determinarea nivelului de echilibru al ratei dobânzii fără risc, precum și a prețului de echilibru pentru activul cu risc. Două dintre cele mai reprezentative modele de echilibru de pionierat sunt cele propuse de [Merton \(1973\)](#), respectiv [Breedon \(1979\)](#). Însă, la scurt timp după fundamentarea unor astfel de modele de echilibru, a devenit clar că există o serie de discrepanțe între predicțiile modelelor și datele observate în realitate, discrepanțe denumite în literatura de specialitate puzzle-uri (e.g. [Mehra și Prescott, 1985](#)). Un astfel de puzzle se referă la neconcordanța cu privire la prima de risc. În contextul modelului teoretic se obține o formulă de determinare a primei de risc pentru activul cu risc ca produs dintre coeficientul de aversiune relativă față de risc al agentului reprezentativ și varianța ratei de creștere a consumului agregat. Pentru datele specifice economiei SUA prima de risc înregistrează valori în jurul nivelului de 7%, în timp ce volatilitatea consumului agregat este în jur de 2% (deci varianța ratei de creștere a acestuia în jur de 0,04%). Astfel, este nevoie de o valoare implauzibilă, de ordinul sutelor, a coeficientului de aversiune relativă față de risc al

agentului pentru ca predicția teoretică să fie similară cu valoarea observată în realitate (puzzle-ul privind prima de risc). De o valoare foarte mare a aversiunii față de risc este nevoie și pentru a obține, în contextul modelului teoretic, o pondere din averea investită în activul cu risc similară cu cea observată în economia americană (puzzle-ul privind alocarea). Astfel, pentru a putea explica valoarea observată a primei de risc este nevoie de utilizarea unui coeficient de aversiune la risc foarte mare, însă, în aceste condiții, se obține o rată a dobânzii generată de model de dimensiuni imense, în contradicție cu realitatea (puzzle-ul privind rata dobânzii). Ca urmare, coeficientul de aversiune la risc induce o tensiune în model, în sensul că este imposibil ca în același timp să se obțină valori plauzibile pentru prima de risc și rata dobânzii fără risc. O ultimă discrepanță pe care o menționăm se referă la volatilitatea activului cu risc. Astfel, o altă predicție a modelelor de primă generație se referă la faptul că volatilitatea activului cu risc este egală cu volatilitatea dividendelor asociate activului respectiv. Însă, în realitate, volatilitatea indicelui S&P 500 se situează în jur de 16%, de 8 ori mai mare decât volatilitatea dividendelor asociate, care are o valoare în jur de 2% (puzzle-ul privind volatilitatea).

Aceste puzzle-uri care apar în contextul modelelor de primă generație a determinat necesitatea rafinării acestora prin relaxarea unora dintre ipotezele asociate. În literatura de specialitate s-au evidențiat mai multe direcții de evoluție. O primă direcție se referă la modificări cu privire la funcția de utilitate utilizată în model, în sensul că utilitatea este generată nu de către consumul propriu-zis, ci de către abaterea acestuia față de un nivel de referință, generat de obișnuință (en. *habit formation*). Acest nivel de referință poate fi intern, generat de nivelul anterior al consumului agentului respectiv, sau poate fi extern, în sensul existenței unei presiuni sociale de a ține pasul cu un grup de referință, ceea ce în literatură este evidențiat prin expresia în limba engleză „*catching up with the Joneses*”. Alternativa propusă de **Campbell și Cochrane (1999)** reușește să reducă o parte din tensiunile existente în modelele de primă generație. O altă direcție de cercetare pleacă de la presupunerea că rata medie de creștere a dividendului este o variabilă neobservabilă, agenții utilizând un proces de învățare pe baza căruia aceștia își actualizează estimarea cu privire la parametrul neobservabil în funcție de noile informații care apar. Un model reprezentativ de acest tip este cel propus de **Pastor și Veronesi (2009)**.

O a treia direcție de cercetare, foarte prolifică, constă în relaxarea ipotezei potrivit căreia toți agenții din cadrul modelului sunt identici, introducându-se eterogenitate sub o formă sau alta. De exemplu, **Cvitanic et al. (2012)** prezintă un model cu un număr arbitrar de tipuri de agenți cu funcții de utilitate având coeficient de aversiune față de risc constant (i.e. funcție de utilitate de tip CRRA) și având trei surse de eterogenitate: factorul subiectiv de percepere a timpului, aversiunea față de risc și opinia cu privire la rata medie de creștere a consumului agregat. Autorii studiază

