



## **Raport de cercetare**

**Cerc vicios sau virtuos? Analiza interacțiunii dintre riscurile  
bancare asociate deținerii titlurilor de stat și riscul suveran**



**Proiect instituțional ASE 2024**

### **Director de proiect**

Conf.univ.dr. Dan Gabriel ANGHEL <dan.anghel@fin.ase.ro>

### **Echipa de proiect**

Prof.univ.dr. Iustina Alina BOITAN <iustina.boitan@fin.ase.ro>

Student Dan Mihai DIMA <dimadan20@stud.ase.ro>

Conf.univ.dr. Mihaela IACOB <mihaela.iacob@fin.ase.ro>

Conf.univ.dr. Filip Teodor IORGULESCU <filip.iorgulescu@fin.ase.ro>

Prof.univ.dr. Andreea Maria STOIAN <andreea.stoian@fin.ase.ro>

Student Naty Cristina Georgiana STOICA <stoicanaty23@stud.ase.ro>

Drd. Eugen Marian VIERESCU <vierescueugen16@stud.ase.ro>

Drd. Leonard UZUM <uzumleonard16@stud.ase.ro>

# Rezumat

[ *Raportul de cercetare este disponibil în format electronic la adresa “<https://fabby.ase.ro/>”.* ]

Această lucrare investighează relația dintre riscul suveran și riscul bancar în România, având ca obiectiv principal analiza și prognoza dinamicii curbei de dobândă a obligațiunilor de stat emise pe diferite maturități. În acest scop, am utilizat un model Nelson-Siegel dinamic (DNS) pentru reprezentarea curbei randamentelor, completat de un model vector autoregresiv (VAR) pentru a evalua impactul factorilor macroeconomici asupra acesteia. Eșantionul de date a cuprins randamentele titlurilor de stat pentru diverse maturități, agregate lunar în perioada 2014-2024. Rezultatele indică o sensibilitate a curbei de dobândă la modificările condițiilor monetare, economice și financiare, cu influențe diferite pentru componentele pe termen scurt, mediu și lung. Nivelul curbei reacționează puternic la inflație și la politica monetară, în timp ce spread-ul de dobândă este mai influențat de tendințele macroeconomice generale, de fluctuațiile piețelor financiare și de acțiunile investitorilor internaționali. Analiza funcțiilor de răspuns la impuls relevă existența unei relații pozitive între riscul suveran și cel bancar. Totuși, deși riscul de piață bancar este corelat cu spread-ul dobânzii suverane, nu s-a identificat o legătură de ansamblu între riscul suveran și riscul bancar. Aceste concluzii sunt relevante pentru investitori, în special pentru băncile comerciale, oferindu-le o mai bună înțelegere a riscurilor asociate deținerii titlurilor de stat și a impactului acestora asupra portofoliilor de active și strategiei de gestionare a lichidității. De asemenea, rezultatele au implicații pentru autoritățile de politică fiscală și monetară, oferindu-le un cadru analitic pentru gestionarea sustenabilă a riscurilor asociate datoriei publice.

**Cuvinte cheie:** risc bancar, risc suveran, obligațiuni suverane, structura la termen a ratelor de dobândă, curba de dobândă din România, cerc vicios

**Clasificare JEL:** E43, G21, H63

# Cuprins

<b>Listă de figuri</b>	<b>v</b>
<b>Listă de tabele</b>	<b>vi</b>
<b>1 Introducere</b>	<b>1</b>
<b>2 Context economic și financiar</b>	<b>4</b>
2.1 Analiza descriptivă a politicilor de finanțare guvernamentală: România vs. țările din Uniunea Europeană . . . . .	4
2.1.1 Nevoia de finanțare pe termen scurt și mediu . . . . .	5
2.1.2 Gradul de îndatorare și structura datoriei publice . . . . .	6
2.1.3 Instrumentele datoriei publice . . . . .	8
2.1.4 Scadența/maturitatea . . . . .	8
2.1.5 Moneda în care este deținută datoria . . . . .	9
2.1.6 Tipul deținătorilor . . . . .	9
2.2 Tendințe privind emisiunile titlurilor de stat: România vs. țările din Uniunea Europeană . . . . .	10
2.2.1 Evoluția ponderii obligațiunilor de stat în portofoliul de active bancare din Estul Europei . . . . .	12
2.2.2 Evoluția ponderii obligațiunilor de stat în portofoliul de active bancare din Vestul Europei . . . . .	14
<b>3 Stadiul cunoașterii: o recenzie a literaturii de specialitate</b>	<b>21</b>
3.1 Cercul vicios al interacțiunii dintre riscul suveran și riscul bancar . . . . .	21
3.2 Modelarea curbei de dobândă. Cazul României . . . . .	24
<b>4 Metodologia de cercetare</b>	<b>26</b>
4.1 Cadru de modelare econometric . . . . .	26
4.1.1 Modelul Nelson-Siegel pentru extragerea factorilor curbei de dobândă . . . . .	27
4.1.2 Modelarea dinamicii factorilor . . . . .	28
4.2 Date . . . . .	32

4.2.1	Randamentele la maturitate ale titlurilor de stat . . . . .	32
4.2.2	Potențiali determinanți macroeconomici și financiari ai curbei de dobândă . . . . .	33
4.2.3	Construcția indicatorului de risc bancar VOLB . . . . .	37
<b>5</b>	<b>Rezultate</b>	<b>38</b>
5.1	Prezentarea și analiza rezultatelor . . . . .	38
5.1.1	Rezultatele estimării factorilor curbei de dobândă . . . . .	38
5.1.2	Rezultatele estimării modelului Lasso VAR de predicție a factorilor . . . . .	40
5.2	Implicații ale rezultatelor obținute . . . . .	49
<b>6</b>	<b>Concluzii</b>	<b>53</b>
6.1	Concluziile cercetării . . . . .	53
6.2	Implicații pentru beneficiari . . . . .	55
	<b>Referințe</b>	<b>60</b>
<b>A</b>	<b>Anexe</b>	<b>61</b>
A.1	Detalii cu privire la variabilele explicative selectate în eșantionul de date . . . . .	61
A.2	Funcții de răspuns la impuls pentru celelalte variabile din modelul SRB3 . . . . .	64

# Listă de figuri

2.1	Ponderea datoriei publice în PIB în statele membre UE (%), 2023 . . . . .	6
2.2	Evoluția ponderii datoriei publice în PIB (%), România vs. statele membre UE cele mai îndatorate, 1997-2023 . . . . .	7
2.3	Structura instrumentelor datoriei publice în statele membre UE (% din total datorie publică), 2023 . . . . .	8
2.4	Structura datoriei publice sub formă de titluri de stat (% din datorie publică sub formă de titluri de stat), 2023 . . . . .	10
2.5	Structura datoriei publice sub formă de titluri de stat în statele membre UE (% din datorie publică sub formă de titluri de stat), 2023 . . . . .	11
2.6	Ponderea deținerilor de datorie publică în funcție de monedă la nivelul UE în 2023 (% din total datorie) . . . . .	12
2.7	Evoluția deținerilor de obligațiuni de stat în portofoliile băncilor din economiile emergente din UE (% din total portofoliu) . . . . .	13
2.8	Evoluția deținerilor de obligațiuni de stat în portofoliile băncilor din economiile avansate din UE . . . . .	14
2.9	Volumul emisiunilor de titluri de stat în Zona Euro (valori agregate în funcție de maturitate) . . . . .	16
2.10	Volumul emisiunilor de titluri de stat verzi în Zona Euro . . . . .	17
2.11	Evoluția volumului obligațiunilor de stat în România în funcție de maturitate (% din PIB) . . . . .	18
2.12	Evoluția obligațiunilor de stat pe termen lung: UE vs. RO (% din PIB) . . . . .	19
2.13	Evoluția obligațiunilor de stat pe termen scurt: UE vs. RO (% din PIB) . . . . .	19
4.1	Curba randamentelor titlurilor de stat ale Ro în perioada 2014-2024 . . . . .	33
4.2	Dinamica variabilelor explicative (endogene) . . . . .	37
5.1	Traectoria estimată a factorilor curbei de dobândă . . . . .	39
5.2	Traectoria estimată a curbei ratelor de dobândă . . . . .	40
5.3	Erorile de estimare . . . . .	41
5.4	Funcții de răspuns la impuls pentru factorul de nivel (F1) . . . . .	43
5.5	Funcții de răspuns la impuls pentru factorul de pantă (F2) . . . . .	44

5.6	Funcții de răspuns la impuls pentru factorul de curbură (F3) . . . . .	46
5.7	Funcții de răspuns la impuls pentru riscul bancar (VOLB) . . . . .	47
A.1	Dinamica variabilelor explicative (endogene) . . . . .	61
A.2	Funcții de răspuns la impuls pentru inflație (HICP) . . . . .	64
A.3	Funcții de răspuns la impuls pentru producția industrială (IPI) . . . . .	64
A.4	Funcții de răspuns la impuls pentru total credit sector real (TCSR) . . . . .	65
A.5	Funcții de răspuns la impuls pentru soldul bugetar (SB) . . . . .	65
A.6	Funcții de răspuns la impuls pentru contul curent (SCR) . . . . .	66
A.7	Funcții de răspuns la impuls pentru contul de capital (SCP) . . . . .	66
A.8	Funcții de răspuns la impuls pentru soldul operațiunilor de piață (SOP) . . . . .	67
A.9	Funcții de răspuns la impuls pentru dobânda de politică monetară (DPM) . . . . .	67
A.10	Funcții de răspuns la impuls pentru spreadul de dobândă de piață (S3M) . . . . .	68
A.11	Funcții de răspuns la impuls pentru bid-to-cover ratio (BTCR) . . . . .	68
A.12	Funcții de răspuns la impuls pentru scadența medie a titlurilor de stat (MNTS) . . . . .	69
A.13	Funcții de răspuns la impuls pentru deținerile investitorilor internaționali (DII) . . . . .	69
A.14	Funcții de răspuns la impuls pentru stresul financiar global (VIX) . . . . .	70

# Listă de tabele

2.1	Structura datoriei publice sub formă de titluri de stat (% din datorie publică sub formă de titluri de stat), 1997-2023 . . . . .	9
2.2	Statistici descriptive privind ponderea volumului de obligațiuni de stat în PIB: UE vs. RO . . . . .	18
4.1	Statistici descriptive ale randamentelor titlurilor de stat . . . . .	32
4.2	Matricea de corelație a randamentelor titlurilor de stat . . . . .	33
4.3	Lista variabilelor folosite pentru explicarea ratelor de dobândă . . . . .	34
4.4	Statistici descriptive ale variabilelor . . . . .	36
5.1	Statistici descriptive ale factorilor . . . . .	39
5.2	Coeficienți estimați pentru modelul Lasso VAR aferent SRB3 cu factori macro-economiци, diferențiați și standardizați . . . . .	42
5.3	Tabelul de descompunere a varianței erorilor de prognoză . . . . .	48
A.1	Definiții și surse de date . . . . .	62
A.2	Statistici descriptive ale variabilelor diferențiate . . . . .	62
A.3	Statistici descriptive ale variabilelor diferențiate și standardizate . . . . .	63
A.4	Matricea de corelație a variabilelor diferențiate și standardizate . . . . .	63
A.5	Statistici descriptive ale factorilor standardizați . . . . .	63

# Capitolul 1

## Introducere

Implicarea băncilor în finanțarea datoriei publice a statului, prin achiziții de obligațiuni de stat, este un subiect amplu dezbătut în literatura de specialitate. Principalele argumente aduse în favoarea deținerii de obligațiuni suverane constau în faptul că: i) acestea reprezintă un activ sigur, lichid și acceptat drept colateral de către băncile centrale (Krishnamurthy și Vissing-Jorgensen 2012); ii) îmbunătățește managementul lichidității (Banking Supervision 2017; Dell’Ariccia et al. 2018); iii) oferă randamente ridicate, mai ales în perioade de incertitudine pe piețele financiare (Acharya și Steffen 2015; Andreeva și Vlassopoulos 2019); iv) poate compensa veniturile scăzute obținute din dobânzi prin venituri mai mari din tranzacționare (Claessens, Coleman și Donnelly 2018; Molyneux et al. 2021); v) cadrul de reglementare (acordul Basel 3) stimulează băncile să investească în datoria suverană, obligațiunile de stat fiind considerate active fără risc (Hryckiewicz et al. 2022). Pe de altă parte, investițiile substanțiale ale băncilor în obligațiuni de stat (ca principale instrumente ale datoriei suverane) au reprezentat un factor semnificativ de risc pentru sectorul bancar european în timpul crizei financiare din anul 2008 (Acharya și Steffen 2015) și al crizei datoriilor suverane din perioada 2010-2012 (Bolton și Jeanne 2011; Lucas, Schwaab și Zhang 2014; Breckenfelder și Schwaab 2018; Kirschenmann, Korte și Steffen 2020), întrucât riscul de faliment (engl. *default*) suveran se poate transla într-un risc de credit al băncilor și poate induce efecte severe de contagiune între țări.

Pandemia de COVID-19 a declanșat o creștere fără precedent a nivelului datoriei suverane, concomitent cu o expunere sporită a băncilor față de stat, prin deținerea de obligațiuni suverane (Advisory 2020; Fang, Hardy și Lewis 2022). Concepte precum “doom loop” sau “sovereign-bank nexus” au reintrat pe agenda publică în contextul crizei pandemice și al celei geopolitice cauzate de conflictul Rusia – Ucraina (Rojas și Thaler 2023), deoarece ambele crize au făcut ca datoria publică să crească vertiginos.

În particular, România are un raport ridicat al datoriei publice față de nivelul total de active bancare și o expunere mare (comparativ cu alte state din UE) a băncilor locale față de sectorul guvernamental. De asemenea, în contextul post-pandemic, în care datoriile guvernamentale se situează la maxime istorice, interdependența între riscul suveran și riscul bancar poate căpăta valențe importante. Predispoziția băncilor pentru finanțarea datoriei suverane și concentrarea ridicată a acestui tip de expunere este un subiect de interes și la nivelul autorităților de reglementare și decidenților la nivel european și internațional. Potrivit Comitetului de Supraveghere Bancară de la Basel (Banking Supervision 2017), legătura „suveran-bancă” are multiple fațete, putând servi drept factor amplificator sau atenuant al șocurilor în perioade de stres. Comitetul European pentru Risc Sistemic (European Systemic Risk Board 2018) a analizat rolul pe care reglementarea financiară îl poate exercita în relația „suveran-bancă” și a lansat o serie de opțiuni



pentru a diminua expunerea la risc. Raportul privind Stabilitatea Financiară, publicat de Banca Centrală Europeană (BCE) în noiembrie 2023, argumentează că absorbția fără sincope a emisiunii de datorii suverane de către sectorul financiar este esențială pentru menținerea stabilității financiare și a unei funcționări eficiente a pieței obligațiunilor suverane. În contextul în care se prefigurează că oferta de obligațiuni suverane va rămâne ridicată, analiza BCE relevă faptul că potențialele limitări ale capacității de absorbție a acestora de către sectorul bancar sunt datorate unor indicatori vizați de reglementările prudențiale, precum tier 1, ponderea depozitelor în total datorii, rata de acoperire a lichidității. Similar, S&P Global Ratings 2023 anticipează că finanțarea deficitelor fiscale și creșterea investițiilor publice pentru a susține tranziția către o economie verde și digitalizată reprezintă factori majori ai menținerii unei oferte ridicate de obligațiuni suverane, cu efecte pe termen lung privind persistența relației „suveran-bancă”. Mai mult, dificultățile financiare ale băncilor pot avea consecințe adverse nu doar pentru stabilitatea întregului sistem financiar, ci și pentru economia reală, finanțele publice și societate, în general (Hryckiewicz et al. 2022).

În acest context, devine deosebit de importantă modelarea, estimarea și analiza interacțiunii dintre riscurile bancare asociate deținerii titlurilor de stat și riscul suveran. Este actualul ciclu de creștere a emisiunilor de titluri de stat și a expunerii băncilor (locale) la aceste titluri un cerc vicios sau unul virtuos? În ciuda importanței acestei întrebări pentru managementul bancar și pentru decidenții de politici naționale, studiul legăturii dintre cele două categorii de riscuri este în stadii incipiente în literatura științifică internațională, relativ puține aspecte ale acestei interacțiuni fiind încă înțelese. De exemplu, Claeys, Gómez-Puig și Sosvilla-Rivero 2024 investighează impactul deținerilor de datorii guvernamentale ale băncilor asupra relației suveran-bancă în 10 țări din Zona Euro, cuantificând interacțiunea dintre riscurile suverane și cele bancare. Rezultatele preliminare indică faptul că băncile sunt, în general, transmițătoare nete de risc către guverne și că această transmisie a riscului este amplificată de expunerea băncilor la datoriile suverane interne. Totuși, în timpul crizei datoriei europene, transmisia riscului s-a inversat, guvernele devenind transmițătoare nete de risc către bănci. Rezultatele raportate sunt promițătoare, însă analiza este limitată în câteva moduri. Pe de o parte, din punctul de vedere al variabilelor utilizate, analiza consideră doar nivelul ratelor de dobândă și ignoră restul caracteristicilor legate de structura la termen a ratelor de dobândă. Pe de altă parte, din punct de vedere metodologic, analiza se concentrează pe transmițerile de risc în medie și ignoră potențialele asimetrii în transmisie în cazul șocurilor extreme cum au fost cele legate de pandemia de COVID-19 sau de conflictul militar din Ucraina. De asemenea, eșantionul de date include doar țări dezvoltate din Zona Euro, cazul acestora fiind mai puțin relevant pentru economii în curs de dezvoltare, cum este și cazul României.

Având în vedere aceste aspecte, se impune o aprofundare a analizei interacțiunii dintre riscul suveran și riscurile bancare, analiză axată pe diversificarea piețelor luate în calcul, a indicatorilor de risc folosiți și a flexibilizării metodologiei, cu scopul de a generaliza aplicabilitatea rezultatelor raportate. Astfel, în acest proiect ne-am propus să oferim o astfel de analiză cu scopul principal de a releva decidenților din băncile comerciale și autorităților de politică fiscală, bugetară și monetară din România interacțiunea dintre riscurile bancare asociate deținerii titlurilor de stat și riscul suveran, oferindu-le instrumentele de care au nevoie în gestiunea sustenabilă a acestor riscuri. În particular, studiul empiric dezvoltat în cadrul proiectului își propune să modeleze structura la termen a ratelor de dobândă suverane ("curba de dobândă") și să scoată la iveală determinanții economico-financiar, inclusiv cei de natura riscurilor bancare, care pot explica dinamica temporală a curbei. Cum structura la termen este strâns legată de riscul suveran perceput de investitori pentru orizonturi de timp diferite, analiza dorește să releve dinamica și

determinanții acestor riscuri, precum și interacțiunea dintre riscurile suverane și cele bancare.

Pentru atingerea obiectivelor asumate, raportul de cercetare de față este organizat după cum urmează. În capitolul 2 revizuim contextul European privind politicile de finanțare guvernamentală și impactul acestora asupra structurilor financiare ale instituțiilor bancare, în particular analizând cazul României în comparație cu celelalte economii din Uniunea Europeană. În capitolul 3 trecem în revistă principalele studii teoretice și empirice din literatura științifică ce au analizat politicile de finanțare guvernamentală, riscul suveran, curba de dobândă și interacțiunea acestora cu deciziile instituțiilor bancare de a achiziționa titluri de stat și, respectiv, riscul bancar. În capitolul 4 prezentăm metodologia de cercetare, respectiv principalele variabile, seturi și surse de date, precum și cadrul de modelare econometric conceput pentru a răspunde la întrebările de cercetare formulate. În capitolul 5 prezentăm și comentăm principalele rezultate înregistrate în urma estimării modelelor propuse. De asemenea, analizăm în detaliu implicațiile teoretice și practice ale acestora. La final, în capitolul 6 sumarizăm contribuția proiectului în ceea ce privește cunoașterea academică și dezvoltarea de instrumente practice pentru asistarea beneficiarilor cercetării. Lucrarea se încheie prin secțiunea A de anexe, în care sunt prezentate detalii cu privire la seturile de date folosite și câteva rezultate ce le completează pe cele prezentate în textul principal.

# Capitolul 2

## Context economic și financiar

Capitolul de față se concentrează pe analiza politicilor de finanțare guvernamentală și impactul acestora asupra structurilor financiare ale instituțiilor bancare, în special în ceea ce privește evoluția deținerii de obligațiuni de stat în portofoliile de active. În contextul unor economii aflate în continuă schimbare, guvernele joacă un rol esențial în stabilirea politicii fiscale și a instrumentelor financiare prin care pot asigura finanțarea proiectelor publice și susține creșterea economică. Vom examina cum aceste politici influențează deciziile de investiții ale băncilor, analiza comportamentul instituțiilor financiare în ceea ce privește achiziționarea și gestionarea obligațiunilor de stat, precum și impactul acestora asupra stabilității financiare.