impactul eterogenității asupra prețului de piață al riscului, asupra ratei dobânzii fără risc și asupra prețului acțiunilor și a volatilității acestora. Analiza a fost extinsă de către **Muraviev (2013)**, în cazul în care este introdus un mecanism de învățare și cu agenți având funcții de utilitate cu nivel de referință și de către **Borovicka (2020)**, pentru un caz mai general în ceea ce privește funcția de utilitate. **Bhamra și Upal (2014)** obțin o soluție explicită pentru prețul acțiunilor prin restrângerea analizei la cazul unei economii cu doar două tipuri de agenți. **Andrei et al. (2014)** studiază impactul diferenței de opinii asupra prețurilor acțiunilor într-o economie cu două tipuri de agenți cu preferințe omogene, dar care nu sunt de acord cu privire la durata ciclului economic și, prin urmare, au reguli de actualizare eterogene pentru valoarea ratei de creștere economică. În aceste lucrări, distribuția aversiunii față de risc este discretă, întrucât se consideră că există un număr finit de tipuri de agenți. În schimb, **Chan și Kogan (2002)** examinează problema din perspectiva unei distribuții continue a aversiunii față de risc. Xiouros și Zapatero (2010) dezvoltă și calibrează un model similar cu cel propus de **Chan și Kogan (2002)** și subliniază că eterogenitatea în ceea ce privește aversiunea la risc este insuficientă pentru a explica regularitățile empirice ale prețurilor acțiunilor. Când vine vorba despre eterogenitatea convingerilor, se presupune în general că diferitele păreri subiective reflectă diferența de opinii dintre agenți, mai degrabă decât diferența de informații. Aceste convingeri subiective diferite ar putea apărea din cauza existenței unor informații incomplete, dar simetrice și a faptului că agenții sunt într-o stare de învățare continuă, actualizându-și convingerile folosind o regulă de tip bayesian (e.g. **Detemple și Murthy, 1994**; **Zapatero, 1998**; **Basak, 2005**; **David, 2008**; **Muraviev, 2013**) sau chiar într-o manieră nebayesiană (e.g. **Berrada, 2009**). Alte lucrări (e.g. **Joiuni și Napp, 2007**; **Dumas et al., 2009**; **Cvitanic et al., 2012**; **Bhamra și Upal, 2014**) iau diferența dintre convingerile subiective drept o ipoteza prestabilită. **Garleanu și Panageas (2015)** fundamentează un model de echilibru în care eterogenitatea apare datorită faptului că la fiecare moment coexistă mai multe generații de agenți de vârste diferite. În aceasta lucrare, va fi utilizat modelul propus de **Basak și Cuoco (1998)** în care eterogenitatea se datorează faptului că unii agenți nu pot participa pe piața de capital.

4.3. Metodologia de calibrare și rezultatele obținute

Basak și Cuoco (1998) fundamentează un model intertemporal de echilibru pentru evaluarea activelor financiare care presupune că în economie sunt două categorii de agenți:

- agenți care participă pe piața de capital (agent de tip 1) – aceștia își construiesc un portofoliu optim constând din activul fără risc și un indice reprezentativ (portofoliul pieței); acești agenți au

o funcție de utilitate caracterizată de un coeficient de aversiune relativă față de risc constant notat cu γ , $u_1(c) = \frac{c^{1-\gamma}-1}{1-\gamma}$.

- agenți care nu participă pe piața de capital (agent de tip 2) – ponderea în consumul agregat a acestora este notată cu x , ei investind exclusiv în activul fără risc și având o funcție de utilitate logaritmică, $u_2(c) = \ln(c)$;

De obicei, rezolvarea unui model intertemporal de echilibru pentru evaluarea activelor financiare presupune determinarea funcției de utilitate pentru agentul reprezentativ. În contextul acestor modele, agentul reprezentativ poate fi privit intuitiv ca un agent fictiv care consumă nivelul agregat al producției și al cărui comportament optim generează aceleași efecte ca cele rezultate prin interacțiunea în cadrul piețelor (i.e. piața bunurilor și serviciilor, respectiv piața financiară) a agenților efectivi. Dacă se presupune ca agenții efectivi sunt identici, așa cum este cazul modelelor de primă generație, agentul reprezentativ este o copie (mai mare) a acestora. Dacă, însă, există eterogenitate în populația de agenți economici, așa cum este și cazul modelului utilizat în această lucrare, agentul reprezentativ nu mai este o copie fidelă a agenților individuali, ci o nouă entitate care combină proprietățile acestora. **Basak și Cuoco (1998)** evidențiază faptul ca funcția de utilitate a agentului reprezentativ este o combinație liniară a funcțiilor de utilitate individuale, însă coeficientul asociat agentului de tip 2 (notat cu λ) nu este constant, ci variază în mod stocastic în timp (coeficientul asociat agentului de tip 1 este normalizat la 1). Astfel, în cadrul acestui model, funcția de utilitate a agentului reprezentativ $u(c, \lambda)$ depinde atât de consumul agregat, cât și de acest proces stocastic λ care este influențat la rândul lui de dinamica ponderii agenților care nu participă pe piața de capital.

Funcția de utilitate a agentului reprezentativ are un rol extrem de important în cadrul unui model intertemporal, întrucât utilitatea marginală a acestuia are semnificația unui factor stocastic de actualizare, obiectul central al unui model pentru evaluarea activelor financiare. Factorul stocastic de actualizare mai este întâlnit în literatură și sub denumirile (în limba engleză) de *pricing kernel* sau *state price density*. Teoria modernă a finanțelor specifică faptul că prețul unui activ financiar este egal cu valoarea așteptată (față de probabilitatea pieței) a sumei fluxului de cash-flow-uri generate de activul financiar, „actualizate” cu acest factor stocastic de actualizare. În cadrul modelelor de primă generație, deoarece funcția de utilitate a agentului reprezentativ depinde doar de consumul agregat, factorul stocastic de actualizare depinde și el doar de consumul agregat, ceea ce conduce la posibilitatea obținerii unei formule explicite pentru prețul activului cu risc. Însă, așa cum am discutat în secțiunea precedentă, aceasta situație generează o serie de puzzle-uri. În contextul modelului fundamentat de **Basak și Cuoco (1998)**, factorul

stocastic de actualizare depinde atât de consumul agregat, cât și de procesul stocastic λ care intervine în funcția de utilitate a agentului reprezentativ, proces a cărui dinamică este determinată în mod endogen în cadrul modelului. Dependența de procesul stocastic λ induce o flexibilitate mai mare a factorului stocastic de actualizare și astfel la o pliere mai bună a valorilor teoretice rezultate din model cu cele din realitate. În aceste condiții, nu se mai poate însă obține o formulă explicită a prețului activului cu risc, acesta putând fi evaluat numeric prin metoda simulării Monte Carlo, prin utilizarea rezultatului general enunțat mai sus care leagă prețul activului de fluxul de dividende prin intermediul factorului stocastic de actualizare.

Totuși, dacă se presupune faptul că dinamica consumului agregat este descrisă de o rată medie de creștere constantă notată cu μ_c și o volatilitate constantă notată cu σ_c (i.e. mișcare browniană geometrică), modelul permite obținerea de formule explicite pentru o serie de variabile importante, cum ar fi:

- rata dobânzii fără risc – r

$$r = \rho + \frac{1}{x + \frac{1-x}{\gamma}} \mu_c - \frac{1}{2} \frac{1}{x + \frac{1-x}{\gamma}} \frac{\gamma+1}{1-x} \sigma_c \quad (1)$$

unde ρ reprezintă rata cu care se construiește factorul subiectiv de percepere a timpului;

- prețul de piață al riscului (i.e. indicatorul Sharpe pentru portofoliul pieței) – v

$$v = \frac{\gamma}{1-x} \sigma_c \quad (2)$$

- coeficientul de aversiune relativă față de risc la nivelul întregii economii (i.e. cea a agentului reprezentativ) – Γ

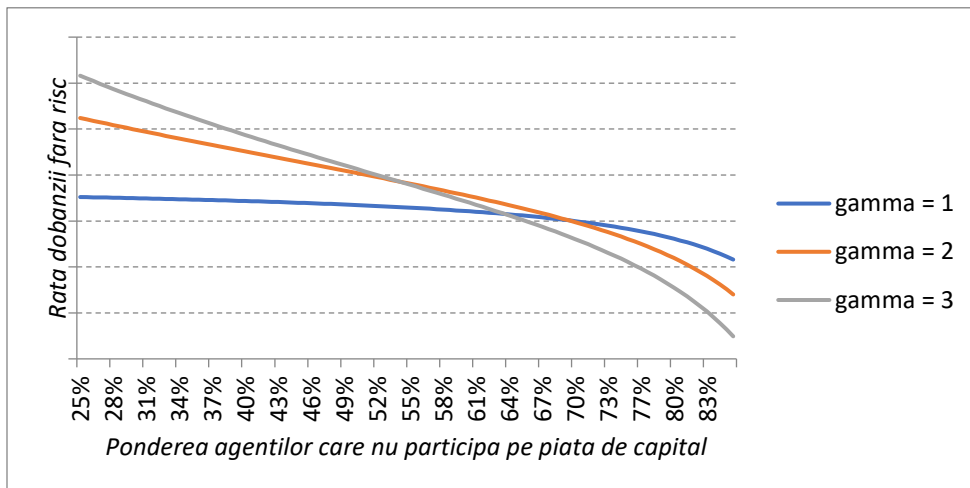
$$\Gamma = \frac{1}{x + \frac{1-x}{\gamma}} \quad (3)$$

Trebuie menționat faptul că ponderea agenților care nu participă pe piața de capital variază în timp, având o dinamică stocastică, determinată în mod endogen în cadrul modelului. Astfel, rata dobânzii fără risc, prețul de piață al riscului și coeficientul de aversiune relativă față de risc la nivelul întregii economii variază în timp, formulele (1), (2) și (3) reprezentând o fotografie la un moment dat, iar în contextul procedurii de calibrare în cadrul acestora vor fi utilizate valorile medii ale variabilelor de interes. De asemenea, este important de evidențiat faptul că, în condițiile în care ponderea agenților care nu participă pe piața de capital tinde către zero, dispărând astfel eterogenitatea din model, formulele (1), (2) și (3) devin identice cu cele specifice unui model clasic de primă generație.

Pentru a avea o imagine mai clară a legăturilor dintre variabilele și parametrii modelului, figurile 4.1 și 4.2 ilustrează dependența ratei dobânzii fără risc, respectiv a prețului de piață al riscului în funcție de ponderea agenților care nu participă pe piața de capital (x), pentru mai multe

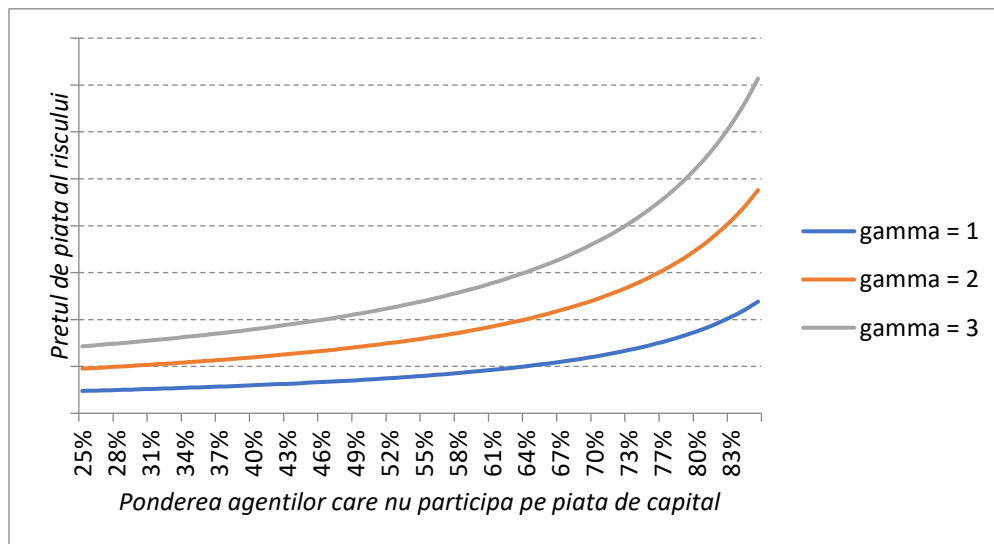
valori ale coeficientului de aversiune relativă față de risc al agenților care investesc pe piața de capital (γ).