### 2.1 Analiza descriptivă a politicilor de finanțare guvernamentală: România vs. țările din Uniunea Europeană

Economia Uniunii Europene (UE) pare pregătită pentru o revenire întârziată pe fondul scăderii inflației din statele membre, deși persistă o incertitudine ridicată, generată de tensiunile geopolitice și înrăutățită de schimbările climatice care creează fenomene meteorologice extreme (Comisia Europeană 2024). Chiar dacă situația fiscală s-a îmbunătățit ușor în 2023, față de 2022, ponderea deficitului bugetar în PIB și a datoriei publice în PIB rămân ridicate în multe state membre. Condițiile de finanțare s-au mai relaxat, dar rămân mai stricte decât în trecut, ratele dobânzilor de referință menținându-se încă ridicate (engl. *higher for longer*).

Având în vedere situația curentă, noul cadru de guvernare fiscală, adoptat de Consiliul UE în aprilie 2024, ia în considerare diferitele provocări și propune soluții în funcție de situația fiscală a fiecărui stat membru pentru a preveni și monitoriza diverse riscuri și situații de criză. Scopul noului cadru de guvernare fiscală este de a ajuta la identificarea dimensiunii și naturii riscurilor asociate sustenabilității fiscale, iar rezultatele sunt esențiale atât pentru monitorizarea corectă și eficientă a riscurilor, cât și pentru proiectarea adecvată a viitoarelor politici fiscale.

Obiectivele principale ale noilor reguli fiscale (Comisia Europeană 2023e) sunt asigurarea sustenabilității datoriei publice și promovarea creșterii sustenabile și incluzive prin: concentrarea pe planurile fiscale structurale pe termen mediu (4 ani); stimularea investițiilor, cu posibilitatea extinderii perioadei de ajustare fiscală; reducerea treptată și credibilă a datoriei publice, pe baza unei traiectorii personalizate, în funcție de provocările cu care se confruntă fiecare stat membru; libertatea fiecărui stat membru de a-și organiza planurile fiscale în funcție de prioritățile sale economice (engl. *national ownership*); simplificarea regulilor fiscale, prin folosirea unui singur

indicator (cheltuielile primare nete) pentru a asigura respectarea regulilor din Tratatul de la Maastricht (deficit bugetar sub 3% din PIB și datorie publică sub 60% din PIB); o mai bună implementare a procedurii de deficit excesiv.

Evaluarea riscului de sustenabilitate fiscală se concentrează pe trei orizonturi de timp (Comisia Europeană 2024): riscuri de sustenabilitate fiscală pe termen scurt – evaluate cu ajutorul unui indicator compozit ce are la bază variabile precum deficitul bugetar în PIB, deficitul primar în PIB, deficitul ajustat ciclic în PIB, datoria publică în PIB și modificarea ponderii acesteia, nevoia de finanțare, diferențialul dintre rata dobânzii și creșterea economică, etc.; riscuri de sustenabilitate fiscală pe termen mediu – la baza evaluării riscurilor pe termen mediu se află pachetul de proceduri, instrucțiuni și criterii din cadrul analizei de sustenabilitate a datoriei publice (engl. *debt sustainability analysis – DSA*); riscuri de sustenabilitate fiscală pe termen lung – evaluate prin efortul fiscal necesar pentru a stabiliza datoria publică pe termen lung și pentru a aduce ponderea datoriei publice în PIB la 60% în 2070.

### **2.1.1 Nevoia de finanțare pe termen scurt și mediu**

Un indicator important care să reflecte riscul la adresa sustenabilității fiscale este *nevoia de finanțare a unui stat pe termen scurt*. Acesta reprezintă obligația de plată pe care un guvern o are și, în general, este alcătuită din trei componente, respectiv: deficitul bugetar nou creat, datoria publică ajunsă la scadență și ajustările stoc-flux. Indicatorul oferă informații despre lichiditatea finanțelor publice pe termen scurt și mediu, în timp ce stocul de datorie captează riscurile de solvabilitate pe termen lung. Mai mult, acesta poate reprezenta un indicator bun pentru perioadele de stres fiscal.

După o creștere abruptă în perioada pandemiei de COVID-19, necesarul de finanțare la nivelul UE a scăzut până în jurul valorii de 16% din PIB în 2023 și este prognozat să rămână constant până în anul 2025, în principal, ca urmare a unor deficite primare mai scăzute, coroborate cu o creștere a cheltuielilor cu dobânzile. Comparativ cu anul 2022, în anul 2023 nevoia de finanțare ca procent în PIB nu a înregistrat fluctuații semnificative, doar patru state având o creștere de peste 2,5 pp, respectiv Slovacia, Croația, Polonia și Luxemburg, în vreme ce trei state și-au redus acest indicator cu mai mult de 2,5 pp (Portugalia, Ungaria și Țările de Jos). Privind perspectivele pentru anul 2024, conform Comisiei Europene (Comisia Europeană 2024), niveluri însemnate pentru nevoia de finanțare se vor regăsi în Italia, Franța și Spania. În ceea ce privește defalcarea principalelor surse care alimentează nevoia de finanțare, rambursările de datorie (80%), urmate de deficitele bugetare nou create (20%) reprezintă principalele componente, în vreme ce ajustările stoc-flux sunt semnificative doar în cazul câtorva state, cum ar fi Finlanda, din cauza unor tratamente speciale la nivelul sistemului public de pensii.

România înregistrează o nevoie de finanțare de aproximativ 12% din PIB în 2023, relativ constantă pe orizontul de prognoză până în 2025, sub media UE, dar în general peste statele din regiunea Europei Centrale și de Est. Principala sursă a nevoii de finanțare în cazul României, în anul 2023, a fost dată de deficitul bugetar primar (4,6%), cel mai mare din UE.

Estimările privind nevoia de finanțare pe termen mediu ajută la cuantificarea posibilelor provocări de lichiditate cu care se pot confrunta statele, indicând în ce măsură guvernele ar putea fi nevoite să se îndatoreze de pe piețele financiare în următorii ani pentru a finanța deficite sau pentru a refinanța datoria ajunsă la scadență. La nivelul UE, acest indicator este prognozat să rămână peste valorile înregistrate înainte de pandemie, iar traiectoria ușor ascendentă este explicată de trei factori, respectiv: a) creșterea cheltuielilor cu dobânzile, b) necesitatea de a amortiza o

sumă mai mare de datorie pe termen lung, c) creșterea deficitelor primare începând cu 2027, reflectând în principal cheltuieli mai mari legate de îmbătrânirea populației. Totodată, statele cu datorii mai mari decât media Zonei Euro sunt cele mai predispușe unor probleme de lichiditate pe orizontul de prognoză. Din acest punct de vedere, România este sub media UE, cu o nevoie de finanțare pe termen mediu în jur de 15% din PIB.

## 2.1.2 Gradul de îndatorare și structura datoriei publice

Graficele 2.1 și 2.2 prezintă ponderea datoriei publice în PIB la nivelul UE, respectiv evoluția ponderii datoriei publice în PIB pentru perioada 1997-2023 atât în România, cât și în statele membre cele mai îndatorate. Chiar dacă în ceea ce privește gradul de îndatorare (ponderea datoriei publice în PIB) România se menține sub media UE (48,8% față de 81,7% în 2023), datoria publică în PIB în România continuă să crească, în timp ce la nivelul UE se manifestă o tendință de reducere a acestui indicator. În 2023 față de 2022, în 18 state membre gradul de îndatorare a fost în scădere, cele mai mari reduceri fiind înregistrate de Portugalia (-13,3 pp), Grecia (-10,8 pp) și Cipru (-8,3 pp). Restul de 9 state membre au cunoscut creșteri ale gradului de îndatorare, cea mai mare creștere fiind consemnată de Finlanda (+2,3 pp), urmată de Letonia (+1,8 pp) și România (+1,3 pp). Dintre statele cele mai îndatorate (cu gradul de îndatorare peste 100%), doar Belgia a înregistrat o creștere a datoriei publice în PIB (+0,9 pp), pentru restul consemnându-se reduceri: Grecia (-10,8 pp), Spania (-3,9 pp), Italia (-3,2 pp), Franța (-1,3 pp).

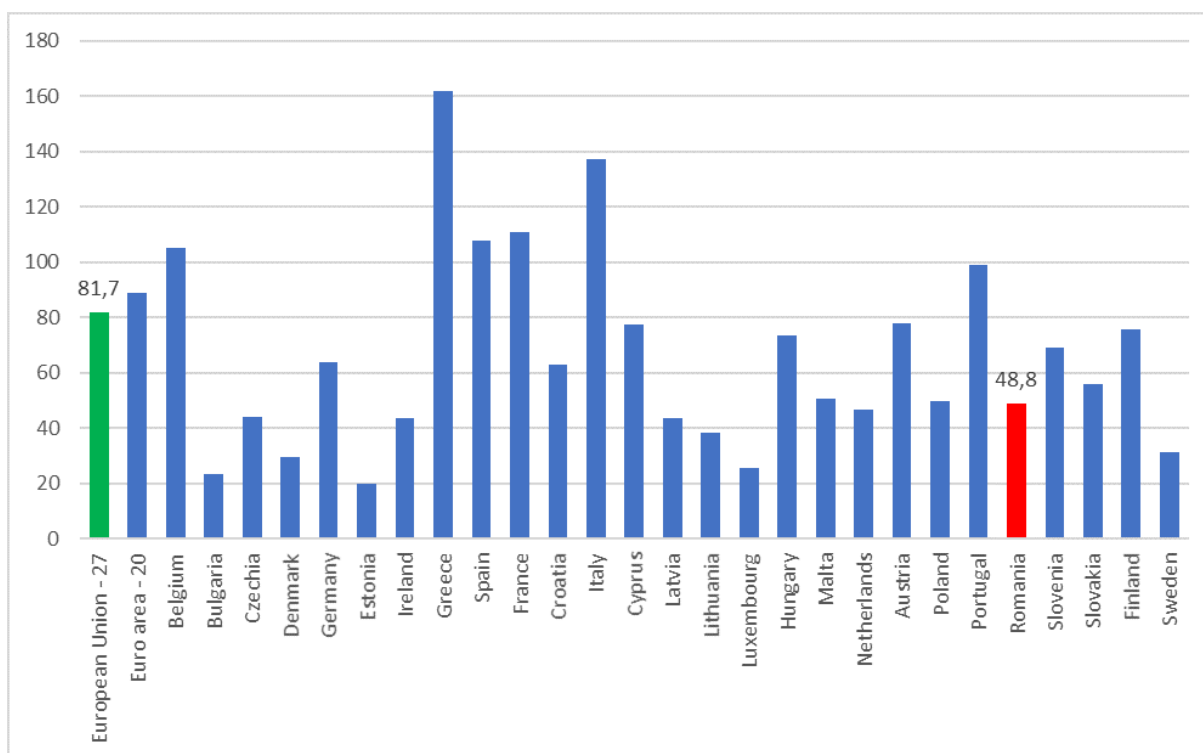


Figura 2.1: Ponderea datoriei publice în PIB în statele membre UE (%), 2023

Cele mai mici ponderi a datoriei publice în PIB sunt deținute, la nivelul anului 2023, de Estonia (19,6%), Bulgaria (23,1%), Luxemburg (25,7%), Danemarca (29,3%) și Suedia (31,2%). Sistemul bancar estonian este unul stabil, cu o rată mică a creditelor neperformante, iar depozitele sunt suficiente pentru a susține creditarea. Adăugând la acestea o datorie publică mică (deci și nevoie redusă de a emite titluri de stat), precum și faptul că în Estonia există multe IMM-uri

(care preferă finanțarea prin sistemul bancar), o pondere foarte mică din activele bancare este reprezentată de obligațiunile de stat sau private (Comisia Europeană 2023b). Înainte de criza sanitară, Bulgaria înregistra surplus bugetar, ceea ce i-a permis să absoarbă mai bine șocul pandemiei, iar după 2 ani cu deficit relativ ușor peste 3% din PIB (-3,8% în 2020 și -3,9% în 2021), din 2022 a revenit sub limita de 3% din PIB. Astfel, datoria publică rămâne una din cele mai scăzute în UE, ca pondere în PIB, cu perspective de a crește moderat pe termen mediu (The World Bank 2023). Dacă în prezent situația finanțelor publice din Luxemburg este una bună, cu un grad de îndatorare redus și, în general, cu surplus bugetar (deficit bugetar s-a înregistrat în 2020, -3,4% din PIB, în 2022, -0,3% din PIB, și în 2023, -1,3% din PIB), impactul îmbătrânirii populației asupra finanțelor publice se estimează a fi unul dintre cele mai însemnate în rândul statelor membre, reprezentând un risc semnificativ pentru sustenabilitatea datoriei publice (Comisia Europeană 2023c).

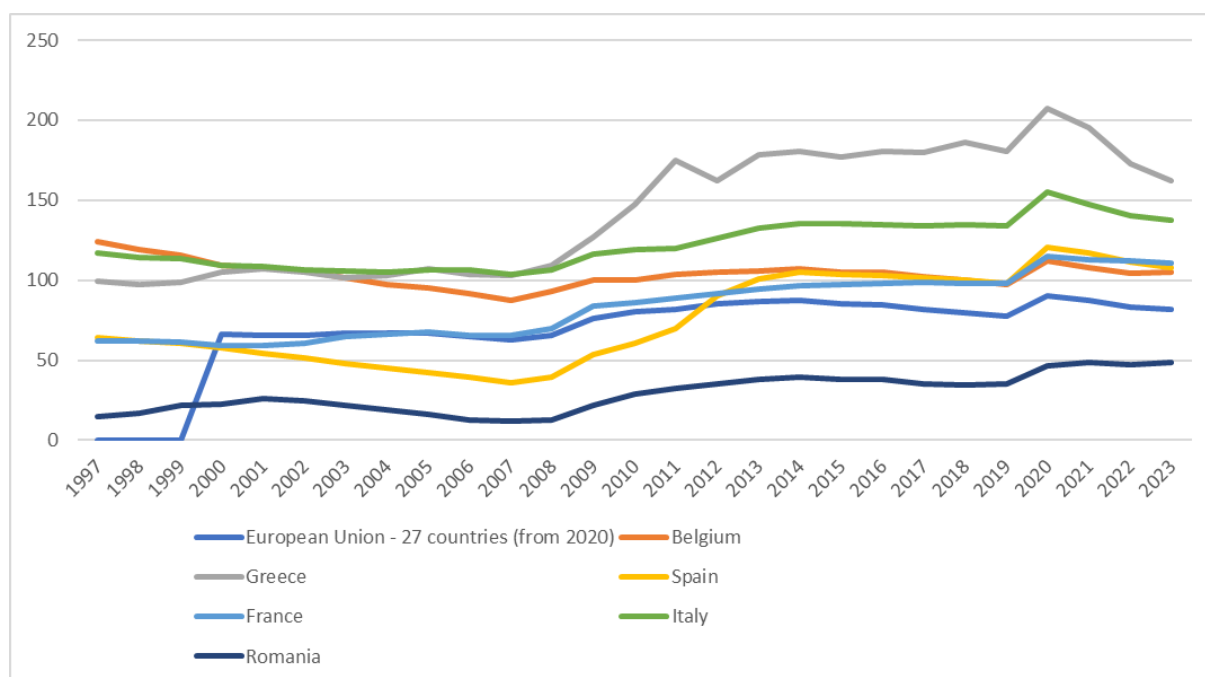


Figura 2.2: Evoluția ponderii datoriei publice în PIB (%), România vs. statele membre UE cele mai îndatorate, 1997-2023

Danemarca se caracterizează prin finanțe publice solide, înregistrând surplus bugetar chiar și în 2020 (+0,4% din PIB) și 2021 (+4,1% din PIB), anii cei mai afectați de pandemie. Ca perspectivă, soldul bugetar este așteptat să scadă, fără a trece în teritoriu negativ. Cu o datorie publică în scădere, finanțele publice daneze sunt capabile să absoarbă potențiale șocuri, statul bucurându-se de o încredere sporită din partea investitorilor (Comisia Europeană 2023a). La fel ca Danemarca, Suedia prezintă riscuri scăzute privind sustenabilitatea finanțelor publice, datoria publică fiind în scădere, iar deficitul bugetar, redus (-0,6% din PIB în 2023). Țara se confruntă însă cu riscuri specifice pieței imobiliare și cu o datorie privată ridicată (Comisia Europeană 2023d).

Structura datoriei publice joacă un rol important în asigurarea sustenabilității finanțelor publice. Analiza componenței datoriei publice ia în considerare următoarele caracteristici: instrumentele datoriei publice, scadența/maturitatea, moneda în care este deținută datoria și tipul deținătorilor.



### 2.1.3 Instrumentele datoriei publice

Graficul 2.3 prezintă structura instrumentelor de datorie publică la nivelul statelor membre UE. Dintre cele trei mari categorii de instrumente ale datoriei publice (numerar și depozite, titluri de stat și împrumuturi), predomină datoria publică sub forma titlurilor de stat, cu două excepții în 2023, Grecia și Estonia.

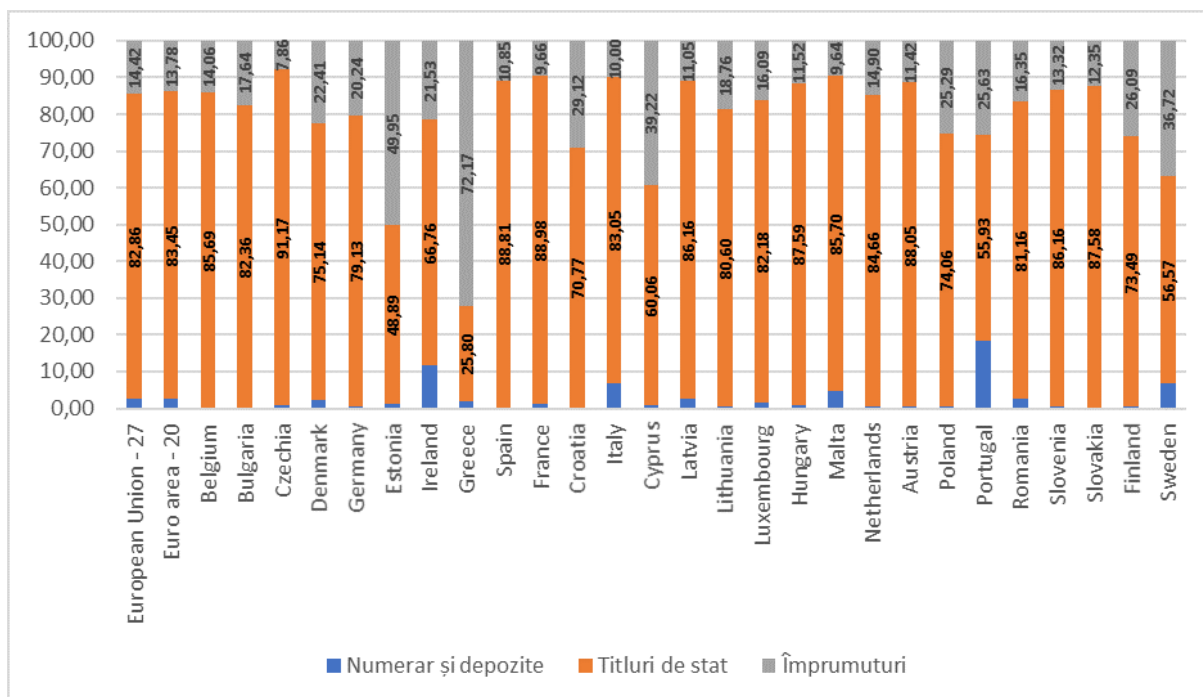


Figura 2.3: Structura instrumentelor datoriei publice în statele membre UE (% din total datorie publică), 2023

În Grecia, în 2023, doar 25,8% din totalul datoriei publice este sub forma titlurilor de stat, predominante fiind împrumuturile directe (72,71%). Această situație persistă după 2012, când încrederea investitorilor a scăzut dramatic, urmare a situației precare a finanțelor publice ale Greciei. În Estonia, situația este mai echilibrată, din total datorie publică, în 2023, 48,89% este sub formă de titluri de stat, iar 49,95% este sub forma împrumuturilor de stat directe. Explicația este că, pe de o parte, datoria publică a Estoniei este redusă, iar pe de altă parte, piața internă nu este suficient de mare pentru a putea absorbi un volum mare de titluri de stat (Comisia Europeană 2023b).

### 2.1.4 Scadența/maturitatea

O țară care deține o pondere ridicată a datoriei publice pe termen scurt poate fi vulnerabilă la creșterile ratei de politică monetară, la schimbările rapide de pe piețele financiare și se poate confrunta cu risc de lichiditate. Atenția noastră s-a concentrat în special pe finanțarea datoriei publice sub formă de titluri de stat, urmărind analiza structurii acestora. Tabelul 2.1 prezintă structura datoriei publice sub formă de titluri de stat pentru perioada 1997-2023, atât pentru România, cât și pe ansamblul UE, iar Graficul 2.4 prezintă datele pentru fiecare țară membră în anul 2023. Patru state se evidențiază cu o pondere ridicată a titlurilor de stat pe termen scurt în total titluri de stat, și anume Suedia (18,65%), Finlanda (14,59%), Estonia (14,45%) și Grecia

(12,32%). În cazul României, la nivelul anului 2023, ponderea titlurilor pe termen scurt în total titluri de stat a fost relativ mică față de restul țărilor, anume de 1,77%. Există state membre unde împrumuturile prin titluri de stat sunt în proporție de 100% pe termen lung (Slovia, Luxemburg, Lituania, Letonia și Bulgaria).