Figura 4.1. *Dependența ratei dobânzii fără risc de variabilele și parametrii modelului*



Sursa: calculele autorilor

Figura 4.2. *Dependența prețului de piață al riscului de variabilele și parametrii modelului*

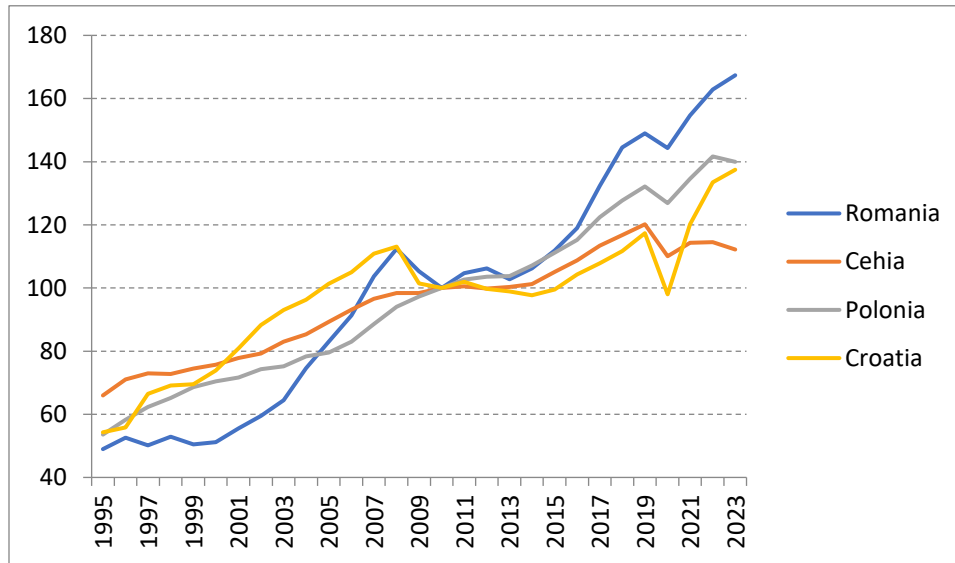


Sursa: calculele autorilor

Așa cum se observă din cele două grafice, ponderea agenților care nu participă pe piața de capital, precum și coeficientul de aversiune relativă față de risc al agenților care investesc pe piața de capital influențează în mod nelinier atât rata dobânzii fără risc, cât și prețul de piață al riscului.

Întrucât parametrii principali care intervin în model se referă la dinamica consumului, este util să prezentăm pentru țările analizate evoluția acestei variabile (figura 4.3).

Figura 4.3. *Dinamica în termeni reali a consumului agregat (2010 = 100)*



Sursa: Eurostat, calculele autorilor

Din analiza dinamicii consumului agregat se observă faptul că volatilitatea acestuia este mai ridicată în România și Croația, cu valori în jur de 5-6%, și mai redusă în Cehia și Polonia, cu mărimi de 2-3%. Rata medie de creștere cea mai înaltă se înregistrează în România, la cealaltă extremă situându-se Cehia.

Pentru determinarea valorii implicite a coeficientul de aversiune relativă față de risc vom utiliza două metode de calibrare.

Prima procedura de calibrare se bazează pe rezolvarea, prin metode numerice, a unui sistem de două ecuații (neliniare) și două necunoscute. Plecând de la parametrii estimați care caracterizează dinamica consumului agregat și având în vedere faptul că rata reală a dobânzii și prețul de piață al riscului sunt variabile observabile, acestea pot fi utilizate în cadrul modelului pentru a determina valorile implicite pentru ponderea agenților care nu participă pe piața de capital (x) și coeficientul de aversiune relativă față de risc al agenților care investesc pe piața de capital (γ), prin rezolvarea sistemului neliniar format din relațiile (1) și (2). În continuare, utilizând relația (3), se poate determina coeficientul de aversiune relativă față de risc la nivelul întregii economii.

Pentru România, utilizând date privind indicele BET din perioada 2008-2023 rezultă următoarele valori implicite: $x_{RO} = 88,1\%$, $\gamma_{RO} = 1,4334$, $\Gamma_{RO} = 1,0373$. Comparativ, pentru SUA, utilizând date privind indicele S&P 500 (Mehra și Prescott, 1985) pe o perioadă mult mai mare

de timp (aproximativ 100 de ani), se obțin următoarele valori implicite: $x_{SUA} = 86,9\%$, $\gamma_{SUA} = 1,368$, $\Gamma_{SUA} = 1,036$. Pentru celelalte țări rezultatele sunt prezentate în tabelul 4.1. De asemenea, în tabelul 1 sunt introduse, pentru comparație, și valorile pentru SUA. Pentru Polonia și Croația au apărut o serie de probleme în procedura de calibrare, în sensul că soluția sistemului nu este relevantă din punct de vedere economic. Acest lucru se poate manifesta din cauza faptului că perioada relativ scurtă de timp utilizată pentru estimarea ratei dobânzii și a prețului de piață al riscului e posibil să nu fie suficientă ca să capteze imaginea pe termen lung a acestor variabile. Pentru a depăși aceste probleme și pentru a obține totuși o estimare a coeficientului de aversiune față de risc și în cazul lor, pentru Polonia și Croația au fost recalculate cele două variabile prin raportare la țări similare în ceea ce privește volatilitatea consumului agregat, respectiv România pentru Croația și Cehia pentru Polonia. Mai exact, plecând de la ecuația (2), valoarea prețului de piață al riscului a fost recalculată proporțional cu prețul de piață al riscului din țara de referință cu un coeficient de proporționalitate egal cu raportul dintre volatilitățile consumului agregat. În ceea ce privește rata dobânzii, plecând de la impactul ratei de creștere a consumului evidențiată în ecuația (1), aceasta este ajustată în concordanță cu diferențialul ratei de creștere a consumului dintre cele două țări.

Tabelul 4.1. Valorile implicite obținute prin intermediul primei metode de calibrare

Tara	x	γ	Γ
România	88,1%	1,4334	1,037
Cehia	92,9%	1,3828	1,019
Polonia	93,5%	1,2496	1,014
Croația	88,4%	1,4013	1,035
SUA	86,9%,	1,368	1,036

Pentru SUA există studii care cuantifică ponderea în consumul agregat a agenților care nu participă pe piața de capital utilizând date explicite. De exemplu, **Mankiw și Zeldes (1991)** obțin o valoare a acestei ponderi de $x_{SUA} = 68\%$. Plecând de la faptul că metoda de calibrare descrisă mai sus pare a supraestima această pondere (i.e. valoare implicită 86,9%), **Basak și Cuoco (1998)** propun o metodă de calibrare alternativă, respectiv utilizarea ponderii în consumul agregat a agenților care nu participă pe piața de capital și a prețului de piață al riscului drept variabile observabile. În urma acestei proceduri, se determină valorile implicite pentru r și γ . Astfel, pentru SUA se obțin valorile $\gamma_{SUA} = 3,3$, $\Gamma_{SUA} = 1,28$, $r_{SUA} = 1,35\%$ (comparativ cu cea observată de 0,8%) .

Pentru România și celelalte țări din ECE supuse analizei nu există studii similare cu cel realizat de **Mankiw și Zeldes (1991)**, neavând astfel o estimare a ponderii în consumul agregat a agenților care nu participă pe piața de capital utilizând date explicite. Totuși, putem aplica și pentru celelalte țări procedura de calibrare propusă de **Basak și Cuoco (1998)**, introducând o ipoteză suplimentară, respectiv faptul că prima procedură de calibrare generează aceeași supraevaluare relativă a ponderii indiferent de țară. Astfel, dacă aplicăm pentru România coeficientul de corecție rezultat din SUA se obține o pondere $x_{RO} = 68,9\%$. În ceea ce privește valorile implicite pentru România avem $\gamma_{RO} = 3,7$, $\Gamma_{RO} = 1,29$, $r_{RO} = 2,61\%$. Pentru celelalte țări, rezultatele obținute prin aceasta metodă alternativă de calibrare sunt prezentate în tabelul 4.2. De asemenea, în tabelul 4.2 sunt introduse, pentru comparație, și valorile pentru SUA.

Tabelul 4.2. Valorile implicite obținute prin intermediul metodei alternative

Tara	x	γ	Γ
România	68,9%	3,7	1,29
Cehia	72,7%	5,3	1,28
Polonia	73,7%	5,2	1,28
Croația	69,1%	3,7	1,29
SUA	68%,	3,3	1,28

În ceea ce privește ponderea în consumul agregat a agenților care nu participă pe piața de capital se observă că valorile estimate pentru țările din ECE sunt mai mari decât cea obținută la nivelul SUA. În același timp, mărimea coeficientului de aversiune relativă față de risc al agenților care participă pe piața de capital este mai ridicată în țările din ECE decât în SUA. Totuși, estimarea obținută cu privire la coeficientul de aversiune relativă față de risc la nivelul întregii economii este similară pentru toate țările incluse în analiză, situându-se în jurul valorii de 1,3.

Concluzii

Studiul nostru analizează comportamentul investitorilor din România. Sunt analizate procesele de economisire, de investire în sistemul de pensii facultative, precum și pe piața de capital. Totodată, se estimează valoarea coeficientului de aversiune relativă față de risc din patru economii din Europa Centrală și de Est (România, Cehia, Polonia și Croația).

În primul capitol al acestei lucrări se face o analiză a procesului de economisire din România din două perspective: cea a factorilor determinanți ai economisirii și, respectiv, cea a modului în care ratele de dobândă de piață sunt reflectate în randamentul depozitelor.

Rezultatele noastre relevă faptul că persoanele cu o probabilitate ridicată de a deține un depozit la termen sunt mai în vârstă, au studii superioare, un venit ridicat, activează într-o profesie stabilă (medicină, avocatură, management) și locuiesc într-o zonă urbană cu acces la servicii financiare. Individul cu o probabilitate scăzută de a deține un depozit la termen este mai tânăr, are educație limitată la studii liceale sau gimnaziale, un venit mic, are copii în vârstă de 7-15 ani, ocupă o poziție de muncitor calificat sau necalificat și trăiește într-o zonă rurală sau într-o localitate mică, cu acces redus la servicii financiare.