Tabela 2.1: Structura datoriei publice sub formă de titluri de stat (% din datorie publică sub formă de titluri de stat), 1997-2023

An	UE 27		România	
	Titluri de stat / termen scurt	Titluri de stat / termen lung	Titluri de stat / termen scurt	Titluri de stat / termen lung
1997	...	...	35,74	64,26
1998	...	...	49,19	50,81
1999	...	...	34,17	65,83
2000	6,80	93,20	68,40	31,60
2001	7,59	92,41	44,99	55,01
2002	8,71	91,29	52,66	47,34
2003	9,05	90,95	24,70	75,31
2004	8,62	91,38	33,69	66,31
2005	8,02	91,98	0,00	100,00
2006	7,04	92,96	0,00	100,00
2007	7,47	92,53	10,05	89,95
2008	11,43	88,57	27,00	73,00
2009	12,30	87,70	40,69	59,31
2010	10,27	89,73	41,66	58,34
2011	10,03	89,97	33,29	66,71
2012	9,38	90,62	20,95	79,05
2013	8,42	91,58	6,62	93,38
2014	7,98	92,02	5,75	94,25
2015	7,15	92,85	4,29	95,71
2016	6,66	93,34	5,20	94,80
2017	6,29	93,71	3,00	97,00
2018	5,86	94,14	1,21	98,79
2019	5,71	94,29	0,41	99,59
2020	8,66	91,34	1,27	98,73
2021	7,44	92,56	1,59	98,41
2022	6,33	93,67	1,60	98,40
2023	6,30	93,70	1,77	98,23

### 2.1.5 Moneda în care este deținută datoria

Analizând portofoliul datoriei guvernamentale în funcție de valută (Graficul 2.5), se observă că, în cazul României, peste 50% este denominată în alte monede decât cea națională, ocupând poziția a doua în clasamentul UE, după Bulgaria, acest fapt reprezentând potențiale expuneri la riscul valutar. Totuși, este de menționat că acest risc este unul moderat la nivel național, având în vedere stabilitatea cursului EUR/RON, iar conform datelor disponibile pe site-ul MF aferente lunii decembrie 2023 (Ministerul Finanțelor 2023a), din totalul datoriei, 42,2% este emisă în EUR și 8,5% în USD. Totodată, trebuie avut în vedere faptul că expunerea la riscul valutar este, mai degrabă, o problemă a statelor care nu au adoptat moneda unică.

### 2.1.6 Tipul deținătorilor

Ponderea deținerilor de datorie publică în funcție de tipul deținătorului (Graficul 2.6) poate oferi indicii cu privire la atractivitatea instrumentelor de datorie pe piețele financiare externe. Totodată, acest indicator poate semnala unele vulnerabilități la nivel național, deoarece o deținere



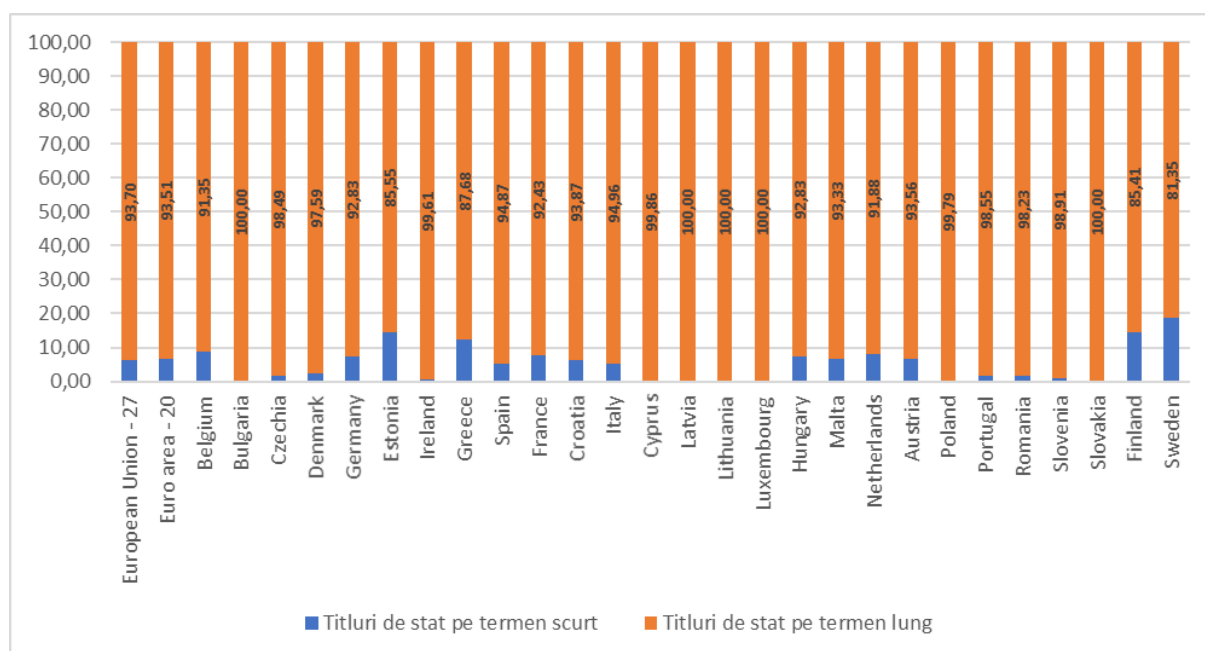


Figura 2.4: Structura datoriei publice sub formă de titluri de stat (% din datorie publică sub formă de titluri de stat), 2023

prea mare de datorie de către nerezidenți, mai ales în cazul unui șoc advers la nivelul unei economii emergente, poate însemna o retragere bruscă a acestora și apariția fenomenelor de "fire sales" și "flight to safety", care pot genera instabilitate financiară. România se situează în anul 2023 în marja mediei UE, cu o expunere relativ egală de datorie publică între rezidenți și nerezidenți, dintre statele din regiune doar Bulgaria având o pondere mai însemnată a deținerilor de datorie de către nerezidenți. Conform Strategiei de administrare a datoriei publice 2023-2025 (Ministerul Finanțelor 2023b), creșterea prezenței investitorilor nerezidenți a fost influențată la nivel național de contextul așteptărilor de încheiere a ciclului de întărire a politicii monetare a BNR, de forma curbei randamentelor în lei comparativ cu cele din regiune (curbele Ungariei și Poloniei au fost fie inversate, fie aplatizate), cât și de volatilitatea scăzută a cursului de schimb, dar și de factori interni, cum ar fi creșterea lichidității titlurilor de stat pe toate segmentele, introducerea operațiunilor de administrare a pasivelor, creșterea ponderii titlurilor de stat românești în indicii internaționali (EMBIG – JP Morgan/Barclays), având în vedere că mare parte dintre investitorii instituționali au o politică investițională raportată la structura acestor indici.

## 2.2 Tendințe privind emisiunile titlurilor de stat: România vs. țările din Uniunea Europeană

Interacțiunea dintre stat și sistemul bancar se realizează, în mod tradițional, prin intermediul a două tipuri de canale: directe, de natură financiară, și respectiv indirecte, de natură reală (Bellia et al. 2019). Principalul canal direct de interacțiune este reprezentat de deținerile substanțiale ale băncilor de obligațiuni de stat (titluri de stat emise pe maturități mai mari de un an, ca principale instrumente ale datoriei suverane).

Obligațiunile de stat au un rol important în stabilitatea și managementul lichidității sectorului bancar. Fiind considerate active lichide de înaltă calitate, obligațiunile de stat nu sunt susceptibile

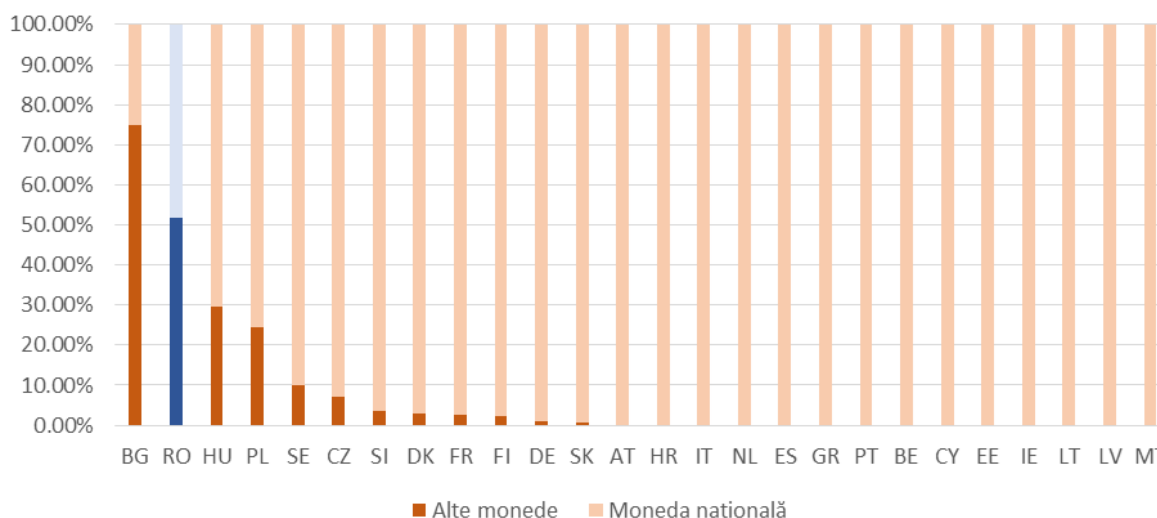


Figura 2.5: Structura datoriei publice sub formă de titluri de stat în statele membre UE (% din datorie publică sub formă de titluri de stat), 2023

la variații semnificative din punct de vedere valoric (Bottero, Lenzu și Mezzanotti 2020), ceea ce le face atractive pentru băncile care întâmpină dificultăți din perspectiva lichidității sau a calității portofoliului de active (Affinito, Albareto și Santioni 2022).

Ponderea deținerilor de obligațiuni de stat de către instituțiile bancare din UE a înregistrat o dinamică semnificativă în timp, în special în acele perioade cu volatilitate și instabilitate crescute (Gennaioli, Martin și Rossi 2018; D. Bank 2024), fiind influențată de crizele economice, schimbările de reglementare și regimul de politică monetară (Hryckiewicz et al. 2022). Aceste evoluții evidențiază relația complexă care există între stabilitatea macroeconomică, politicile fiscale și reacția sectorului bancar.

Perioada de dinainte de criza financiară globală din 2008 a fost caracterizată de o stabilitate macroeconomică și de o creștere semnificativă a creditării private. În acei ani, sectorul bancar european înregistra, în mare parte, dețineri ne semnificative de obligațiuni de stat, prioritate la creditare având sectorul privat și instrumentele financiare derivate.

Turbulențele provocate de criză au marcat un punct de cotitură, sectorul bancar devenind brusc interesat de stabilitatea oferită de obligațiunile de stat. Prin această schimbare de strategie se urmărea creșterea ponderii de active sigure, care să plaseze instituțiile bancare pe o insulă de stabilitate și prin care să facă față volatilității generalizate și modificărilor din sfera reglementării prudențiale. Creșterea cererii pentru obligațiunile de stat a fost răspunsul instituțiilor bancare din anumite state la deteriorarea condițiilor din zona creditării private (Gennaioli, Martin și Rossi 2018).

În timpul crizei datoriilor suverane din Europa (2010-2012), majoritatea instituțiilor bancare est europene și-au sporit deținerile de obligațiuni de stat în moneda lor națională (Ongena, Popov și Van Horen 2019), acest trend fiind influențat de facilități în zona reglementării prudențiale și de nevoia statelor de a se finanța într-o perioadă în care investitorii internaționali se retrăgeau din piețele afectate. Strategia a funcționat din perspectiva acoperirii nevoii de finanțare a statelor, însă a întărit și mai mult interconexiunea dintre riscul suveran și stabilitatea bancară, ceea ce a condus la o dependență ciclică între bănci și administrația centrală a statului în care își derulau activitatea.

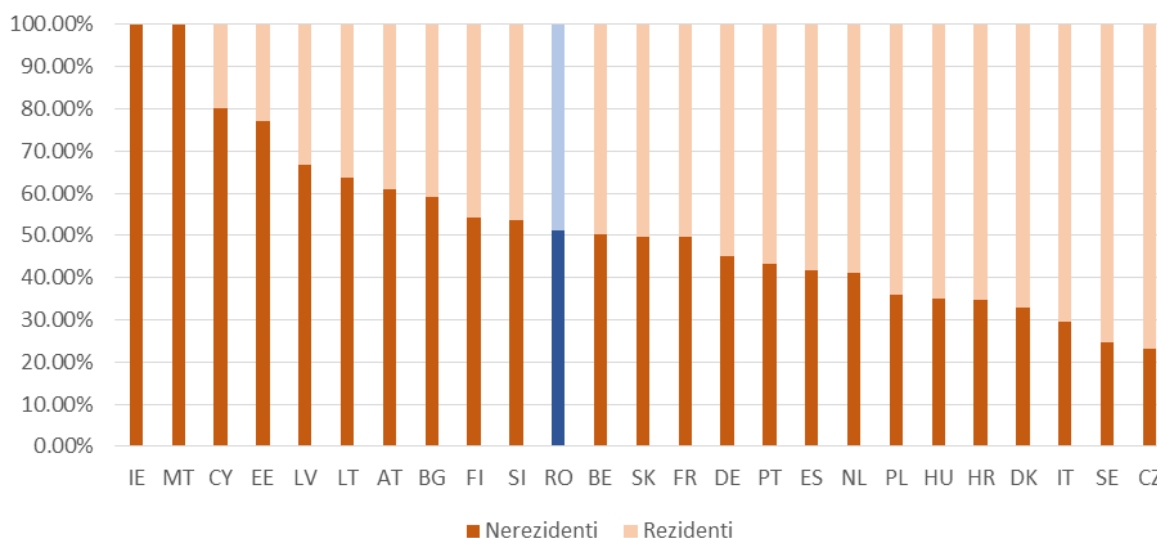


Figura 2.6: Ponderea deținerilor de datorie publică în funcție de monedă la nivelul UE în 2023 (% din total datorie)

Programul BCE de relaxare cantitativă (QE), inițiat în 2015, a modificat semnificativ cadrul în care funcționau piețele obligațiunilor de stat. Prin achiziții masive de obligațiuni de stat, BCE a injectat lichiditate în sectorul bancar, a stabilizat piața obligațiunilor de stat și a redus costurile de finanțare. Chiar dacă BCE a redus cantitatea de obligațiuni de stat disponibile pe piață, acest lucru a dus la o creștere a valorii acestora și la o scădere a dobânzilor primite (Ferdinandusse, Freier și Ristiniemi 2017), ceea ce a încurajat băncile să dețină în continuare portofolii importante de obligațiuni de stat în rezervele lor de lichiditate (Andrade et al. 2016).

În timpul pandemiei de COVID-19 a fost înregistrată o evoluție mixtă a ponderii obligațiunilor de stat în portofoliile bancare în funcție de nivelul de dezvoltare a statelor. Astfel, în majoritatea economiilor avansate băncile și-au manifestat doar inițial interesul pentru aceste active, ulterior deținerile lor intrând pe un trend descendent. Acest lucru nu este valabil și pentru economiile emergente, unde facilitățile fiscale oferite în acea perioadă și cheltuielile semnificative ale autorităților au determinat creșterea nivelurilor de datorie publică, iar instituțiile bancare au avut un rol crucial în absorbția acelor datorii (Hardy și Zhu 2023).

Există, însă, variații semnificative între țările UE în ceea ce privește deținerile de obligațiuni de stat de către sectorul bancar. Instituțiile bancare din țări precum Germania și Franța direcționează resursele disponibile către instrumente financiare complexe, dinamice, și au o pondere a acestor active în totalul activelor bancare mai redusă comparativ cu instituțiile de credit din țările est europene, care dețin ponderi semnificative de obligațiuni de stat ca urmare a structurii economice și a sistemului financiar mai puțin diversificat.

### 2.2.1 Evoluția ponderii obligațiunilor de stat în portofoliul de active bancare din Estul Europei

Deținerile de obligațiuni de stat în portofoliile băncilor din România, Bulgaria, Cehia, Ungaria și Polonia în perioada decembrie 2004 - decembrie 2023 (Graficul 2.7) relevă evoluții și schimbări individuale, influențate de factori multipli din sfera fiscală, economică sau geopolitică.

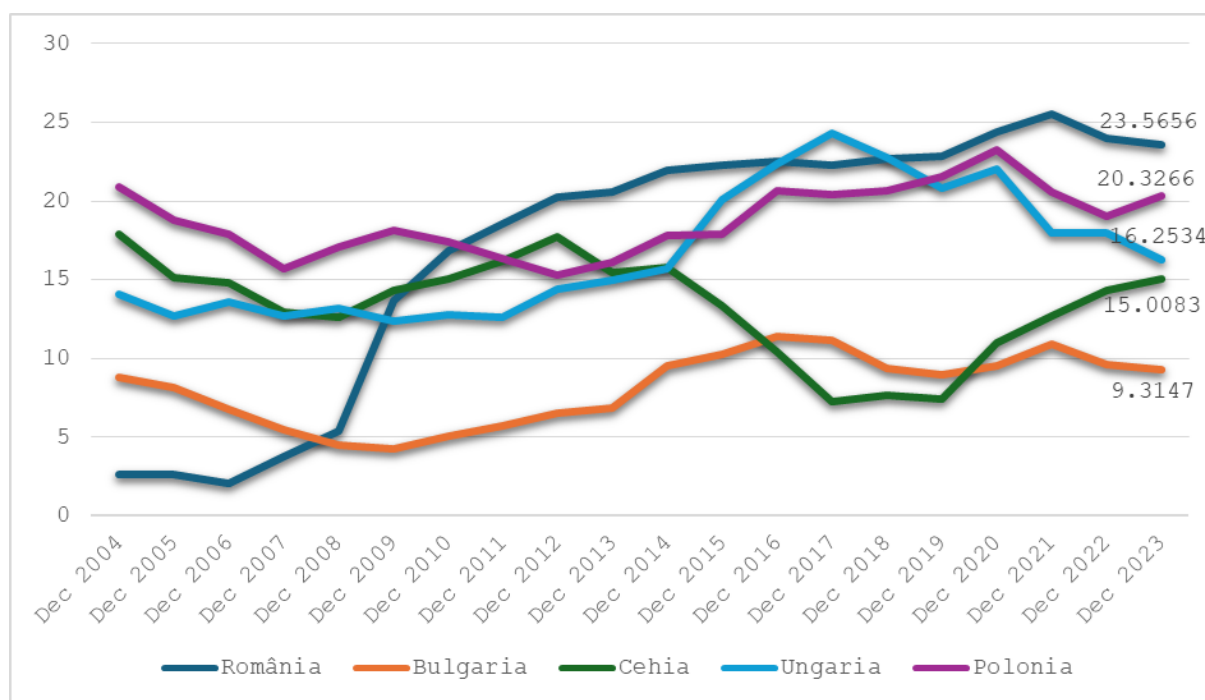


Figura 2.7: Evoluția deținerilor de obligațiuni de stat în portofoliile băncilor din economiile emergente din UE (% din total portofoliu)

România a înregistrat o creștere semnificativă, de la mai puțin de 3% în 2004 până la aproximativ 24% la sfârșitul anului 2023. Principalii factori care au generat creșterea abruptă sunt politica fiscală și strategiile privind stabilizarea economiei și gestionarea datoriei publice. Astfel, instituțiile bancare au avut un rol esențial în finanțarea deficitului guvernamental, ca urmare a dobânzilor ridicate practicate la obligațiunile de stat, în contextul existenței unei lichidități excedentare la nivelul sistemului bancar. Suplimentar, incapacitatea instituțiilor publice de a atrage fonduri europene a menținut crescută presiunea fiscală și astfel nu s-au putut lua măsurile necesare pentru relaxare fiscală.

Bulgaria, pe de altă parte, în perioada analizată, a menținut un nivel relativ scăzut și stabil al obligațiunilor de stat în portofoliile bancare, fiind rezultatul unui regim fiscal conservator și al nevoilor scăzute de finanțare ale guvernului. Disciplina fiscală este esențială, având în vedere regimul de curs de schimb fix EUR/BGN.

Cehia a cunoscut fluctuații semnificative în perioada analizată. De la 18% pondere a obligațiunilor de stat în portofoliile bancare la sfârșitul anului 2004, instituțiile bancare și-au pierdut din apetitul pentru astfel de active până la sfârșitul anului 2017, când înregistrau o pondere de puțin peste 7%, urmând ca până la finalul anului 2023 această pondere să se dubleze până la 15%. Aceste fluctuații sunt legate de schimbările economice și fiscale de-a lungul anilor. Chiar dacă evoluțiile au fost semnificative, politicile fiscale au avut un rol esențial în gestionarea provocărilor economice, reflectând o abordare echilibrată în gestionarea datoriei publice.