Randamentul la depozite, în special cel pe termen scurt, a fost mult mai sensibil (senzitiv) la modificările din piața interbancară sau a titlurilor de stat. Această evidență statistică este valabilă atât pentru RON cât și pentru EURO. Astfel, în cazul dobânzilor la depozitele pe termen scurt în RON, în perioada 2007-2012 s-a observat un coeficient **deposit-beta** de 0.1164, ceea ce indică o legătură destul de slabă și mai mult decât atât, nesemnificativă din punct de vedere statistic, între modificările ratei ROBOR și dobânzile la depozitele pe termen scurt. Aceasta sugerează că, în acest interval, băncile din România nu au ajustat semnificativ dobânzile la depozite în funcție de evoluția ROBOR. În perioada 2013-2019, beta crește ușor, ajungând la 0.0702, semnificativ din punct de vedere statistic, ceea ce sugerează o transmisie slabă a dobânzilor de piață către dobânzile la depozite. Totuși, în perioada 2020-2024, beta crește semnificativ la 0.5842, ceea ce arată o transmisie mult mai puternică a modificărilor ROBOR către depozitele pe termen scurt în această perioadă, marcată de volatilitate economică și incertitudine. Pentru dobânzile la depozitele în EUR, relația cu EURIBOR prezintă un coeficient negativ (-0.2087) în perioada 2007-2012, indicând o relație inversă semnificativă între aceste variabile, ceea ce poate reflecta condițiile economice diferite din zona euro. În perioada 2013-2019, **deposit beta** devine nesemnificativ, ceea ce arată că EURIBOR nu a influențat semnificativ dobânzile la depozitele pe termen scurt în EUR în această perioadă. În schimb, în perioada 2020-

2024, beta crește semnificativ la 0.3635, ceea ce sugerează o transmisie mai puternică a ratei EURIBOR către dobânzile la depozitele în EUR.

Capitolul doi al prezentei lucrări face o radiografie a evoluțiilor din domeniul pensiilor facultative. Observăm în ultimii ani o creștere continuă a persoanelor care au decis să adere la Pilonul 3 de pensii, dar, în comparație cu alte țări europene, pe baza datelor avute la dispoziție, niște factori determinanți ai deciziei de a contribui la o pensie facultativă nu s-au putut identifica în mod clar pentru România. Cu toate acestea, observăm că perioada pandemiei COVID-19 a constituit un punct de inflexiune pentru persoanele care activează într-o profesie stabilă (medicină, avocatură, management) în decizia de a contribui la o pensie facultativă, însă această schemă de economisire și-a pierdut din popularitate în rândul persoanelor cu venituri mici.

Capitolul 3 este axat pe conturarea unui profit al investitorului pe piața de capital. Rezultatele obținute prin tehnici econometrice standard, dar și pe baza unor modele de tip machine learning, au evidențiat că acesta este bărbat, are un nivel ridicat de educație (alfabetizare) financiară, are studii superioare, este profesionist din perspectiva job-ului, și un venit ridicat. Ca și detaliu suplimentar putem spune că nu locuiește într-un oraș mic sau la sat, însă nu putem caracteriza comportamentul său din punct de vedere investițional din perspectiva vârstei sau a numărului de copii. Din perspectiva variabilelor care domină comportamentul acestui tip de investitor, rezultatele la nivelul țărilor din regiune (Bulgaria, Cehia, Croația, Polonia, Ungaria) au arătat că venitul și educația (alfabetizarea) financiară au cel mai important rol.

În cadrul capitolului 4 se estimează valoarea coeficientului de aversiune relativă față de risc din patru economii din Europa Centrală și de Est (România, Cehia, Polonia și Croația), în contextul unui model de echilibru pentru evaluarea activelor financiare în care analiza este axată pe fundamentarea deciziei de consum și de investire din perspectivă intertemporală. Pentru început, se prezintă pe scurt modul în care teoria financiară modernă modelează, în context intertemporal, analiza deciziei de consum și a celei de investire la nivel individual. În continuare, este oferită o perspectivă în ceea ce privește evoluția modelelor de echilibru privind evaluarea activelor financiare, în context intertemporal, expunerea axându-se pe evidențierea problemelor întâlnite în practică cu privire la calibrarea modelelor de primă generație, apărute în anii '70, fiind astfel necesară introducerea unor alternative mai realiste care să surprindă mai fidel realitatea economică. Metodologia de calibrare utilizată în acest capitol este fundamentată în contextul modelului propus de **Basak și Cuoco (1998)**, acesta diferențându-se de modelele de primă generație prin faptul că presupune existența unei eterogenități la nivelul indivizilor în ceea ce privește accesul la piața de capital. Modelul respectiv a fost calibrat pentru economia SUA de către **Basak și Cuoco (1998)**, mărimile astfel estimate ale parametrilor de interes putând fi

utilizate drept valori de referință în studii comparative. Rezultatele obținute evidențiază faptul că ponderea în consumul agregat a agenților care nu participă pe piața de capital, estimată pentru țările din Europa Centrală și de Est este mai mare decât cea obținută la nivelul SUA. În același timp, mărimea coeficientului de aversiune relativă față de risc al agenților care participă pe piața de capital este mai ridicată în țările din Europa Centrală și de Est decât în SUA. Estimarea cu privire la coeficientul de aversiune relativă față de risc la nivelul întregii economii este similară pentru toate țările incluse în analiză, fiind comparabilă cu valoarea obținută pentru SUA.

Pe baza acestor rezultate, putem desprinde câteva concluzii esențiale. În primul rând, există similarități, dar de cele mai multe ori și diferențe față de trăsăturile investitorilor (sau non-investitorilor) din alte țări, chiar dacă aceste țări prezintă de multe ori un nivel de dezvoltare economică sau un trecut relativ similar cu România. În acest sens, se remarcă și diferențe în ceea ce privește atitudinea față de risc a investitorilor, în funcție de piața de capital unde acționează. Din acest motiv, particularitățile investitorilor din anumite țări, legate de aspecte specifice, precum cele demografice sau socio-culturale, trebuie luate în considerare în procesele de luare a deciziilor la nivelul instituțiilor financiare. Aplicarea unor politici ne-diferențiate, care nu țin cont de particularitățile socio-culturale la nivel de țară pot duce la obținerea unor rezultate non-optimale.

În al doilea rând, am identificat anumite trăsături care determină comportamentul investițional, atât în sensul potențării interesului pentru anumite produse, dar și în sensul determinării lipsei de interes pentru acestea, pentru diferite tipuri de investitori. În acest sens, discutăm despre variabile demografice sau socio-culturale, precum vârsta, sexul, profesia, domiciliul etc., care se demonstrează că, în funcție de caz, determinanți ai proceselor de luare a deciziilor investiționale.

Analiza noastră contribuie la dezvoltarea stadiului cunoașterii în ceea ce privește comportamentul investitorilor. Totuși, din această analiză, se pot desprinde și anumite limite, care se pot constitui ca direcții viitoare de cercetare.

Astfel, și mai numeroși factori socio-culturali pot fi avuți în vedere ca posibili determinanți ai diferitelor decizii financiare. Extinderea bazei de date, în primul rând prin analiza unor alte trăsături comportamentale sau înclinații spre anumite tipuri de decizie (de exemplu, adoptarea sau neadoptarea unei anumite decizii), prin extinderea numărului de variabile (atât dependente, cât și explicative) reprezintă o condiție esențială în acest proces.

O a doua direcție de cercetare poate presupune focusarea pe anumite categorii de investitori, pentru a le înțelege și mai bine comportamentul, poate oferi anumite soluții manageriale, pentru

a crește nivelul de atractivitate al produselor financiare. Și în acest caz, extinderea bazei de date (respondenți) reprezintă o cerință indispensabilă pentru efectuarea unui astfel de studiu.

În al treilea rând, rezultatele noastre se bazează într-o măsură importantă pe răspunsuri la chestionare (capitolele 1-3) sau pe un model teoretic (capitolul 4). Studiile experimentale pot completa în mod fericit aceste analize.

Bibliografie

- Agnew, J. R., Bateman, H., & Thorp, S., (2012), "Financial literacy and retirement planning in Australia," *Numeracy*, 5(2), Article 6.
- Andrei, D., Carlin, B., & Hasler, M., (2014), "Model Disagreement and Economic Outlook," NBER Working Paper, 20190. Available at: <http://www.nber.org/papers/w20190>.
- Barber, B. M., & Odean, T., (2001), "Boys will be boys: Gender, overconfidence, and common stock investment," *The Quarterly Journal of Economics*, 116(1), 261-292.
- Basak, S., (2005), "Asset pricing with heterogeneous beliefs," *Journal of Banking and Finance*, 29, 2849–81.
- Basak, S., & Cuoco, D., (1998), "An Equilibrium Model with Restricted Stock Market Participation," *Review of Financial Studies*, 11(2), 309–341.
- Bassett, W. F., Fleming, M. J., & Rodrigues, A. P., (1998), "How workers use 401(k) plans: The participation, contribution, and withdrawal decisions," *National Tax Journal*, 51(2), 263-289.
- Beetsma, R. M., Romp, W. E., & van Maurik, E., (2015), "The impact of macroeconomic shocks on pension funds," *Journal of Pension Economics and Finance*, 14(2), 189-209.
- Berrada, T., (2009), "Bounded rationality and asset pricing with intermediate consumption," *Review of Finance*, 13, 693–725.
- Bertocchi, G., Brunetti, M., & Torricelli, C., (2011), "Marriage and other risky assets: A portfolio approach," *Journal of Banking & Finance*, 35(11), 2902-2915.
- Black, M. H., Mahdi, S., Milbourn, B., Thompson, C., D'Angelo, A., Ström, E., et al. (2019). Perspectives of key stakeholders on employment of autistic adults across the United States, Australia, and Sweden. *Autism Research* 12 (11), 1648-1662.
- Bhamra, H. S., & Uppal, R., (2014), "Asset prices with heterogeneity in preferences and beliefs," *Review of Financial Studies*, 27, 519–580.
- Borovicka, J., (2020), "Survival and long-run dynamics with heterogeneous beliefs under recursive preferences," *Journal of Political Economy*, 128(1), 206–251.
- Breeden, D., (1979), "An Intertemporal Asset Pricing Model with Stochastic Consumption and Investment Opportunities," *Journal of Financial Economics*, 7, 265-296.
- Brooks, C., Sangiorgi, I., Hillier, D., & Money, K., (2018), "Cross-sectional determinants of UK stock returns," *Journal of Business Finance & Accounting*, 45(9-10), 1239-1261.
- Buccioli, A., & Zarri, L., (2017), "Financial risk aversion and personal life history," *Journal of Economic Behavior & Organization*, 143, 1-14.
- Campbell, J. Y., & Cochrane, J., (1999), "By force of habit: A consumption-based explanation of aggregate stock market behavior," *Journal of Political Economy*, 107, 205–251.