Ungaria a înregistrat, în general, o creștere a nivelului obligațiunilor de stat deținute de bănci, de la 14% în decembrie 2004 până la nivelul maxim atins în decembrie 2017 (24,31%), urmând ca până în decembrie 2023 să fie pe un trend descendent până la 16%. Creșterea de dinainte de anul 2017 reflecta strategia de finanțare a datoriei publice prin intermediul sectorului bancar. Declinul înregistrat după 2017 s-a datorat politicilor economice și unui nivel ridicat al datoriei publice.

Băncile din Polonia au înregistrat un nivel de puțin peste 20% la ambele capete ale intervalului analizat, iar nivelul maxim a fost înregistrat în 2020 (23,25%). Politicile economice ale Poloniei au influențat semnificativ aceste evoluții. Întârzierile în accesarea fondurilor europene ca urmare a îngrijorărilor legate de reformele juridice au influențat sentimentul investitorilor nerezidenți, ceea ce a determinat fluctuații în randamentele obligațiunilor de stat.

Evoluțiile deținerilor de obligațiuni de stat în portofoliile băncilor din România, Bulgaria, Cehia, Ungaria și Polonia din 2004 până în 2023 se situează pe traiectorii divergente. Astfel, România a înregistrat cea mai mare creștere în perioada 2004 - 2023 (aproximativ 20%), celelalte patru state înregistrând evoluții mult mai moderate: Cehia (+2,92%), Ungaria (+2,2%), Bulgaria (+0,5%) și Polonia (-0,56%).

## 2.2.2 Evoluția ponderii obligațiunilor de stat în portofoliul de active bancare din Vestul Europei

### Evoluția dinamicii deținerilor de obligațiuni de stat

Analiza deținerilor de obligațiuni de stat de către băncile din Germania, Franța, Italia, Spania și Olanda (Graficul 2.8) oferă indicii cu privire la produsele și serviciile bancare furnizate, dar și cu privire la practicile fiscale și de finanțare ale guvernelor din zona respectivă.

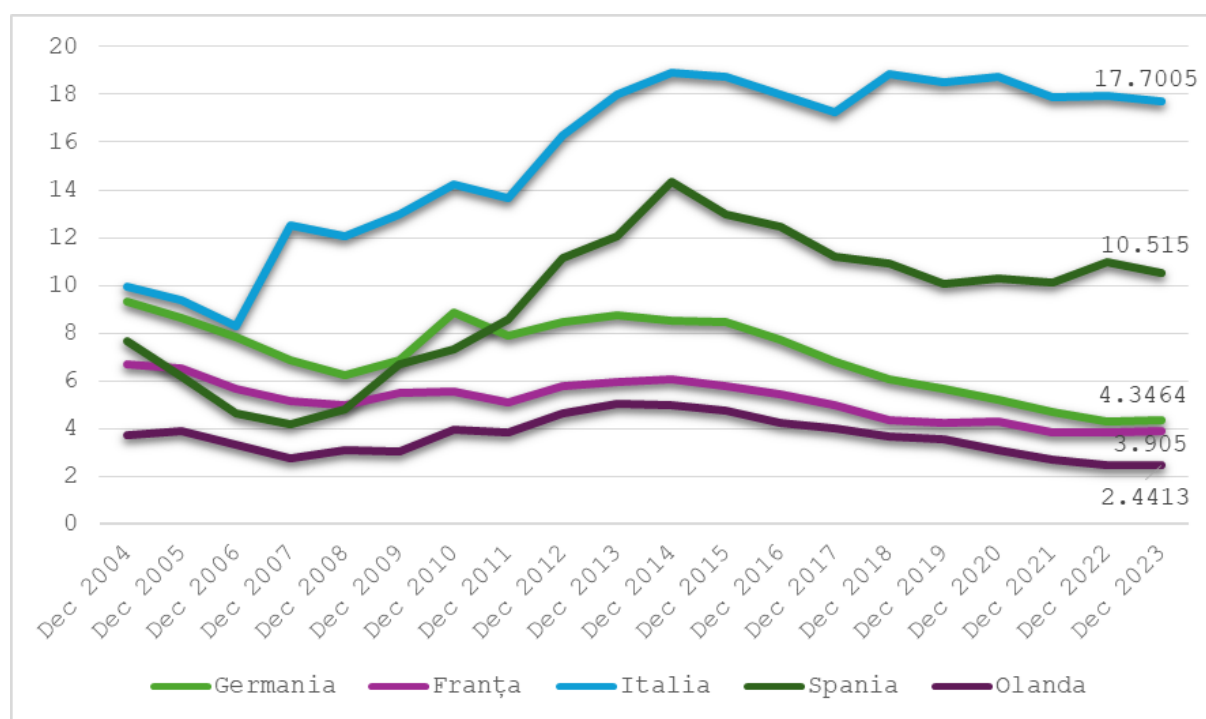


Figura 2.8: Evoluția deținerilor de obligațiuni de stat în portofoliile băncilor din economiile avansate din UE

Ca urmare a educației financiare și a încrederii crescute din partea clienților, instituțiile bancare din economiile dezvoltate oferă o gamă diversificată de produse și servicii bancare și astfel obțin o bază diversificată de venituri (Lyons, Grable și Zeng 2019; Sol Murta și Miguel Gama 2022), ceea ce le reduce dependența de obligațiunile de stat (Bottero, Lenzu și Mezzanotti 2020; Gennaioli, Martin și Rossi 2018; Bouis 2019; Dell’Ariccia et al. 2018). Prin urmare, în cazul

acestor instituții bancare predomină produsele și serviciile mai profitabile și mai personalizate, ceea ce le diminuează deținerile de obligațiuni de stat (Buljan, Deskar-Škrbić și Dumičić 2020).

Ponderea obligațiunilor de stat în activele bancare din Germania arată o evoluție fluctuantă: pornind de la peste 9% în decembrie 2004, trendul a fost în general descendent, ajungând în decembrie 2023 la puțin peste 4%. Această scădere de 5 puncte procentuale demonstrează poziția economică puternică a Germaniei și disciplină fiscală. Totuși, instituțiile bancare care urmăresc venituri stabile investesc o parte din portofoliul de active în obligațiunile de stat germane.

Și Franța a înregistrat un trend descendent, de la 6,7% în 2004 până la 3,9% în 2023. În această perioadă, sectorul bancar francez a cunoscut o diversificare a produselor și serviciilor oferite, ceea ce a determinat diminuarea apetitului băncilor pentru obligațiuni de stat. De asemenea, trendul descendent poate fi atribuit inclusiv eforturilor de reducere a datoriei publice și îmbunătățirii sănătății fiscale.

Italia a înregistrat cea mai volatilă evoluție în perioada analizată, cu un nivel maxim al obligațiunilor de stat deținute în portofoliul bancar de aproximativ 19% în decembrie 2014, după ce înregistrase minimumul în decembrie 2006 (8,31%). În decembrie 2023 înregistra un nivel de 17,7%, fiind cel mai ridicat dintre economiile avansate analizate. Creșterea procentului de obligațiuni de stat în portofoliile băncilor poate fi asociată cu perioada crizei datoriilor suverane, când băncile italiene au susținut nevoile de finanțare ale guvernului local. Declinul relativ înregistrat după 2014 se datorează eforturilor de stabilizare a sectorului financiar și încercării de reducere a dependenței de obligațiuni de stat.

Spania a avut o evoluție similară cu cea a Italiei, dar nu la fel de volatilă, și și-a sporit deținerile de obligațiuni de stat în portofoliul bancar de la 7,67% la 10,51% în perioada analizată. Trendul descendent înregistrat după criza datoriilor suverane, când a atins nivelul maxim (14,32%), se datorează consolidării fiscale și reformelor economice prin care s-a urmărit reducerea datoriei publice.

Olanda a înregistrat cea mai scăzută pondere a obligațiunilor de stat în activele bancare pe toată perioada analizată, reflectând un sistem bancar diversificat și politici fiscale conservatoare.

În general, din analiza celor 5 economii avansate reiese o evoluție variată a nivelului obligațiunilor de stat deținute de băncile locale, influențată de politicile fiscale, condițiile economice și diversificarea sistemului financiar. Analiza comparativă a deținerilor de obligațiuni suverane de către băncile din economiile emergente versus cele mai dezvoltate economii europene evidențiază diferențe cauzate de stabilitatea economică, politicile fiscale, răspunsurile la criză și factorii geopolitici. Țările din Europa de Est prezintă o volatilitate mai mare și o dependență mai mare de băncile locale pentru finanțarea guvernamentală, pe fondul instabilității economice și al presiunilor fiscale. În schimb, economiile avansate demonstrează tendințe mai stabile sau de scădere, reflectând poziții economice mai puternice, sectoare financiare diversificate și politici fiscale mai eficiente.

### **Evoluția dinamicii volumului obligațiunilor emise de stat**

În contextul persistenței tensiunilor geopolitice (care generează o creștere a cheltuielilor de apărare), se preconizează menținerea la un nivel ridicat a nevoii de finanțare a statelor. Încetinirea creșterii economice, nevoia de investiții pentru transformarea digitală și pentru atenuarea efectelor schimbărilor climatice, ciclurile electorale succesive reprezintă factori suplimentari de îngrijorare care pun presiune pe încadrarea în țintele de deficit bugetar ale statelor membre UE (Banca Centrală Europeană 2024). În același timp, interesul investitorilor instituționali pentru



deținerea de obligațiuni suverane rămâne la un nivel ridicat, fiind alimentat de randamentele încă atractive ale acestui activ financiar. Graficul 2.9 indică preferința țărilor membre ale Zonei Euro pentru îndatorarea pe termen lung (banda de scadență superioară pragului de 10 ani).

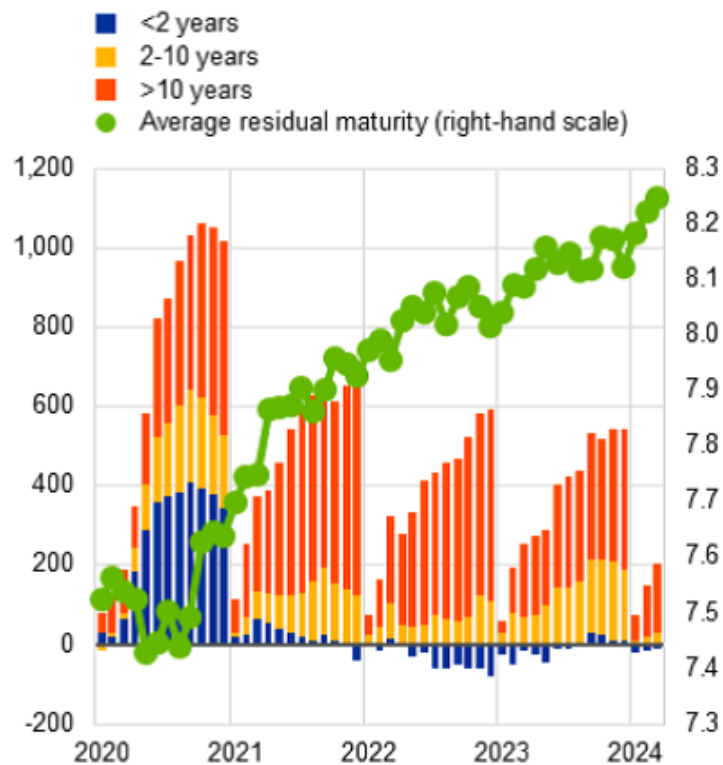


Figura 2.9: Volumul emisiunilor de titluri de stat în Zona Euro (valori agregate în funcție de maturitate)

Sursa: ECB - Financial Stability Review, May 2024

Complementar obligațiunilor suverane clasice, în ultimii ani se observă preocuparea autorităților naționale pentru a identifica noi surse de finanțare a cheltuielilor care însoțesc procesul de tranziție către o economie neutră din punct de vedere climatic, respectiv procesul de aliniere la obiectivele dezvoltării durabile (SDG – Sustainable Development Goals). Emisiunile de obligațiuni suverane verzi (engl. *green sovereign bonds*) au rolul de a finanța proiecte de investiții de anvergură cu beneficii specifice pentru mediul înconjurător, precum eficiența energetică, energie regenerabilă, gestionare a deșeurilor sau a resurselor de apă, adaptare la schimbările climatice sau transport nepoluant. Graficul 2.10 ilustrează țările membre ale Zonei Euro, valoarea obligațiunilor de stat verzi și anul în care au realizat emisiunile. În ceea ce privește România, în decembrie 2023 a fost publicat Cadrul Obligațiunilor Verzi al României (engl. *Sovereign Green Bond Framework*), elaborat de guvern cu asistența tehnică a Băncii Mondiale. Unul dintre dezideratele emiterii de obligațiuni suverane verzi îl reprezintă potențialul lor de diversificare a bazei de investitori pentru finanțarea datoriei publice.

În vederea realizării analizei asupra volumului de obligațiuni de stat emise, ca pondere în PIB, am preluat informații din baza de date a BCE. În continuare, am realizat o analiză statistică descriptivă a datelor, împărțite pe obligațiuni de stat pe termen lung, respectiv obligațiuni de stat pe termen scurt. Pentru a avea termen de comparație, analiza este realizată între valorile aferente UE (cu cele 27 de state incluse în urma Brexit din 2020) și României.

Tabelul 2.2 prezintă statisticile descriptive calculate. După cum se poate observa, media aferentă

(left-hand scale: € billions; right-hand scale: share of government debt)

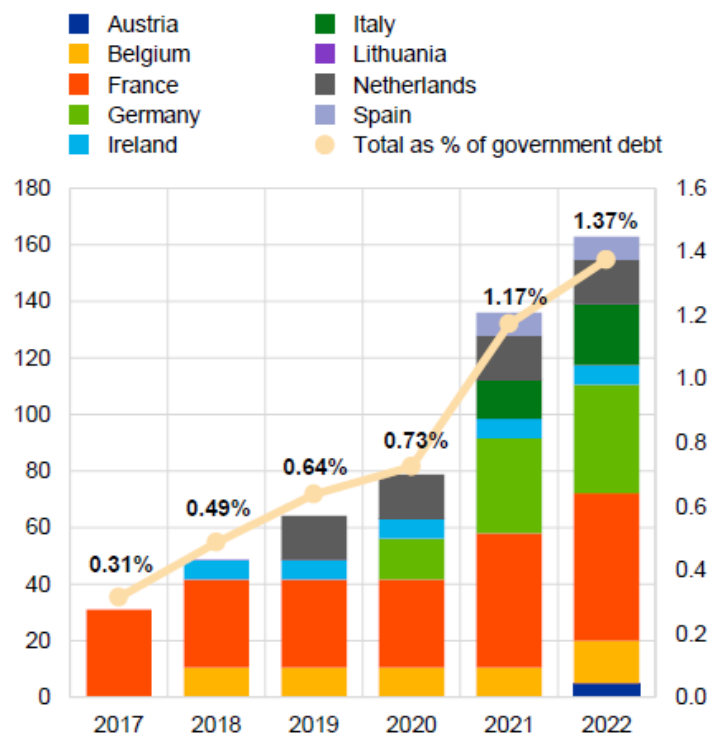


Figura 2.10: Volumul emisiunilor de titluri de stat verzi în Zona Euro  
Sursa: European Systemic Risk Board 2023

obligățiunilor de stat pe termen scurt și pe termen lung ale României este semnificativ mai scăzută decât cele aferente UE, cu accent pe datoriile pe termen lung (15,22% vs. 53,89%). O altă diferență notabilă este la nivelul abaterii medii pătratice, unde se observă că sunt valori aproximativ duble pentru România comparativ cu media europeană (2,07 raportat la 1,25 pentru obligațiunile pe termen scurt, și 13,33 raportat la 7,99 pentru obligațiunile pe termen lung). Aceste valori ne arată că volumul obligațiunilor de stat, exprimat ca pondere în PIB, este mult mai volatil în România față de media europeană.

Tendențele privind scadența obligațiunilor de stat sunt analizate în continuare. Astfel, Graficul 2.11 ilustrează evoluția (ca procent din PIB) obligațiunilor de stat pe termen lung și pe termen scurt la nivelul României pentru anii 1995-2023. După cum se poate observa, România a avut inițial o pondere mai mare a obligațiunilor pe termen scurt decât a celor pe termen lung până în 1997 și apoi punctual în 2000 și 2003. Începând cu 2009, ponderea obligațiunilor pe termen lung a fost mult peste cea a celor pe termen scurt, ajungând de la 0,318% în 1995 la peste 38,9% la finele anului 2023. Concomitent, obligațiunile pe termen scurt erau 1,7% din PIB în 1995, iar cele mai recente date le plasează puțin peste 0,7% din PIB. Prin urmare, se poate observa o tendință crescătoare pentru datoriile pe termen lung (exceptând perioada 2005-2008), în timp ce datoriile pe termen scurt au avut un comportament mai volatil, cu cicluri de creștere și scădere, în prezent înregistrând valori foarte mici raportate la PIB-ul României.

Graficul 2.12 prezintă evoluția comparativă a ponderii în PIB a obligațiunilor de stat pe termen



Tabela 2.2: Statistici descriptive privind ponderea volumului de obligațiuni de stat în PIB: UE vs. RO

	Obligațiuni pe termen scurt RO	Obligațiuni pe termen scurt UE	Obligațiuni pe termen lung RO	Obligațiuni pe termen lung UE
Medie	2.36721	5.02224	15.22014	53.88948
Dev.Std.	2.07032	1.24517	13.33327	7.98501
Minim	0	3.401	0.319	43.17
Maxim	6.276	7.486	39.423	67.051
Skewness	0.67962	0.62292	0.64692	0.18855
Kurtosis	-0.92704	-0.70945	-1.13082	-1.69317

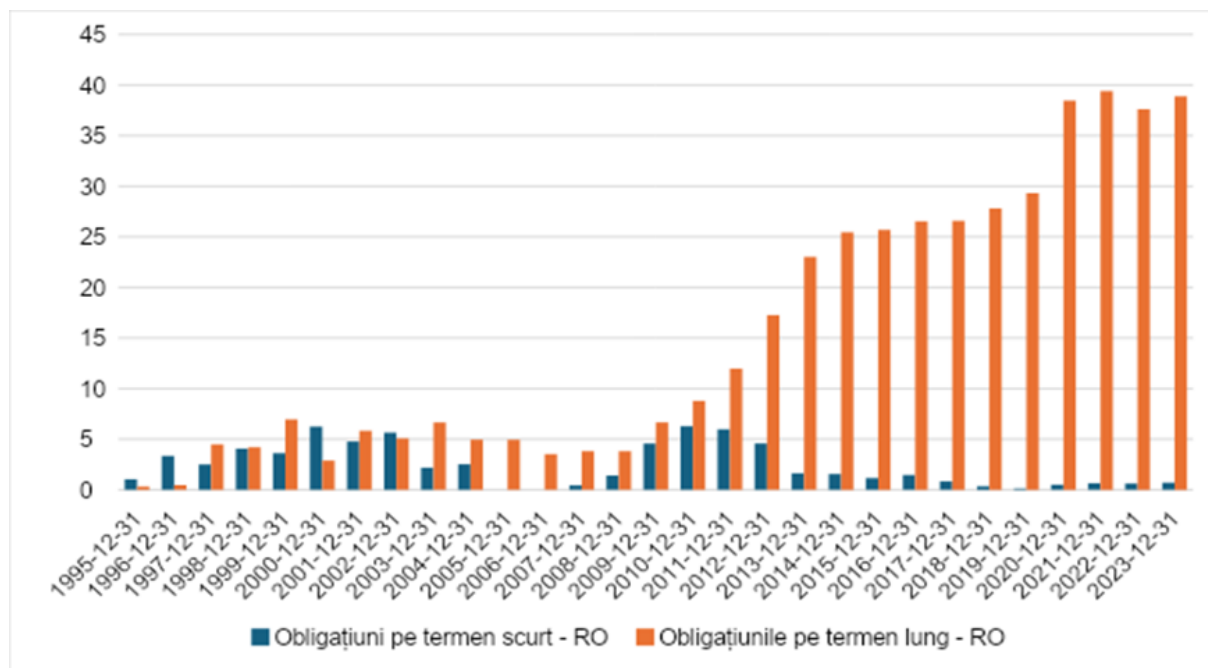


Figura 2.11: Evoluția volumului obligațiunilor de stat în România în funcție de maturitate (% din PIB)

lung atât pentru România, cât și pentru UE. Tendința este una clară de creștere atât la nivelul spațiului european (de la 43,17% din PIB la finalul anului 1995, la 63,448% din PIB la finalul anului 2023), cât și la nivelul statului român (de la 0,319% în 1995, la 38,905% în 2023). Important de observat este că, în cazul UE, valoarea a crescut aproape constant, în timp ce, la nivelul României, aceasta a crescut și s-a menținut în jurul valorilor de 3-5% din PIB până în 2008-2009, crescând apoi semnificativ până la aproximativ 39% din PIB. Valorile maxime au fost atinse în perioada 2020-2021, ca efect al îndatorării statelor în timpul pandemiei COVID-19 (Kose et al. 2021; Lubik și Schwartzman 2020).

Graficul 2.13 prezintă evoluția comparativă a ponderii în PIB a obligațiunilor de stat pe termen scurt pentru România și pentru UE. Spre deosebire de obligațiunile pe termen lung, cele pe termen scurt prezintă un trend mult mai volatil, atât la nivelul UE, cât și al României. Acest fapt este de așteptat din punct de vedere al teoriei economice, deoarece instrumentele financiare pe termen lung tind să fie mai puțin sensibile la evenimentele de scurtă durată/prezente (de exemplu, în timpul crizelor globale din ultimii 25 de ani, se poate observa că nu există mișcări bruște/puternice în tendința obligațiunilor pe termen lung, spre deosebire de cele pe termen scurt).

În general, tendința evoluției instrumentelor de datorie pe termen scurt este de scădere în perioadele de normalitate financiară și de creștere (având vârfurile în momentele de maxim)

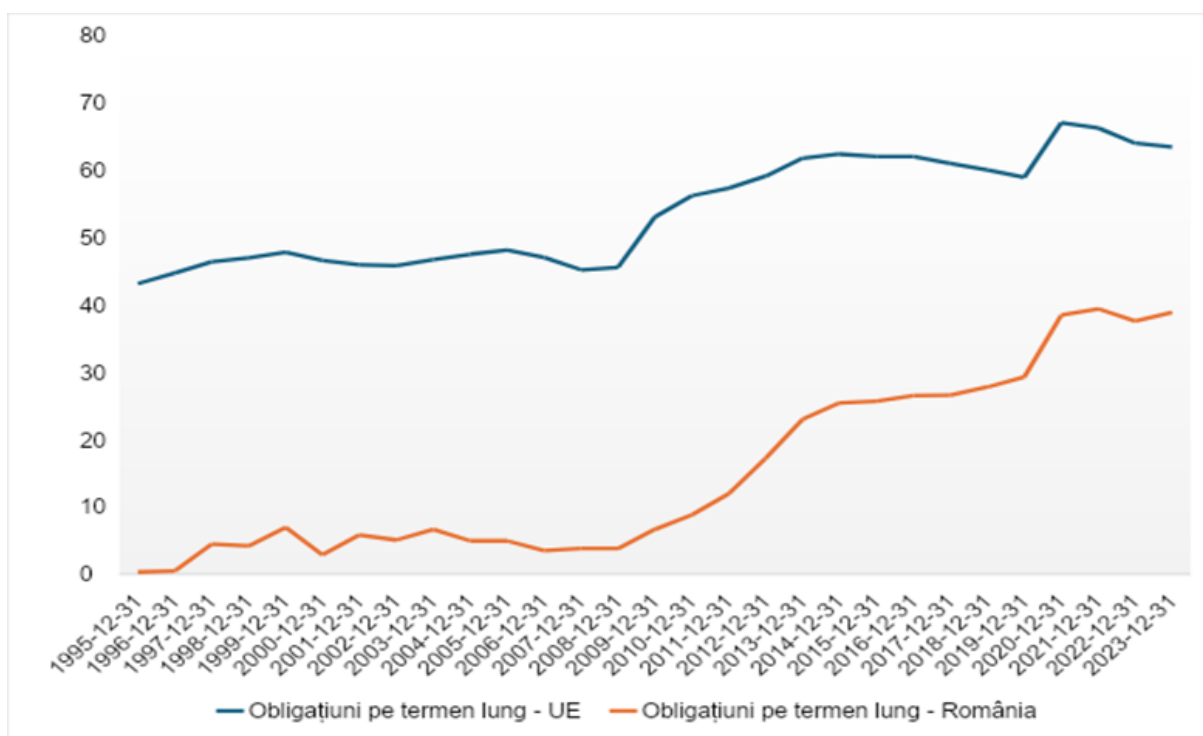


Figura 2.12: Evoluția obligațiunilor de stat pe termen lung: UE vs. RO (% din PIB)

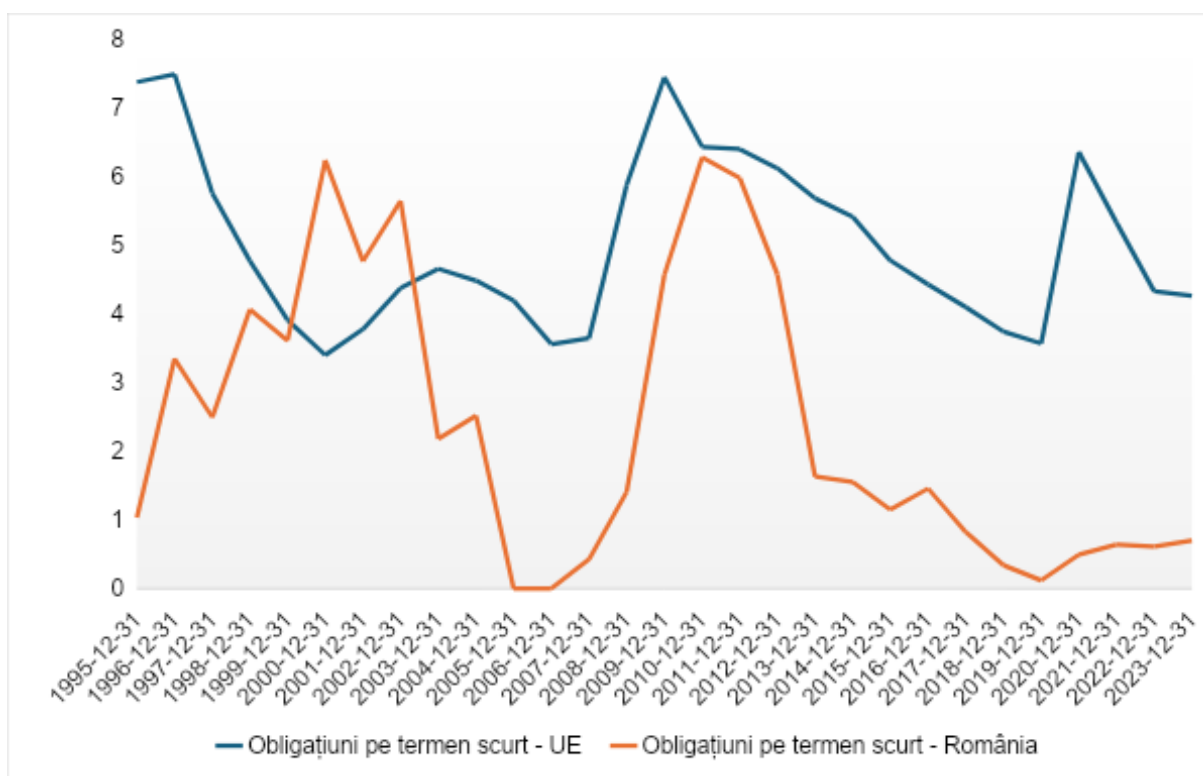


Figura 2.13: Evoluția obligațiunilor de stat pe termen scurt: UE vs. RO (% din PIB)

ale crizelor globale. Acest lucru se poate observa (la nivelul UE) în scăderea din 1996 de la aproximativ 7,486% din PIB până la 3,646% din PIB la finele anului 2008, urmată de o creștere bruscă în 2009 la 7,445% (efectele crizelor având impact întârziat asupra indicatorilor macroeconomici), iar un al doilea vârf în 2020 de 6,356% din PIB. În prezent, se menține

tendința de scădere a ponderii, aceasta fiind de 4,265% din PIB la finalul anului 2023.

Spre deosebire de evoluția obligațiunilor de stat pe termen lung, unde tendințele înregistrate atât în România, cât și la nivelul UE sunt similare, la obligațiunile pe termen scurt nu observăm aceleași evoluții. Datorită volatilității crescute la nivelul României și a aceluiași crize globale care au afectat și celelalte state europene, observăm, conform Graficului 2.13, că pe termen scurt nu se poate identifica un trend clar al îndatorării statului român. În anul 2000 obligațiunile pe termen scurt reprezentau aproximativ 6% din PIB-ul României, în timp ce media UE atinge valoarea minimă. În anii 2006-2007 România nu avea obligațiuni pe termen scurt (0% din PIB), dar la finalul anului 2008 acestea reprezentau 1,46% din PIB, urmat de vârful de 6,276% din PIB de la finalul anului 2010 (aici putând fi argumentat că efectele crizei economice au fost întârziate în România cu aproximativ 1-2 ani). Începând cu anul 2010 se observă o tendință descendentă a ponderii obligațiunilor pe termen scurt. Suplimentar, deosebit de evoluția la nivelul UE, în România nu se observă în perioada 2020-2021 un vârf, cu toate că a crescut ponderea obligațiunilor pe termen scurt (de la 0,495% din PIB în 2019, la 0,612% din PIB la finalul anului 2022).

# Capitolul 3

## Stadiul cunoașterii: o recenzie a literaturii de specialitate

Scopul acestui capitol este de a oferi o sinteză critică a literaturii relevante în domeniul de cercetare, identificând principalele contribuții, lacune și perspective de dezvoltare. Prin analizarea studiilor existente, capitolul urmărește să contureze cadrul teoretic și metodologic care stă la baza acestei lucrări, subliniind totodată conexiunile dintre diferitele abordări utilizate în literatură.

Structura capitolului se axează pe două direcții concrete. Pe de-o parte, sunt prezentate conceptele fundamentale și teoriile de bază care au fost dezvoltate de-a lungul timpului cu privire la studiul interacțiunii dintre riscul suveran și riscul bancar. Pe de altă parte, este realizată o analiză comparativă a metodologiilor aplicate în studii similare, evidențiind avantajele și limitările acestora. Accentul este pus pe modelele folosite în studiul structurii la termen a ratelor de dobândă suverane (curbei de dobândă). În cele din urmă, recenzia se concentrează pe identificarea lacunelor din literatura de specialitate, în particular ținând cont de literatura axată pe cazul României, oferind o justificare pentru abordarea propusă în această cercetare.

Această recenzie critică contribuie la contextualizarea problemei de cercetare, punând în evidență nu doar evoluția domeniului, ci și modalitățile prin care această lucrare intenționează să aducă o contribuție originală la cunoașterea existentă.

### 3.1 Cercul vicios al interacțiunii dintre riscul suveran și riscul bancar

Crizele suverane nu mai pot fi privite ca fiind evenimente izolate în care doar guvernele sunt cele care suportă consecințele prin eventuale excluderi de pe piața financiară sau penalizări financiare. Astfel de evenimente și crizele bancare s-au manifestat recurent de-a lungul timpului, în special în țările emergente (de exemplu, în Rusia – 1998 sau Argentina – 2001/2002) și s-a observat că acestea au avut un efect advers asupra economiilor ca urmare a destabilizării sistemului financiar, mai ales în cazurile în care sistemul bancar era expus semnificativ la datoria suverană (Sosa-Padilla 2018). Declanșarea Crizei Financiare Globale (CFG) a forțat guvernele să intervină pentru salvarea instituțiilor financiare (engl. *bail-out*), ducând la o explozie a datoriilor publice după anul 2008. Aceasta a slăbit, pe de o parte, capacitatea guvernelor de a salva băncile și, pe de altă parte, a amplificat problemele bilanțiere ale băncilor, conducând la o creștere a

corelației dintre riscul de faliment suveran și cel bancar (Georgoutsos și Moratis 2017) și creând așa-numitul ”cerc vicios”, care se poate manifesta prin două canale. Canalul lichidității are în vedere faptul că declinul prețului datoriei suverane generează reducerea averii nete a băncilor care dețin această datorie, iar în consecință costul finanțării va crește. Băncile vor răspunde prin reducerea capacității de creditare a agenților economici, care în final se va traduce printr-o reducere a cheltuielilor de capital și a investițiilor și prin intrarea într-o fază de recesiune economică. Canalul riscului are la bază așteptările agenților economici că statul va intra în stare de faliment în viitor, fapt ce va afecta dorința băncilor de a credita firmele non-financiare în prezent. Cu cât băncile vor manifesta mai multă prudență, vor transmite această stare sectorului privat prin creșterea ratelor de dobândă la împrumuturi.

Criza Datoriilor Suverane a cauzat pierderi pentru cele mai importante patru bănci din Grecia de aproximativ 13% din PIB-ul țării, suficient de mari cât să ”înghită” aproape întreg capitalul cumulat al acestora. În anul 2010, guvernul Irlandei a înregistrat deficite bugetare istorice de aproximativ 32% din PIB în încercarea de a salva sistemul bancar. Acestea sunt două exemple ale manifestării ”cercului vicios” în cele două aspecte ale sale: băncile grecești erau solvabile însă au devenit insolabile odată cu incapacitatea de plată a țării și devalorizarea datoriei suverane pe care o dețineau în portofolii, în timp ce, în cazul Irlandei, guvernul care avea una dintre cele mai reduse datorii până la acel moment a resimțit efectele deciziei de retragere a fondurilor pe măsură ce piețele financiare deveneau din ce în ce mai îngrijorate cu privire la pasivele contingente mobilizate pentru salvarea sistemului bancar insolvent (Cooper și Nikolov 2018). Cei doi au mai arătat că există cel puțin o modalitate de a sparge ”cercul vicios”. Băncile pot limita riscurile asociate deținerilor de datorie suverană printr-un nivel adecvat de capitalizare, protejându-se, astfel, față de evoluțiile de pe piețele financiare. Însă, dacă băncile așteaptă intervenția guvernului pentru salvarea ex-post a acestora, atunci, interesul lor pentru asigurarea nivelului corespunzător de capitalizare scade și, mai mult decât atât, vor suprainvesti în instrumente de datorie emise de stat punând și mai mare presiune pe acesta. Totodată, în cazul în care colapsul sistemului financiar este prea costisitor pentru economia reală, guvernul întotdeauna va alege planul de salvare ex-post, ceea ce va încuraja băncile să nu se recapitalizeze ex-ante prin emisiunea de acțiuni.

Bekooij et al. 2016 au subliniat rolul semnificativ al interacțiunilor dintre bănci și administrația guvernamentală în timpul crizelor financiare. Aceste interacțiuni se referă la consolidarea reciprocă a stresului financiar dintre bănci și guvernele lor de origine. Ei aduc în atenție exemplul Irlandei, unde intervențiile guvernamentale pentru a sprijini sectorul bancar au condus în cele din urmă la nevoia de asistență financiară externă, arătând că atunci când băncile dețin ponderi semnificative ale datoriei guvernamentale, sănătatea lor financiară devine strâns corelată cu cea a statului. În plus, garanțiile implicite, cum ar fi așteptări cu privire la implementarea unor planuri de salvare din partea guvernului, joacă un rol crucial în creșterea interdependențelor dintre stat și sectorul bancar. Aceste datorii contingente ale statului față de sectorul bancar indică sprijinul potențial pe care un guvern ar putea fi nevoit să îl ofere în perioadele de dificultate. O altă observație importantă o reprezintă efectele neliniare în perioadele de volatilitate ridicată a pieței. În astfel de perioade, relația dintre riscurile bancare și riscurile asociate statului este mai pronunțată. Astfel este subliniată natura neliniară a acestor interdependențe și contagiunea semnificativă între cele două sectoare.

Dell’Ariccia et al. 2018 au arătat că băncile și autoritățile centrale sunt interconectate prin următoarele canale: deținerile de datorii suverane ale băncilor, garanțiile guvernamentale care protejează băncile și impactul acestor canale asupra activității economice. Primul canal, cel al expunerii suverane, evidențiază faptul că băncile dețin cantități semnificative de datorie

suverană din diverse motive (ex., gestionarea lichidității, creditare scăzută). Această expunere directă înseamnă că orice distorsiuni ale modului de gestionare a datoriei suverane vor avea un impact imediat asupra bilanțurilor băncilor, așa cum s-a demonstrat în timpul crizelor din zona euro și din Argentina. Astfel, băncile dețin datorii suverane nu numai din motive de lichiditate, ci și datorită presiunii financiare și a stimulentei ce decurg din reglementări. Al doilea canal, cel al rețelei de siguranță, examinează modul în care sistemul bancar funcționează pe fondul garanțiilor guvernamentale și al sprijinului băncii centrale. Aceste măsuri de protecție pot conduce la efecte de contagiune de la riscul bancar la riscul suveran și invers. De exemplu, riscul suveran crescut poate diminua capacitatea guvernului de a susține băncile, în timp ce crizele bancare pot conduce la intervenții guvernamentale costisitoare, tensionând și mai mult finanțele publice. Cel de-al treilea canal, cel macroeconomic, urmărește modul în care creșterea riscului suveran poate avea efecte de contracție asupra activității economice, care afectează astfel sistemul bancar. De exemplu, consolidarea fiscală necesară în timpul crizei suverane poate scădea activitatea economică, sporind neplata creditelor și reducând cererea de credit. În mod similar, crizele bancare pot afecta transmiterea politicii monetare și activitatea economică.

Affinito, Albareto și Santioni [2022](#) au evidențiat că băncile manifestă o preferință pentru titlurile de stat având ca principal motiv nevoia de a-și îmbunătăți situația financiară afectată de criză. Astfel, impactul asupra stabilității financiare ar fi pozitiv dacă băncile și-ar ameliora situația bilanțieră prin achiziția de titluri de stat, contribuind la o mai ușoară absorbție a șocurilor destabilizatoare, și negativ în situația inversă. Studiul, însă, mai aduce în atenție și alți potențiali factori determinanți ai achizițiilor de titluri de stat, ca de exemplu: investiția în instrumente lichide din rațiuni de prudență, titlurile de stat putând fi apoi folosite și drept colateral în operațiuni de refinanțare; îmbunătățirea profitabilității bancare (deja afectată de criză) pe fondul randamentelor crescute ale titlurilor de stat; creșterea creditelor neperformante poate stimula achiziția de titluri de stat; respectarea cerințelor de adecvare a capitalului, mai ușor de îndeplinit cu titluri de stat care sunt categorisite ca fiind „fără risc”; exploatarea diferențialului dintre randamentul ridicat al titlurilor de stat și injecția de lichiditate la costuri reduse din eurosistem. Affinito, Albareto și Santioni au confirmat că achizițiile de titluri de stat sunt influențate de condițiile bilanțiere ale băncilor, predominând achizițiile din partea băncilor care au probleme bilanțiere (băncile care cumpără cel mai mult obligațiuni suverane sunt cele care au cele mai mari probleme). Astfel, achiziția de datorie suverană este o alegere rațională, atractivă pentru bănci, nu rezultatul unui impuls extern, susținând lichiditatea și profitabilitatea acestora, precum și îndeplinirea cerințelor de adecvare a capitalului, și compensând înrăutățirea portofoliului de credite acordate în condiții de criză. Rezultatele oferă însă puțin suport pentru cea de a patra ipoteză referitoare la exploatarea lichidității cu costuri reduse, oferită de BCE, pentru cumpărarea de titluri de stat cu randamente înalte. Astfel, contribuția acestui factor pare să fie mult mai redusă față de ceilalți factori bilanțieri analizați.

Fratianni și Marchionne [2017](#) au arătat că băncile și-au redimensionat și realocat activele ca răspuns la criza financiară și la cea a datoriei suverane, concentrându-se pe trei aspecte ale mecanismului de realocare: substituția între titluri de valoare și credite, în special între titluri de stat și credite acordate sectorului privat (scopul fiind reducerea riscurilor, de-risking); impactul activelor totale asupra ponderii creditelor și titlurilor de valoare (scopul fiind reducerea îndatorării, de-leveraging); sensibilitatea deciziilor băncilor la variabile care prezintă interes pentru autoritățile de reglementare și supraveghere (evidențierea persuasiunii morale a băncilor). Ei au evidențiat manifestarea unui efect de substituție generală de la împrumuturi directe către emisiunea de titluri de stat, împreună cu un proces de de-leveraging la nivel mondial și în țările din nordul UE, în timp ce țările din sudul UE au majorat deținerea de titluri de stat în detrimentul



creditelor acordate sectorului privat. De asemenea, au mai arătat că băncile s-au dovedit sensibile la variabilele de interes pentru autoritățile de reglementare și supraveghere (guvernele cu datorii mari creează reguli și exercită presiuni morale asupra băncilor pentru a privilegia achiziționarea de titluri de stat în detrimentul creditului acordat sectorului privat). Rezultatele au mai indicat efecte puternice de substituție între credite și titluri de valoare, înlocuirea creditelor cu titlurile fiind de circa 5 ori mai puternică decât înlocuirea inversă. În esență, cele două strategii de de-risking și de-leveraging se potentează una pe alta. Totodată, ponderea datoriei publice în PIB a avut cel mai mare impact asupra realocării activelor (negativ asupra creditelor și pozitiv asupra titlurilor), sugerând „un pact de protecție reciprocă” între bănci și autorități și demonstrând că o criză financiară afectează creditul către sectorul privat.