- Chan, Y. L., & Kogan, L., (2002), "Catching up with the Joneses: Heterogeneous preferences and the dynamics of asset prices," *Journal of Political Economy*, 110, 1255–85.
- Chaulk, B., Johnson, P.J. & Bulcroft, R. Effects of Marriage and Children on Financial Risk Tolerance: A Synthesis of Family Development and Prospect Theory. *Journal of Family and Economic Issues* 24, 257–279 (2003).
- Cvitanic, J., Jouini, E., Malamud, S., & Napp, C., (2012), "Financial market equilibrium with heterogeneous agents," *Review of Finance*, 16, 285–321.
- David, A., (2008), "Heterogeneous beliefs, speculation, and the equity premium," *Journal of Finance*, 63, 41–83.
- David, D., (2015), *Psihologia poporului român. Profilul psihologic al românilor într-o monografie cognitiv-experimentală*, Polirom, Iași.
- Detemple, J., & Murthy, S., (1994), "Intertemporal Asset Pricing with Heterogeneous Beliefs," *Journal of Economic Theory*, 62, 294–320.
- Deuflhard, F., Georgarakos, D., & Inderst, R. (2018). Financial Literacy and Savings Account Returns. *Journal of the European Economic Association* 17 (1), 131–164.
- Dumas, B., Kurshev, A., & Uppal, R., (2009), "Equilibrium portfolio strategies in the presence of sentiment risk and excess volatility," *Journal of Finance*, 64, 579–629.
- Drechsler, I., Savov, A., & Schnabl, P. (2017). The Deposits Channel of Monetary Policy*. *The Quarterly Journal of Economics*, 132(4), 1819–1876.
- Drechsler, I., Savov, A., & Schnabl, P. (2021). Banking on Deposits: Maturity Transformation without Interest Rate Risk. *The Journal of Finance*, 76(3), 1091–1143.
- Garleanu, N., & Panageas, S., (2015), "Young, old, conservative, and bold: The implications of heterogeneity and finite lives for asset pricing," *Journal of Political Economy*, 123(3), 670–685.
- Geetha, N., & Selvakumar, M., (2016), "Impact of demographic factors on investment decisions," *International Journal of Financial Management*, 6(1), 23-31.
- Gettings, P. E., & Anderson, L. B. (2020). An Organizational Socialization Perspective on Young Adults' Ideas About Retirement: Examining Sources of Retirement Information, Meanings of Retirement, and Source-Meaning Associations. *Work, Aging and Retirement*, 7(2), 90–106.
- Hanna, S. D., Waller, W., & Finke, M., (2018), "The concept of risk tolerance in personal financial planning," *Journal of Personal Finance*, 17(2), 66-76.
- Henninger, M., Madden, T., & Kramer, M., (2010), "Financial risk-taking across the lifespan: How age shapes risk tolerance," *Journal of Financial Planning*, 23(10), 46-55.
- Hershey, D. A., Jacobs-Lawson, J. M., & Austin, J. T., (2007), "Effective financial planning for retirement," *The Oxford Handbook of Pensions and Retirement Income*, 689–709.
- Larkin, C., Lucey, B. M., & Mulholland, M., (2013), "Risk tolerance and demographic characteristics: Preliminary Irish evidence," *Financial Services Review*, 22(2), 123-140.

- Luong, L., & Ha, D., (2011), "Behavioral factors influencing individual investors' decision-making and performance: A survey at the Ho Chi Minh Stock Exchange," Unpublished master's thesis, Umea University.
- Mankiw, N. G., & Zeldes, S. P., (1991), "The consumption of stockholders and non-stockholders," *Journal of Financial Economics*, 29, 97–112.
- Mehra, R., & Prescott, E. C., (1985), "The equity premium: A puzzle," *Journal of Monetary Economics*, 15, 145–161.
- Merton, R. C., (1969), "Lifetime portfolio selection under uncertainty: The continuous-time case," *The Review of Economics and Statistics*, 51(3), 247–257.
- Merton, R. C., (1971), "Optimum consumption and portfolio rules in a continuous-time model," *Journal of Economic Theory*, 3(4), 373–413.
- Merton, R. C., (1973), "An intertemporal capital asset pricing model," *Econometrica*, 41, 867-888.
- Merton, R. C., (1990), *Continuous Time Finance*, Blackwell.
- Murari, K., Shukla, S. and Adhikari, B. (2021), "Do psychological social and financial perceptions of post-retirement life and demography influence the retirement planning behaviour?", *International Journal of Social Economics*, Vol. 48 No. 11, pp. 1545-1566.
- Muraviev, R., (2013), "Market selection with learning and catching up with the Joneses," *Finance and Stochastics*, 17, 273–304.
- Pastor, L., & Veronesi, P., (2009), "Technological revolutions and stock prices," *American Economic Review*, 99(4), 1451-1483.
- Thaler, R. H. (1990). *Anomalies: Saving, Fungibility, and Mental Accounts*. *Journal of Economic Perspectives*, 4(1), 193–205.
- Thaler, R. H. (2015). *Misbehaving: The making of behavioral economics*. W.W. Norton & Company.
- Türkmen, A. and Kılıç, Y. (2022), "What matters for pension planning in Turkey: financial literacy or perceived consumer risks?", *International Journal of Social Economics*, Vol. 49 No. 1, pp. 138-151.
- Van Dalen, H. P., & Henkens, K., (2018), "Do people really want freedom of choice? Assessing the appeal of self-direction in pension plans," *Journal of Aging & Social Policy*, 30(3-4), 324-339.
- Van Zaal, W., (2017), "Pension cuts: The new normal in the Netherlands," *Pension & Investments Journal*.
- Van der Crujisen, C., & Jonker, N., (2019), "Pension awareness and trust," *Journal of Pension Economics and Finance*, 18(4), 457-475.
- Waweru, N. M., Munyoki, E., & Uliana, E., (2008), "The effects of behavioural factors in investment decision-making: A survey of institutional investors operating at the Nairobi Stock Exchange," *International Journal of Business and Emerging Markets*, 1(1), 24–41.

- Yao, R., Hanna, S., & Lindamood, S., (2011), "Risk tolerance and stock holdings: Comparing US and Chinese investors," *Journal of Personal Finance*, 10(2), 21–35.
- Zhang, Y., & Zheng, X., (2016), "A study of herd behavior based on the Chinese stock market," *Journal of Applied Management and Investments*, 5(2), 131–135.
- Zapatero, F., (1998), "Effects of financial innovations on market volatility when beliefs are heterogeneous," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 22, 597–626.