Interesul pentru analiza ”cercului vicios” bănci-guvern a fost revitalizat ca urmare a pandemiei de COVID-19 și a consecințelor acesteia asupra unor țări precum Italia care înregistra deja un nivel ridicat al datoriei publice înainte de criza sanitară. Introducerea măsurilor de carantină a condus la creșterea procentului de credite neperformante în bilanțul băncilor, iar pachetul de măsuri fiscale fără precedent a generat presiuni suplimentare asupra datoriei publice și a diferențelor dintre ratele de dobândă. Datele recente arătau că în luna martie a anului 2021, câteva dintre băncile din statele membre ale zonei euro dețineau aproximativ 15% din instrumentele de datorie emise de guvernele acestora (Capponi, Corell și Stiglitz 2022).

## **3.2 Modelarea curbei de dobândă. Cazul României**

Studiul curbei randamentelor reprezintă un subiect de importanță și interes atât pentru mediul academic, cât și pentru investitori și factori de decizie. La nivel macroeconomic, s-a demonstrat că această curbă are capacitatea de a oferi semnale cu privire la evoluția economică, iar monitorizarea acesteia poate da semnale cu privire la apariția unor perioade de contractie sau expansiune. Mai mult, din punct de vedere al politicii fiscale, asigurarea unei piețe a titlurilor de stat lichidă și stabilă poate duce la costuri de finanțare mai reduse pentru guvern. Totodată, prima la termen poate fi considerat un indicator pentru a observa dacă coordonarea dintre politica monetară (inclusiv componenta macroprudențială) și cea fiscală este eficientă.

Pentru România, având în vedere dezvoltarea relativ recentă a pieței titlurilor de stat, precum și a sistemului financiar ce nu a ajuns încă la nivelul celor din economiile avansate, literatura cu privire la aplicarea modelelor dinamice de modelare și estimare a structurii la termen a ratelor de dobândă este destul de limitată. De altfel, studiul literaturii a scos la iveală doar două articole ce pot fi considerate relevante în acest context.

Pe de-o parte, Alupoaei, Kubinschi și Altăr-Samuel 2017 și-au propus estimarea primei la termen a ratelor de dobândă printr-un cadru *Gaussian Dynamic Term Structure (GDTSM)*. Concluzia principală a studiului este că randamentele titlurilor de stat românești urmează în general dinamica de la nivel internațional, i.e. sunt mai degrabă determinate de factori externi decât de factori interni. Un alt punct de interes al articolului este estimarea cu privire la anticipările pe care structura la termen le poate da despre economie, în particular despre indicele producției industriale și evoluția viitoare a creditării totale. În acest sens, rezultatele arată faptul că ratele de dobândă suverane pot prognoza într-o oarecare măsură doar producția industrială (și, prin urmare, PIB-ul), dar nu și creditarea.

Pe de altă parte, Bodea și Radu 2017, au estimat prima de risc la termen printr-un model Gaussian de tip afin cu factori latenți. Rezultatele estimării modelului arată că diminuarea ran-

damentelor începând cu anul 2011 s-a datorat predominant scăderii așteptărilor privind evoluția ratei nominale a dobânzii pe termen scurt, pe fondul consolidării procesului de dezinflație și al reducerii ratei dobânzii de politică monetară. Pe termen mai lung, pentru maturitățile de zece ani, compresia primei de risc la termen a avut o contribuție relativ mai importantă, aceasta situându-se la aproximativ 300 de puncte de bază în 2011, pentru ca începând din a doua parte a anului 2014 și până la momentul elaborării studiului să oscileze în intervalul 100-200 de puncte de bază. Mai mult, ca și în studiul precedent, corelația cu piețele externe este observată ca fiind unul din principalii factori ai dinamicii titlurilor românești.

În literatură se mai pot identifica studii ce analizează piețe emergente din regiunea Centrală și Est Europeană, însă nu încorporează România în principal din cauza lipsei datelor. De exemplu, pentru trei state din CEE, respectiv Polonia, Cehia și Ungaria, Tuladhar, Hoffmaister și Roldos 2010 arată cu ajutorul unui model de tip Dynamic Nelson-Siegel (DNS), faptul că interacțiunea dintre variabilele macroeconomice și cele financiare este similară în cazul statelor analizate cu ale celor din economiile avansate. Pe de altă parte, șocul inflaționist în statele CEE nu este la fel de persistent datorită tendințelor puternice de convergență din aceste țări, acest fenomen fiind asociat cu o corelație mai puternică între nivelurile curbelor de randament, în timp ce pantele curbelor sunt mai mult determinate de factori idiosincracici.

În concluzie, studiul literaturii de specialitate relevă faptul că interacțiunea dintre riscul suveran și riscul bancar pentru economii emergente cum este cazul României este un subiect de cercetare insuficient investigat. În particular, se știe foarte puține lucruri (spre deloc) despre factorii ce determină dinamica curbei de dobândă (structurii la termen a ratelor de dobândă) a obligațiunilor suverane, despre modul în care aceasta (ca surogat pentru diferite dimensiuni temporale ale riscului suveran) interacționează cu riscul sistemului bancar local, precum și, crucial, despre consecințele economico-financiare ale acestor interacțiuni. În partea rămasă din această lucrare, ne propunem să dezvoltăm, să estimăm și să analizăm un model ce este capabil să ofere răspunsuri precise la asemenea întrebări și o viziune clară asupra acestor aspecte.



# Capitolul 4

## Metodologia de cercetare

În acest capitol vom prezenta cadrul metodologic și datele utilizate pentru investigarea temei de cercetare propuse. În particular, vom descrie etapele procesului de cercetare, metodele și tehnicile econometrice aplicate, precum și modalitățile de colectare, procesare și analiză a datelor. Capitolul este împărțit în două secțiuni, respectiv secțiunea 4.1 în care este prezentat modelul econometric folosit în analiză și secțiunea 4.2 în care sunt prezentate și discutate datele. Scopul acestui capitol este de a oferi o fundamentare științifică asupra abordării alese și de a asigura transparența procesului de cercetare, permițând replicarea studiului și validarea rezultatelor.

### 4.1 Cadru de modelare econometric

Pentru fundamentarea metodologiei econometrice am ținut cont de scopul analizei (de nevoia de a prognoza curba de dobândă a obligațiunilor de stat emise de Guvernul României) și de abordările standard folosite în literatura de specialitate pentru astfel de analize. Astfel, pentru evaluarea dinamicii curbei de dobândă din România ne-am bazat pe un model de tip Nelson-Siegel (NS), prin care curba este determinată de trei factori ce reprezintă primele trei componente principale ale vectorului de dobânzi, o matrice de proiecție și un parametru ce măsoară viteza de ajustare la media pe termen lung a dobânzilor. Pentru prognoză, modelul NS a fost completat de un model de tip vector autoregresiv (VAR), prin care am interacționat factorii NS cu alte variabile macroeconomice și financiare potențial explicative cu scopul de a genera predicții condiționate. Variabilele pot fi privite ca determinanți ai factorilor curbei de dobândă. Totuși, în modelul VAR variabilele sunt determinate la rândul lor de ele și de factorii curbei de dobândă. Astfel, cadrul econometric permite descompunerea curbei pe componentele sale principale (așa cum vom discuta, acestea pot fi privite ca aproximări ale diferitelor dimensiuni ale riscului suveran) și, mai ales, analiza interacțiunilor dintre acestea și diferite aspecte economice și financiare cum ar fi riscul bancar. În cele ce urmează, vom prezenta pe rând cele două componente ale cadrului metodologic.

### 4.1.1 Modelul Nelson-Siegel pentru extragerea factorilor curbei de dobândă

Modelul Nelson-Siegel static (Nelson și Siegel 1987) este un model parametric utilizat în ultimele aproape patru decenii pentru a aproxima curba randamentelor la un anumit moment de timp. Acest model oferă o formulă simplă și flexibilă pentru a reprezenta forma curbei randamentelor pe baza a trei componente fundamentale: nivelul, panta și curbura acesteia. Modelul Nelson-Siegel static este reprezentat matematic ca:

$$y(\tau) = \phi_1 + \phi_2 \frac{1 - e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} + \phi_3 \left( \frac{1 - e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} - e^{-\lambda\tau} \right) + \epsilon(\tau) \quad (4.1)$$

unde:

- $y(\tau)$  reprezintă randamentul la maturitate a unui titlu de stat emis pentru o scadență  $\tau$ ,
- $\phi_1$ ,  $\phi_2$ , și  $\phi_3$  sunt cei trei factori care determină forma curbei randamentelor, iar
- $\lambda$  este un parametru care controlează viteza de ajustare la medie.

Factorul  $\phi_1$  reprezintă nivelul pe termen lung al curbei randamentelor sau rata de dobândă pe termen scurt, fiind un factor care afectează toată curba de dobândă (indiferent de maturitate). Cum randamentul și riscul sunt strâns corelate,  $\phi_1$  poate fi asociat cu riscul suveran pe termen scurt. Factorul  $\phi_2$  reprezintă panta curbei randamentelor, respectiv diferența dintre randamentele pe termen lung și cele pe termen scurt (sau, altfel spus, *spreadul de maturitate* al obligațiunilor emise). Astfel,  $\phi_2$  poate fi asociat cu riscul suveran pe termen lung. Factorul  $\phi_3$  descrie curbura curbei randamentelor, respectiv arată dacă și cât de mult aceasta este convexă sau concavă.<sup>1</sup> Altfel spus,  $\phi_3$  arată nivelul randamentelor la maturitate ale obligațiunilor din mijlocul curbei față de cele din extreme și, astfel, poate fi asociat cu riscul suveran pe termen mediu. Coeficienții atașați factorilor sunt construiți în așa fel încât factorii rezultați să fie ortogonali (i.e. independenți unul câte unul).

Modelul Nelson-Siegel static este foarte popular în practică datorită capacității sale de a oferi o descriere simplificată dar realistă a curbei de dobândă. Totuși, modelul static propus inițial de către Nelson și Siegel 1987 presupune că parametrii care definesc curba sunt invariabili și, astfel, nu țin cont de o posibilă modificare a acestora în timp, i.e. de dinamica pieței obligațiunilor. Pentru a suplini această limitare, literatura de specialitate a migrat treptat spre modele de tip Nelson-Siegel dinamice (DNS), care permit modelarea variațiilor temporale ale curbei randamentelor, reflectând astfel mai bine comportamentul pieței financiare și ajutând la obținerea unor prognoze mai precise. Modelul DNS a fost propus inițial de către Diebold și Li 2006, având formularea matematică:

$$y_t(\tau) = \phi_{1t} + \phi_{2t} \frac{1 - e^{-\lambda_t\tau}}{\lambda_t\tau} + \phi_{3t} \left( \frac{1 - e^{-\lambda_t\tau}}{\lambda_t\tau} - e^{-\lambda_t\tau} \right) + \epsilon_t(\tau) \quad (4.2)$$

unde:

1. Curba de dobândă este o dreaptă dacă  $\phi_3 = 0$ , este concavă dacă  $\phi_3 < 0$  și este convexă dacă  $\phi_3 > 0$ . O curbă concavă denotă faptul că randamentele cresc mai repede la maturitățile scurte și mai lent la maturitățile lungi. O curbă convexă denotă fix opusul, respectiv că maturitățile cresc mai lent la maturitățile scurte și mai rapid la maturitățile lungi.

- $y_t(\tau)$  este randamentul la maturitate aferent scadenței de  $\tau$  ani la momentul  $t$ ,
- $\phi_{1t}$ ,  $\phi_{2t}$ , și  $\phi_{3t}$  sunt factorii (dinamici) care descriu structura curbei randamentelor și
- $\lambda_t$  este parametrul care controlează viteza de ajustare la medie.

Dacă în modelul static parametrii sunt invariabili și curba randamentelor este determinată la un singur moment de timp, în modelul dinamic parametrii  $\phi_1(t)$ ,  $\phi_2(t)$ ,  $\phi_3(t)$ , și  $\lambda_t$  sunt considerați a fi funcții de timp și evoluează pe măsură ce condițiile economice și financiare din piață se modifică. De remarcat că interpretarea factorilor nu se schimbă în acest model extins.

În această lucrare am folosit o variație a modelului DNS dinamic prezentat mai sus, respectiv un model SRB3 propus de către Nyholm 2018 în care factorii sunt *rotați*. Acesta poate fi reprezentat matematic în notație matriceală ca:

$$y_t(\tau) = HA^{-1}\gamma_t + \epsilon_t(\tau) \quad (4.3)$$

unde:

- $H = \begin{bmatrix} 1 & \frac{1-e^{-\lambda_t\tau}}{\lambda_t\tau} & \frac{1-e^{-\lambda_t\tau}}{\lambda_t\tau} - e^{-\lambda_t\tau} \end{bmatrix}$  reprezintă vectorul de coeficienți aferenți celor 3 factori din modelul DNS standard,
- $A$  reprezintă o matrice  $3 \times 3$  de rotație a factorilor, iar
- $\gamma_t = A\phi_t$  reprezintă vectorul de factori rotați la momentul de timp  $t$ .

Idea unui model *DNS rotat* este să schimbe definiția (și interpretarea) factorilor într-un mod natural și ce este ușor de înțeles de către utilizatori, fără a afecta performanța statistică a modelului. De exemplu, Nyholm 2018 folosește o matrice de rotație care transformă factorii DNS (Nivel, -Pantă, Curbură) în factorii SRB3 (RataTS, Spread, Curbură). Cu alte cuvinte, acesta redefineste primul factor astfel încât să corespundă cu *rata de dobândă pe termen scurt (RataTS)*, deoarece aceasta reflectă mai bine poziția politicii monetare și evită caracteristicile instituționale specifice piețelor financiare care pot influența restul ratelor observate. De asemenea, schimbă semnul celui de-al doilea factor și îl ajustează ușor astfel încât să îi ofere interpretarea mai naturală de *spread de dobândă (Spread)*, i.e. diferență dintre rata pe termen lung și cea de pe termen scurt. Celui de-al treilea factor nu i se schimbă interpretarea, deși acesta este ajustat (rotat) ușor față de modelul de bază. De remarcat faptul că rotația factorilor face ca aceștia să își piardă proprietatea de ortogonalitate (independență) și să devină corelați și potențial temporal dependenți.

În această lucrare am estimat modelul SRB3 definit mai sus prin algoritmul în șapte pași descris de către Nyholm 2019 la pagina 106-107, respectiv cu ajutorul pachetului de cod *matlab* pus la dispoziție chiar de către autorul Ken Nyholm pe pagina sa personală de Github.

## 4.1.2 Modelarea dinamicii factorilor

Modelul VAR (Vector Autoregressive) pentru factorii Nelson-Siegel extinde modelul Nelson-Siegel dinamic prin modelarea autoregresivă a factorilor curbei de randamente, pe care îi vom renota ca  $F1_t := \gamma_{1t}$ ,  $F2_t := \gamma_{2t}$  și  $F3_t := \gamma_{3t}$ . Acest model aduce două avantaje esențiale pentru analiză. Pe de-o parte, permite analizarea dinamicii comune și a interdependențelor dintre

factori, oferind un instrument capabil să prognozeze structura la termen a ratelor de dobândă. Pe de altă parte, permite incorporarea în analiză a unor potențiale variabile explicative pentru factorii DNS (și, mai departe, pentru curba de dobândă), asigurând astfel identificarea unor canale economico-financiare care conduc la modificarea curbei și îmbunătățirea capabilităților de prognoză a modelului. În particular pentru studiul nostru, permite analiza interacțiunilor dintre factorii DNS, care aproximează riscul suveran, și variabile financiare care sunt legate de riscul sistemului bancar național.

### **Modelul VAR standard**

Un model VAR standard de ordin  $p \geq 1$  modelează fiecare variabilă endogenă ca o combinație liniară a valorilor anterioare ale tuturor variabilelor endogene din sistem, până la un anumit număr de laguri  $p$ . Acesta este descris matematic de relația:

$$X_t = c + \sum_{k=1}^p \beta_k X_{t-k} + u_t \quad (4.4)$$

unde:

- $X_t$  este un vector  $k \times 1$  de variabile endogene la momentul de timp  $t$ ,
- $c$  este un vector  $k \times 1$  de constante,
- $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p$  sunt matrici de coeficienți  $k \times k$  pentru fiecare lag de la 1 la  $p$ , iar
- $u_t$  este un vector  $k \times 1$  de erori, presupuse a fi independente, de medie zero și varianță constantă.

Prin adăugarea la un model DNS, modelul VAR permite studierea interdependențelor temporale dintre cei  $k = 3$  factorii de nivel, pantă și curbură. Estimarea parametrilor modelului VAR pentru factorii DNS poate fi realizată utilizând metoda celor mai mici pătrate (OLS) sau metoda verosimilității maxime. Parametrii de interes sunt vectorul de constante  $c$  și matricile de coeficienți  $\beta_k$ ,  $1 \leq k \leq p$ , care descriu efectele lagurilor asupra dinamicii fiecărui factor. Pentru un model VAR( $p$ ) avem nevoie să estimăm  $p \times k^2 + k = p \times 12$  parametrii. Dacă alegem  $p = 1$ , așa cum vom face în continuare, atunci avem de estimat  $k^2 + k = 12$  parametrii.

### **Ajustarea modelului VAR pentru reducerea dimensionalității**

Așa cum vom detalia în secțiunea 4.2, analiza noastră va integra 14 variabile (endogene) de natură macroeconomică și financiară potențial explicative pentru cei trei factori SRB3, generând astfel un total de 17 variabile și 306 parametri de estimat în modelul VAR(1). Din cauza limitărilor existente, numărul de observații temporale disponibile pentru estimare este de doar 127, astfel că suntem în situația unui model supradimensionat (engl. *high-dimensional*) ce nu poate fi estimat prin metode clasice. Din acest motiv, pentru această analiză vom folosi un estimator de tip Lasso VAR similar cu cel propus de către Gabauer et al. 2024 pentru modele VAR.

Regresia Lasso (Least Absolute Shrinkage and Selection Operator) este o metodă de regresie liniară *regularizată*, utilizată pentru a controla complexitatea modelului prin penalizarea valorii

absolute a coeficienților din regresie. Aceasta este utilă în special în situațiile în care avem un număr mare de predictorii și dorim să selectăm doar un subset dintre aceștia, așa cum este și cazul nostru. În regresia Lasso, obiectivul este de a minimiza suma pătratelor erorilor (similar cu OLS), la care se adaugă o penalizare proporțională cu valoarea absolută a coeficienților. Mai precis, funcția obiectiv este:

$$\hat{\beta} = \arg \min_{\beta} \left( \sum_{i=1}^n (y_i - X_i \beta)^2 + \theta \sum_{j=1}^p |\beta_j| \right) \quad (4.5)$$

unde:

- $y_i$  este valoarea observată a variabilei dependente pentru observația  $i$ ,
- $X_i$  este vectorul de predictorii  $i$ ,
- $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p)$  este vectorul coeficienților de regresie, iar
- $\theta \geq 0$  este un *parametru de regularizare* care controlează intensitatea penalizării.

Dacă  $\theta = 0$ , modelul Lasso se reduce la o regresie liniară clasică (de tip OLS), fără penalizare. Cu cât  $\theta$  este mare, penalizarea devine mai puternică, iar mulți dintre coeficienții  $\beta_j$  vor fi forțați către zero, rezultând un model mai simplu și cu mai puțini predictorii. Alegerea lui  $\theta$  este crucială și poate fi realizată optim folosind metode precum validarea încrucișată (engl. *cross-validation*), care evaluează performanța modelului pentru diferite valori ale penalizării. În cazul de față, am selectat  $\theta$  din 100 de valori posibile prin metoda validării încrucișate pe 10 intervale (engl. *10-fold cross-validation*), folosind ca și criteriu de performanță statistică cea mai mică eroare pătratică medie (MSE) al modelelor estimate.

Deoarece penalizarea Lasso forțează anumiți coeficienți să devină zero, aceasta poate elimina variabile neimportante (cu cea mai mică putere explicativă) din model, facilitând selectarea unui subset de predictorii relevanți. Penalizarea aplicată coeficienților reduce variabilitatea estimărilor și previne supraestimarea modelului (engl. *overfitting*). Totuși, de remarcat faptul că estimatorul Lasso este deplasat (engl. *biased*) datorită penalizării incluse în funcția obiectiv. Chiar și așa, deplasarea poate reduce eroarea medie pătratică în comparație cu regresia clasică atunci când variabilele explicative sunt (puternic) corelate, așa cum este cazul factorilor din modelul SRB3 (dintr-un model DNS rotat).

Mai remarcăm faptul că ideea de "*variabilă (ne)importantă*" se măsoară matematic prin nivelul absolut al covarianței dintre variabila explicativă și cea explicată. Cum covarianța este o măsură ce depinde de scalarea variabilelor, înseamnă că această scalare va afecta rezultatele regresiei Lasso. Dacă variabilele ce au o putere explicativă redusă au tendința să fie măsurate în valori "mari" (de exemplu, cele exprimate în unități monetare), atunci există pericolul să le selectăm pe acestea în detrimentul unor variabile relevante economic dar măsurate în valori "mici" (de exemplu, cele exprimate în procente sau puncte procentuale). Din acest motiv, înainte de a fi introduse în regresia Lasso, variabilele trebuie rescalate pentru a fi exprimate în unități de măsură comparabile. Pentru această analiză am rescalat variabilele folosind metoda standardizării, respectiv: pentru fiecare variabilă din model am scăzut media empirică și am împărțit apoi cu deviația standard empirică. Modelul Lasso VAR(1) rezultat pentru analiza și prognoza factorilor SRB3, precum și pentru analiza interacțiunii dintre aceștia și riscul bancar, este:

$$z_t = \beta z_{t-1} + u_t \quad (4.6)$$

$$\hat{\beta} = \arg \min_{\beta} \left( \sum_{t \geq 1} (z_t - \beta z_{t-1})^2 + \theta \|\beta\|_1 \right)$$

unde  $z_t = \frac{x_t - \hat{\mu}_i}{\hat{\sigma}_i}$  reprezintă vectorul de observații diferențiate și standardizate la momentul de timp  $t$ ,  $x_t = X_t - X_{t-1}$  reprezintă vectorul de observații diferențiate, iar  $\|\beta\|_1$  reprezintă norma  $L_1$  a vectorului de coeficienți  $\beta$ , adică suma absolută a elementelor acestuia:  $\|\beta\|_1 = \sum_{j=1}^p |\beta_j|$ . Remarcăm faptul că nu avem o constantă în modelul final (aceasta a fost eliminată) deoarece variabilele standardizate au toate media nulă.

## Inferența statistică pentru modelul Lasso VAR

Inferența statistică în regresiiile Lasso, la fel ca și estimarea, nu se poate face prin metode standard din cauza formei de penalizare a coeficienților (prin norma  $L_1$ ), care face ca funcția obiectiv să nu fie diferențiabilă pe tot intervalul de definiție. Astfel, pentru a estima erorile standard și, mai general, matricea de covarianță a coeficienților Lasso estimați, vom apelat la metoda *bootstrap* propusă de către Chatterjee și Lahiri 2011. Autorii sugerează parcurgerea următoarelor etape:

Pas 1 Se definește un număr de simulări  $S$ .

Pas 2 Pentru fiecare simulare, se construiește un pseudo eșantion de date (eșantion de bootstrap)  $Z^*$  de aceeași dimensiune cu cel original prin adăugarea la valorile estimate ale variabilei dependente (engl. *fitted values*) a unui set de erori extrase la întâmplare (cu înlocuire) din setul de reziduuri ale modelului.

Pas 3 Se reestimează regresia Lasso pe eșantionul de bootstrap și se obțin pseudo estimațiile  $\hat{\beta}^*$  prin rezolvarea problemei:

$$\hat{\beta}^* = \arg \min_{\beta} \left( \sum_{t \geq 1} (z_t^* - \beta z_{t-1}^*)^2 + \theta^* \|\beta\|_1 \right)$$

unde  $\theta^*$  este parametrul de penalizare specific pseudo eșantionului folosit.

Pas 4 După efectuarea tuturor simulărilor, se estimează matricea de covarianță a estimatorului Lasso prin covarianța empirică  $\hat{\Omega}$  a tuturor pseudo estimațiilor obținute.

Pentru această estimare am folosit un număr de  $S = 1000$  de simulări bootstrap și am estimat modelul Lasso VAR în mod identic cu estimarea inițială, respectiv prin selectarea parametrilor  $\theta^*$  din 100 de valori posibile prin metoda validării încrucișate pe 10 intervale, folosind ca și criteriu de performanță statistică MSE.

Chatterjee și Lahiri 2011 arată că estimatorul de covarianță  $\hat{\Omega}$  astfel construit este nedeplasat și poate fi folosit în inferența statistică. În particular, estimările obținute prin metoda bootstrap pot fi folosite pentru a testa statistic coeficienții estimați și a construi intervale de încredere pentru aceștia. Intervalele de încredere se pot construi fie prin percentila empirică a distribuției bootstrap a coeficienților estimați, fie prin metode bootstrap-t, i.e. utilizând abaterea standard a coeficienților  $\hat{\sigma} = \text{Diag}(\hat{\Omega}^{1/2})$ , unde *Diag* reprezintă elementele de pe diagonala principală a matricei.

## 4.2 Date

### 4.2.1 Randamentele la maturitate ale titlurilor de stat

Datele primare utilizate în acest studiu sunt reprezentate de randamentele la maturitate ale titlurilor de stat emise de către Guvernul României prin Ministerul de Finanțe. Mai precis, am folosit rata anualizată de rentabilitate pe care un investitor o obține dacă cumpără și păstrează un titlu de stat până la scadență. Pentru stat, această rată reflectă costul de finanțare, fiind strâns legată de percepția pieței asupra riscului suveran.

Eșantionul de date cuprinde randamentele la maturitate exprimate în puncte procentuale pentru 9 maturități diferite, respectiv de 6, 12, 24, 36, 48, 60, 84, 120 și 180 luni. Astfel, datele includ titluri de stat pe termen scurt (ex. 0-3 ani), mediu (ex. 5-7 ani) și lung (ex. 10 ani și peste). Eșantionul a fost colectat de pe platforma Bloomberg (disponibilă la Biblioteca ASE în sala *Periodice*), care agregă și actualizează informațiile din piețele financiare primare și secundare. Datele au fost colectate la frecvență zilnică dar au fost agregate lunar folosind media lunară a randamentelor, medie calculată pe fiecare clasă de maturitate. Disponibilitatea limitată a datelor pentru anumite perioade sau clase de titluri face ca eșantionul să cuprindă date începând din ianuarie 2014 până în iulie 2024, având un total de 127 de observații lunare pentru fiecare scadență, i.e. 1143 de observații în total.

Tabela 4.1: Statistici descriptive ale randamentelor titlurilor de stat

Scadență	Medie	DevStd	Min	Max	Mediană	Q25	Q75	Skewness	Kurtosis
6M	2.8684	2.0445	0.3864	7.6057	2.5450	1.3436	3.1205	0.8421	2.5604
12M	3.0338	1.9855	0.5339	8.4414	2.8347	1.4674	3.6380	0.8898	2.8797
24M	3.4641	2.0550	0.8269	8.7694	3.2261	1.8755	4.3467	0.7815	2.7383
36M	3.7719	1.9693	1.3389	8.9966	3.4524	2.0686	4.5174	0.8363	2.7660
48M	4.0269	1.8454	1.8229	9.0134	3.6700	2.4292	4.6911	0.8990	2.8472
60M	4.2206	1.7851	2.1183	9.0105	3.8205	2.6682	4.8838	0.8990	2.7930
84M	4.5181	1.6644	2.5099	9.0150	4.1187	3.1823	5.1399	0.9361	2.8639
120M	4.8062	1.5348	2.8543	9.0293	4.3782	3.6581	5.3903	0.9726	2.9948
180M	5.1619	1.5107	3.0887	9.2450	4.6501	4.1261	5.6214	1.2167	3.7072

Randamentele la maturitate la titlurile de stat reprezintă un indicator-cheie pentru analiza economică și financiară, fiind utilizate pentru: (i) estimarea curbei randamentelor, care reflectă așteptările pieței privind inflația și creșterea economică, (ii) evaluarea riscului asociat datoriiilor publice pe diferite maturități (scurt, mediu și lung) și (iii) analiza impactului politicilor monetare și fiscale asupra piețelor financiare. Tabelul 4.1 raportează statisticile descriptive ale datelor, separat pe fiecare maturitate. Observăm că, în medie în perioada analizată, titlurile pe termen mai scurt sunt mai volatile decât titlurile pe termen mai lung. De asemenea, titlurile de stat emise de guvernul României au plătit un randament de 2,86% pentru o scadență de 6 luni, și prime de maturitate monoton crescătoare de la 0,17% pentru o scadență de 12 luni (1 an) până la 2,29% pentru o scadență de 180 luni (15 ani). Totuși, graficul 4.1, care afișează evoluția temporală a curbei de dobândă în perioada analizată, arată că dobânda pe termen scurt și spreadurile au variat semnificativ în timp. De exemplu, se observă o perioadă de stabilitate între 2015 și 2018 caracterizată prin dobânzi mici și spreaduri mari, în timp ce perioada recentă 2022-2024 a fost caracterizată mai degrabă de dobânzi mari și spreaduri mici.

Tabelul 4.2 raportează matricea de corelație a dobânzilor pe cele 9 maturități, arătând faptul



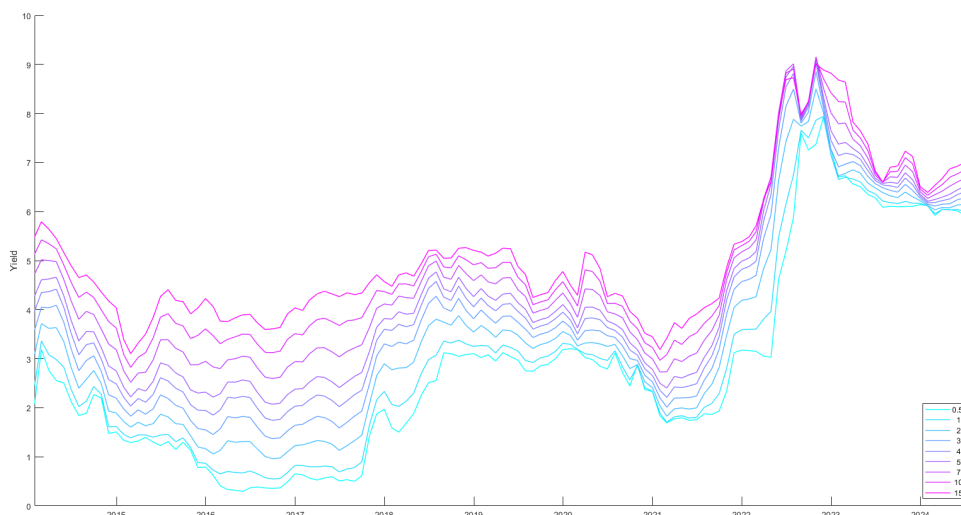


Figura 4.1: Curba randamentelor titlurilor de stat ale Ro în perioada 2014-2024

Tabela 4.2: Matricea de corelație a randamentelor titlurilor de stat

	6M	12M	24M	36M	48M	60M	84M	120M	180M
6M	1	0.9787	0.9731	0.9685	0.9611	0.9533	0.9424	0.9291	0.9192
12M	0.9787	1	0.9452	0.9427	0.9353	0.9284	0.9165	0.9020	0.8977
24M	0.9731	0.9452	1	0.9970	0.9914	0.9856	0.9752	0.9636	0.9486
36M	0.9685	0.9427	0.9970	1	0.9965	0.9927	0.9847	0.9725	0.9574
48M	0.9611	0.9353	0.9914	0.9965	1	0.9984	0.9931	0.9845	0.9696
60M	0.9533	0.9284	0.9856	0.9927	0.9984	1	0.9966	0.9900	0.9738
84M	0.9424	0.9165	0.9752	0.9847	0.9931	0.9966	1	0.9958	0.9793
120M	0.9291	0.9020	0.9636	0.9725	0.9845	0.9900	0.9958	1	0.9843
180M	0.9192	0.8977	0.9486	0.9574	0.9696	0.9738	0.9793	0.9843	1

că evoluția lor este foarte corelată în timp. Acest aspect este de așteptat și constituie motivația principală pentru care analiza curbei de dobândă se face folosind modele factoriale de tip Nelson-Siegel, care comprimă informația din durată în doar trei factori reprezentativi: de nivel, de pantă și de curbura.

#### 4.2.2 Potențiali determinanți macroeconomici și financiari ai curbei de dobândă

Teoria economică și studiile empirice anterioare au relevat faptul că ratele de dobândă la titlurile de stat sunt strâns legate de riscul suveran și de condițiile de lichiditate și volatilitate de pe piețele financiare. Ținând cont de aceste aspecte, la modelarea și prognoza curbei de dobândă prin modelul Lasso VAR definit în capitolul 4.1 am decis să includem mai multe variabile potențial determinante de natură macroeconomică și financiară. Unele dintre acestea au fost considerate în studiile anterioare efectuate pe alte țări, în timp ce unele sunt incluse aici pentru prima dată.

Lista variabilelor considerate este dată în tabelul 4.3, în timp ce în tabelul A.1 din anexă oferă



Tabela 4.3: Lista variabilelor folosite pentru explicarea ratelor de dobândă

Cod	Denumire indicator	U.M
HICP	Rata inflației	% pe an
IPI	Indicele producției industriale	puncte
TCSR	Total credit sector real	mii lei
SB	Sold bugetar	% din PIB
SCR	Sold cont curent	mil. euro
SCP	Sold cont capital	mil. euro
SOP	Sold din operațiunile de piață	mil. lei
DPM	Rata de dobândă de politică monetară	% pe an
S3M	Spread ROBOR3M - DPM	puncte procentuale
BTCR	Bid-to-cover ratio	%
MNTS	Valorile medii ponderate ale scadențelor rămase ale titlurilor de stat pe piața internă	ani
DII	Dețineri investitori internaționali	% din valoarea emisiunilor
VOLB	Indicele de volatilitate al bancilor listate la BVB	% pe an
VIX	VIX	% pe an

detalii suplimentare cu privire la definițiile precise și sursele de date de unde au fost colectate. În cele ce urmează vom motiva pe scurt alegerea fiecărei variabile în model prin discutarea relevanței economice în contextul curbei de dobândă. De notat că rezultatele empirice raportate în capitolul 5.1 au confirmat cele mai multe dintre aceste raționamente.

- **Rata inflației** este un indicator economic care măsoară creșterea procentuală a nivelului general al prețurilor bunurilor și serviciilor dintr-o economie, într-o perioadă de timp de un an. Aceasta reflectă scăderea puterii de cumpărare a monedei naționale, respectiv cât de mult se diminuează valoarea banilor în timp. Teoria economică și rezultatele studiilor empirice anterioare au confirmat o legătură foarte strânsă între rata inflației și nivelul dobânzilor din economie, ceea ce face obligatorie includerea acestei variabile în analiză.
- **Indicele Producției Industriale** este un indicator economic care măsoară evoluția volumului fizic al producției din sectorul industrial într-o perioadă de referință. Acesta reflectă schimbările în activitatea economică din industrie și este utilizat pentru a evalua performanța acestui sector în ansamblu. Mai general, acest indicator aproximează evoluția produsului intern brut, fiind disponibil la o frecvență lunară (PIB este disponibil doar la o frecvență trimestrială). Din nou, teoria economică și rezultatele studiilor empirice anterioare au confirmat o legătură foarte strânsă între nivelul dobânzilor și evoluția PIB, ceea ce face necesară incorporarea acestei variabile în analiză.
- **Totalul creditelor bancare în sectorul real** reprezintă suma împrumuturilor acordate de instituțiile financiare (bănci comerciale, cooperative de credit etc.) către entitățile economice care activează în economia reală. Sectorul real include întreprinderile, gospodăriile și alte organizații care produc bunuri și servicii, excluzând sectorul financiar. Cum nivelul creditului este legat de situația economică și ratele de dobândă, această variabilă este necesar a fi inclusă în analiză.
- **Soldul bugetar** reprezintă diferența dintre veniturile totale și cheltuielile totale ale bugetului de stat într-o perioadă de un an fiscal. Acesta este un indicator important pentru sănătatea financiară a unui stat, reflectând dacă guvernul cheltuiește mai mult decât încasează sau invers. În sensul analizei noastre, soldul bugetar este unul dintre indicatorii care aproximează riscul suveran, de care curba de dobândă suverană trebuie să depindă.
- **Soldul contului curent** este un indicator economic care măsoară diferența dintre încasările și plățile efectuate de o țară în relațiile sale internaționale pe o perioadă dată (de obicei un

an). Acesta reflectă fluxurile de bunuri, servicii, venituri și transferuri între o țară și restul lumii. Un sold al contului curent pozitiv indică un excedent, în timp ce un sold negativ semnifică un deficit.

- **Soldul contului de capital** măsoară fluxurile financiare legate de transferurile de capital între o țară și restul lumii. Aceste transferuri includ investiții în active fixe, transferuri de capital (cum ar fi ajutoare financiare sau reparații de datorii) și alte mișcări de capital care nu sunt reflectate în contul curent sau în contul financiar. Din nou, soldurile balanței de plăți (contul curent și contul de capital) sunt strâns legate de riscul suveran și, deci, pot determina variații ale curbei de dobândă.
- **Soldul operațiunilor de piață** măsoară efectul net al intervențiilor băncii centrale pe piața deschisă pentru a reglementa lichiditatea și cantitatea de monedă dintr-o economie. Aceste operațiuni implică cumpărarea și vânzarea de titluri de stat sau alte instrumente financiare pentru a influența ratele dobânzilor pe termen scurt și pentru a asigura stabilitatea piețelor financiare. Cum lichiditatea de pe piața monetară influențează oferta de monedă din economie, inclusiv cererea pentru investiții de tipul titlurilor de stat, soldul operațiunilor de piață poate influența variația curbei de dobândă.
- **Rata de dobândă de politică monetară** este rata de dobândă stabilită de către banca centrală a unei țări (de exemplu, Banca Națională a României, Banca Centrală Europeană sau Federal Reserve) pentru împrumuturile acordate băncilor comerciale și alte instituții financiare pe termen scurt. Aceasta este unul dintre principalele instrumente prin care băncile centrale controlează politica monetară și influențează condițiile economice, precum inflația, creșterea economică și stabilitatea financiară. Cum curba analizată în această lucrare este *de dobândă*, evident, această variabilă nu poate lipsi din analiză.
- **ROBOR la 3 luni** (Romanian Interbank Offer Rate pentru 3 luni) este un indice de referință utilizat pe piața interbancară din România, care reprezintă rata medie a dobânzii la care băncile comerciale se împrumută între ele pe o perioadă de 3 luni. Acest indice este calculat zilnic de Banca Națională a României (BNR) pe baza tranzacțiilor efectuate pe piața interbancară. **Spread-ul dintre ROBOR la 3 luni și data de dobândă de politică monetară** reflectă așteptările pieței interbancare cu privire la condițiile economice (inflație și evoluție a PIB-ului) precum și condițiile de lichiditate din piața interbancară. Variațiile în așteptările economice și în lichiditatea bancară influențează comportamentul investițional al băncilor (și a celorlalți agenți din economie), astfel că și deciziile de incorporare a titlurilor de stat în portofoliu pot deinde de acestea și, astfel, pot interacționa cu spread-ul dintre ROBOR și dobânda cheie.
- **Bid-to-Cover Ratio** este un indicator folosit pentru a măsura cererea și succesul unui proces de licitație pentru titluri de stat sau alte instrumente emise în piețele financiare. Acesta reprezintă raportul dintre valoarea totală a ofertelor plasate (bid-uri) și valoarea totală a titlurilor disponibile pentru vânzare (oferta efectivă). Un raport mai mare indică un interes mai ridicat din partea investitorilor și, prin urmare, o cerere mai mare pentru instrumentele emise. Evident, variații în cererea pentru titlurile de stat pot influența prețul acestora și, astfel, curba de dobândă.
- **Valorile medii ponderate ale scadențelor rămase ale titlurilor de stat** reprezintă o măsură a duratei medii, în termeni de timp rămas până la scadență, a titlurilor de stat aflate în circulație. Acesta este un indicator important în gestionarea datoriei publice,

deoarece reflectă structura temporală a obligațiunilor guvernamentale și riscurile asociate cu aceasta, cum ar fi sensibilitatea la modificările ratei dobânzii. Cum schimbări în structura finanțării deficitelor bugetare pot fi asociate cu schimbări ale riscului suveran, acest indicator poate ajuta la explicarea variațiilor observate ale curbei de dobândă.

- **Deținerile investitorilor internaționali** se referă la procentul sau valoarea totală a activelor financiare (cum ar fi titlurile de stat, acțiunile sau obligațiunile) ale unei țări deținute de investitori străini. Acestea includ atât investitori instituționali (fonduri de pensii, fonduri de investiții, bănci internaționale etc.), cât și investitori individuali care cumpără active financiare din alte țări. Teoria economică și rezultatele studiilor empirice anterioare au arătat faptul că investitorii internaționali sunt foarte interesați de riscul suveran atunci când iau decizii de a investi într-o economie, inclusiv în titluri de stat emise de guvern. Astfel, acest indicator poate releva schimbări în așteptările investitorilor internaționali (potențial mai sofisticată decât cei locali) cu privire la riscul suveran și, deci, cu privire la evoluția curbei de dobândă.
- **VIX** este un indice care măsoară volatilitatea implicită a pieței financiare pe termen scurt, în special pe piața de acțiuni din Statele Unite. Acesta este calculat pe baza prețurilor opțiunilor pentru indicele S&P 500 și reflectă așteptările investitorilor cu privire la fluctuațiile pieței într-o perioadă de 30 de zile. VIX este adesea denumit "indicele fricii", deoarece tinde să crească atunci când există incertitudine sau panică pe piețele financiare. Acest indicator a fost inclus în analiza de față datorită studiilor anterioare (Alupoaei, Kubinschi și Altăr-Samuel 2017 și Bodea și Radu 2017) care au relevat faptul că piața obligațiunilor suverane din România este legată substanțial de piețele financiare internaționale.
- **Indicele de volatilitate al bancilor listate la BVB** este un indice similar VIX, dar construit de noi pentru a urmări volatilitatea acțiunilor bancare de pe piața locală. Modul de construcție a indicatorului este detaliat în secțiunea 4.2.3. Cum băncile comerciale constituie o categorie foarte importantă de investitori în titluri de stat, iar riscul bancar poate afecta disponibilitatea acestora de a investi, ne așteptăm ca riscul de piață (care reflectă riscul bancar perceput de către investitorii din piața de capital) să influențeze curba de dobândă. De asemenea, invers, dinamica curbei de dobândă determină randamentul obținut de către investitori (bănci) în titlurile deținute, iar aceste randamente ne așteptăm să influențeze profitabilitatea și riscurile bancare.

Tabela 4.4: Statistici descriptive ale variabilelor

Variable	Mean	StdDev	Min	Max	Median	Q25	Q75	Skewness	Kurtosis
HICP	3.6535	3.9171	-1.7000	13.2000	2.8000	1.1000	4.1000	0.9844	3.0938
IPI	98.7039	6.7835	63.9000	110.8000	100.1000	94.0250	103.2000	-1.3520	7.4663
TCSR	168.6943	58.0359	83.6157	270.2480	163.6601	116.2493	226.3407	0.1820	1.7203
SB	-4.2961	2.4396	-9.8509	-0.5272	-3.4925	-6.3005	-2.5117	-0.3404	2.0739
SCR	-922.7008	830.1205	-3051	871	-837.0000	-1452.5000	-249.5000	-0.3788	2.5680
SCP	352.1969	400.9135	-191	2507.0000	269.0000	146.0000	428.5000	3.2869	16.4994
SOP	8736.3976	18562.4834	-16441.4000	138276.2000	4334.8000	-348.9250	11027.9750	3.3310	20.8215
DPM	3.0512	1.9350	1.2500	7.0000	2.5000	1.7500	3.5000	1.2764	3.0630
S3M	-0.0048	0.8830	-1.6214	2.5086	-0.0600	-0.8686	0.5744	0.6801	3.0958
BTCR	1.7578	0.6240	0.0000	3.5000	1.7000	1.5000	2.1000	-0.2420	3.7494
MNTS	3.5254	0.4771	2.5000	4.7000	3.5000	3.2000	3.7000	0.6488	3.4480
DII	19.2631	2.5546	15.8000	26.4000	18.5000	17.7000	19.7875	1.3539	3.9393
VOLB	0.9423	0.7424	0.4549	8.1962	0.7784	0.6450	1.0276	7.5989	73.2739
VIX	17.8892	6.6103	10.1255	57.7368	15.8539	13.4730	21.0582	2.3648	12.8180

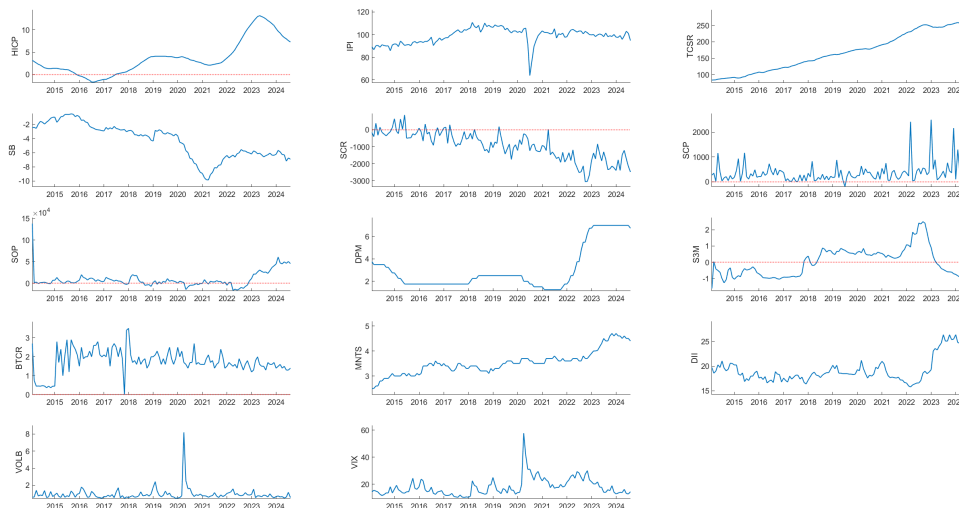


Figura 4.2: Dinamica variabilelor explicative (endogene)

Tabelul 4.4 arată statisticile descriptive pentru variabilele considerate, în timp ce graficul 4.2 arată modul cum acestea au evoluat în perioada analizată. În anexa A.1 am furnizat suplimentar statistici descriptive și graficul evoluției variabilelor diferențiate și standardizate, precum și matricea lor de corelație contemporană.

### 4.2.3 Construcția indicatorului de risc bancar VOLB

Indicele de volatilitate bancară (VOLB) a fost construit utilizând datele privind prețul de închidere pentru cele trei bănci listate la Bursa de Valori București (BVB), respectiv Banca Transilvania (TLV), BRD - Groupe Societe Generale S.A. (BRD) și Erste Group Bank (EBS)–din care face parte Banca Comercială Română; împreună cu prețul de închidere pentru indicele BET, utilizând date zilnice în perioada februarie 2008 - noiembrie 2024. Pentru a determina indicele anterior menționat a fost utilizată metodologia descrisă de Louzis, Vouldis și Metaxas 2012 bazată pe construcția unui indice de preț al acțiunilor considerate prin metoda analizei componentelor principale (engl. *Principal Component Analysis - PCA*). De menționat că cele trei bănci au o pondere semnificativă din piața bancară din România, astfel că evoluția lor comună poate fi considerată reprezentativă pentru întreg sistemul bancar. Indicele bursier pentru sectorul bancar reflectă așteptările pieței cu privire la perspectivele acestui sector.

În etapa a doua, indicele bancar a fost reprezentat printr-un model de piață cu ce urmează un proces GARCH(1,1) pentru a putea extrage riscul, i.e. volatilitatea condiționată, care poate fi atribuit(ă) unor evenimente specifice sectorului bancar:

$$\begin{aligned}
 r_t^{banci} &= \alpha + \beta r_t^{BET} + u_t \\
 u_t &= \epsilon_t h_t \\
 h_t^2 &= \omega + a u_{t-1}^2 + b h_{t-1}^2
 \end{aligned}
 \tag{4.7}$$

unde  $h_t$  este indicatorul VOLB, riscul de piață aferent sectorului bancar din România. Pentru agregarea lunară, valorile zilnice ale indicelui au fost ridicate la pătrat și însumate.

# Capitolul 5

## Rezultate

În acest capitol vom prezenta și analiza rezultatele obținute în urma estimării modelelor prezentate în capitolul anterior. De asemenea, vom discuta principalele descoperiri, identificând tendințele și relațiile semnificative dintre variabile ce se pot identifica pe baza rezultatelor obținute. Rezultatele vor fi prezentate sub formă de tabele și grafice, iar interpretarea acestora va sublinia aspectele relevante pentru obiectivele studiului. Scopul capitolului este de a oferi o înțelegere clară a rezultatelor obținute, însoțită de o discuție detaliată privind implicațiile acestora în contextul teoretic și aplicativ al cercetării.

### 5.1 Prezentarea și analiza rezultatelor

#### 5.1.1 Rezultatele estimării factorilor curbei de dobândă

Începem prin a prezenta rezultatele estimării modelului SRB3 reprezentat de ecuația 4.3. Valoarea estimată a vitezei de întoarcere la medie a randamentelor este de  $\lambda_t = 0.9590, \forall t$ , în timp ce matricea de rotație a factorilor DNS este:

$$A = \begin{pmatrix} 1 & 0.0971 & 0.0918 \\ 1 & 0.1973 & 0.1717 \\ 1 & 0.3558 & 0.2624 \\ 1 & 0.4726 & 0.2964 \\ 1 & 0.5600 & 0.3002 \\ 1 & 0.6265 & 0.2889 \\ 1 & 0.7183 & 0.2508 \\ 1 & 0.7981 & 0.1951 \\ 1 & 0.8646 & 0.1349 \end{pmatrix}$$

Tabelul 5.1 raportează statisticile descriptive ale celor trei factori ce caracterizează curba de dobândă. Acesta arată că primul factor, reprezentativ pentru rata de dobândă pe termen scurt (pentru o scadență de 6 luni) la titlurile de stat denumite în lei, a fost în medie de 2,67% în perioada analizată, însă valorile efective au variat între -0,05% și 7,91%. Al doilea factor, reprezentativ pentru spreadul de dobândă dintre rata pe termen lung (pentru o scadență de 10 ani) și cea pe termen scurt, a fost în medie de 3% în perioada analizată, cu valorile efective variind între 0,38% și 5,17%. Cel de-al treilea factor, reprezentativ pentru curbura curbei de dobândă, a înregistrat o medie de -1,14%, arătând că, în medie, curba a fost concavă.

Tabela 5.1: Statistici descriptive ale factorilor

Variabilă	Medie	DevStd	Min	Max	Mediană	Q25	Q75	Skewness	Kurtosis
F1	2.6709	2.0595	-0.0525	7.9179	2.1968	1.2410	3.0388	0.9018	2.7926
F2	3.0090	1.2488	0.3814	5.1765	2.9448	1.9884	3.9853	-0.1385	2.1224
F3	-1.1440	2.2066	-5.0370	6.7974	-1.3287	-2.7879	-0.3469	1.3199	5.6579



Figura 5.1: Traiectoria estimată a factorilor curbei de dobândă

Graficul 5.1 arată dinamica în timp a celor trei factori, indicând astfel sursa variațiilor și a celorlalte caracteristici statistice raportate în tabelul 5.1. Observăm că factorul de nivel (F1 - reprezentat cu o linie de culoare roșie) a înregistrat o evoluție relativ stabilă în majoritatea intervalului de timp analizat, dar a avut o creștere bruscă în anul 2022, concomitent cu debutul perioadei inflaționiste din economia României.

În schimb, factorul de pantă (F2 - reprezentat cu o linie de culoare verde) a avut o tendință ușoară de creștere în prima parte a eșantionului, urmată de o tendință semnificativă de descreștere începând cu anul 2018, ajungând de la o valoare de aproximativ 5 puncte procentuale până la o valoare apropiată de zero. Chiar dacă ratele de dobândă înregistrate pentru diferite maturități s-au apropiat (curba de dobândă s-a comprimat), în perioada analizată acest factor nu a luat valori negative, i.e. curba nu s-a inversat, indicând o așteptare relativ normală pentru evoluția viitoare a economiei.

Nu în ultimul rând, factorul de curbura (F3 - reprezentat cu o linie de culoare albastră) a fluctuat cel mai mult, neavând un trend clar în perioada analizată. Remarcăm că acest factor a înregistrat valori negative pe aproape întreg eșantionul, cu excepția unor scurte perioade în decursul anilor 2018 și 2021-2022, în ambele cazuri această evoluție fiind urmată de o creștere a nivelului de dobândă (a primului factor).

Folosind cei trei factori, parametrul de întoarcere la medie  $\lambda_t$  și matricea de rotație  $A$ , se poate reconstrui curba de dobândă estimată prin modelul SRB3, aceasta fiind reprezentată în graficul 5.2. Aceasta urmărește îndeaproape curba observată în realitate (reprezentată în graficul 4.1), arătând o perioadă de stabilitate relativă a prețurilor caracterizată de dobânzi mici pe termen scurt și un spread mare între anii 2015 și 2019, urmată de o perioadă inflaționistă caracterizată

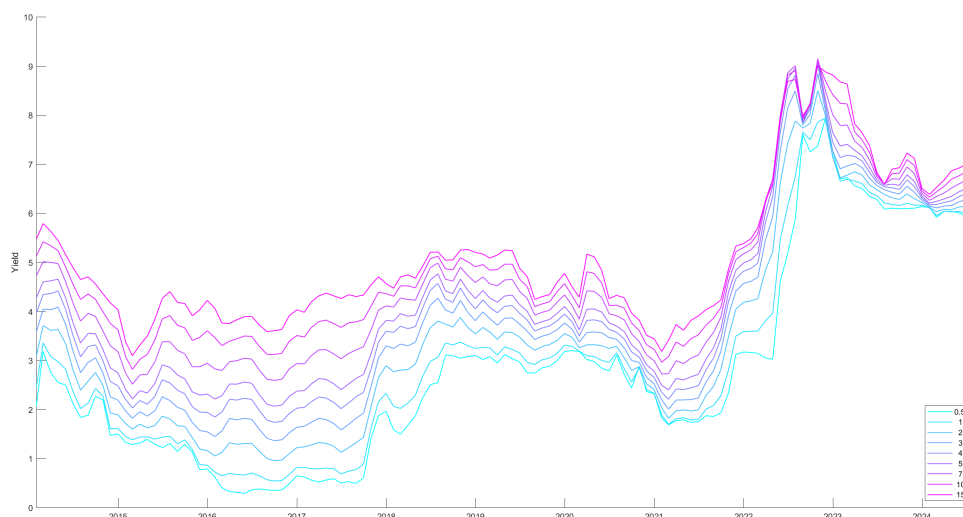


Figura 5.2: Traectoria estimată a curbei ratelor de dobândă

prin dobânzi mari pe termen scurt și spread-uri mici, ce a început în 2022 și încă nu s-a încheiat. În final, graficul 5.3 arată reziduurile (erorile de estimare ale) modelului. Observăm cum modelul SRB3 reușește în general să caracterizeze foarte bine curba de dobândă, înregistrând erori de estimare de cel mult 0,2 puncte procentuale pentru toate scadențele analizate. Totuși, observăm o eroare de estimare foarte mare pentru obligațiunile cu scadența pe termen scurt (6 luni și 1 an) pe durata câtorva luni din anul 2022, respectiv la debutul perioadei de creștere accentuată a dobânzilor pe termen scurt premergătoare creșterii inflației. Acest din urmă rezultat indică faptul că modelul SRB3 (și, mai general, modelul DNS) se adaptează mai lent la salturi bruște înregistrate de ratele de dobândă de piață.

### 5.1.2 Rezultatele estimării modelului Lasso VAR de predicție a factorilor

Tabelul 5.2 prezintă coeficienții estimați pentru modelul Lasso VAR(1) reprezentat în ecuația 4.6, precum și semnificația statistică a acestora estimată prin metoda bootstrap discutată în secțiunea 4.1.2. Observăm cum majoritatea coeficienților estimați sunt nuli, efect al folosirii tehnicii Lasso. Totuși, modelul prezintă și coeficienți nenuli semnificativi statistic, ceea ce arată interacțiuni semnificative dintre caracteristicile curbei de dobândă și variabilele economico-financiare considerate.

Pentru analiza detaliată a interacțiunii dintre variabilele considerate vom estima și prezenta funcțiile de răspuns la impuls. Funcția Generalizată de Răspuns la Impuls (GIRF), introdusă de Pesaran și Shin 1998, poate fi definită ca schimbarea așteptată a stării unui sistem autoregresiv (VAR) ca răspuns la un șoc individual înregistrat de o variabilă din sistem. Spre deosebire de funcțiile ortogonalizate de răspuns la impuls (IRF), care se bazează pe descompunerea Cholesky, GIRF ia în considerare corelațiile contemporane dintre șocuri înglobate în matricea de covarianța istorică a acestora  $\Sigma$ . Astfel, GIRF este *invariantă la ordonare*, ceea ce constituie un avantaj major ce asigură robustețea rezultatelor raportate și calitatea inferenței economice făcută pe baza modelului.

Funcția Generalizată de Răspuns la Impuls pentru un șoc unitar asupra celei de-a  $j$ -a variabile



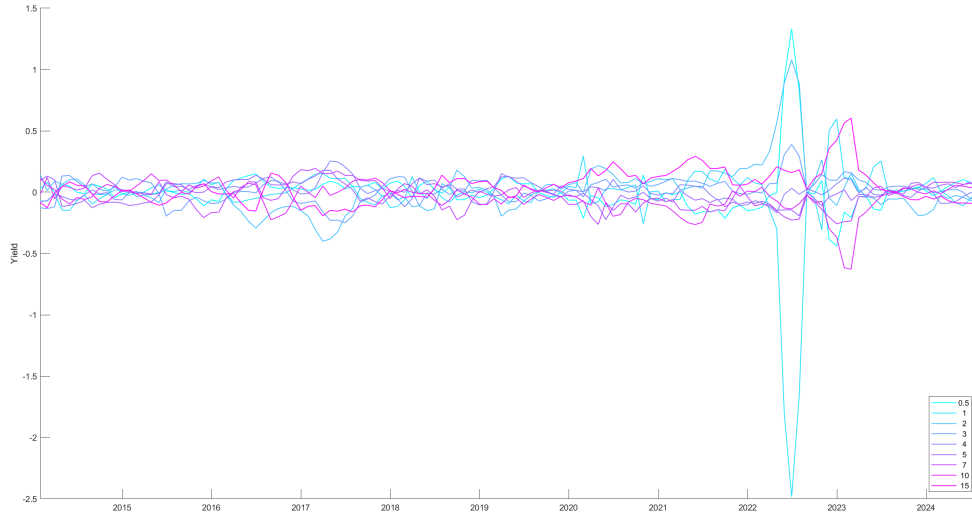


Figura 5.3: Erorile de estimare

la momentul  $t$  este definită ca:

$$\text{GIRF}_{\mathbf{z}}(k, \epsilon_{j,t}) = \mathbb{E}[\mathbf{z}_{t+k} \mid \epsilon_t = \mathbf{d}_j] - \mathbb{E}[\mathbf{z}_{t+k} \mid \epsilon_t = 0], \quad (5.1)$$

unde  $\mathbf{d}_j$  este un vector de șocuri ce are elementul  $j$  egal cu  $\sigma_j$  (deviația standard a variabilei  $j$ ) și toate celelalte elemente egale cu zero, în timp ce  $k$  reprezintă orizontul de timp al răspunsului. GIRF poate fi calculată explicit prin:

$$\text{GIRF}_{\mathbf{y}}(k, \epsilon_{j,t}) = \Psi_k \mathbf{d}_j, \quad (5.2)$$

unde  $\Psi_k$  este matricea coeficienților din reprezentarea prin medie mobilă (MA) a modelului VAR, i.e.  $\mathbf{z}_{t+k} = \sum_{i=0}^k \Psi_i \epsilon_{t+k-i}$ . Elementele individuale ale vectorului  $\mathbf{d}_j$  sunt date de  $\mathbf{d}_j = \frac{\sigma_j}{\sqrt{\Sigma_{jj}}} \mathbf{e}_j$ , unde  $\mathbf{e}_j$  este un vector unitate care are valoarea 1 pe poziția  $j$  și 0 pe toate celelalte poziții.

Ne concentrăm analiza pe interacțiunea dintre riscul suveran și cel bancar, pentru care graficele 5.4, 5.4, 5.4 și 5.4 raportează funcțiile generalizate de răspuns la impuls pentru cei trei factori reprezentativi ai curbei (F1 nivel, F2 pantă, F3 curbura) și pentru riscul bancar (variabila VOLB). Mai precis, aceste grafice prezintă cu câte deviații standard se modifică acestea ("răspunsul") la un șoc de 1 deviație standard în fiecare variabilă din sistemul VAR ("impulsul"), pe un interval de timp de până la 12 luni ulterioare apariției șocului. Valoarea așteptată a fiecărui răspuns este trasată cu o linie albastră, în timp ce benzile gri arată un interval de încredere de 95% a răspunsului estimat, aceste intervale fiind obținute prin metoda simulării Monte Carlo cu 1000 de repetiții (Pesaran și Shin 1998).

Notăm că în anexa A.2 sunt raportate funcțiile de răspuns la impuls pentru celelalte variabile endogene din model, prin care permitem cititorilor interesați să observe cum se comportă acestea în relație cu șocurile sistemului și, în particular, cu șocurile factorilor curbei de dobândă.

### Analiza funcției de răspuns la impuls pentru factorul F1

Coeficienții estimați pentru primul factor al modelului Nelson-Siegel, care reflectă componenta pe termen scurt a curbei randamentelor (nivelul ratei de dobândă la titlurile de stat), sunt

**Tabela 5.2: Coeficienți estimați pentru modelul Lasso VAR aferent SRB3 cu factori macroeconomici, diferențiați și standardizați**

Coefficient	$F1_t$	$F2_t$	$F3_t$	$HICP_t$	$IPI_t$	$TCSR_t$	$SB_t$	$SCR_t$	$SCP_t$	$SOP_t$	$DPM_t$	$S3M_t$	$BTCR_t$	$MNTS_t$	$DII_t$	$VOLB_t$	$VIX_t$
$F1_{t-1}$	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)
$F2_{t-1}$	0.027 (0.83)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.054** (2.09)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.130*** (5.70)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)
$F3_{t-1}$	0.252*** (13.47)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.047** (1.98)	0.000 (0.00)	-0.019 (-0.77)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.200*** (9.30)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)
$HICP_{t-1}$	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.866*** (24.50)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.353*** (10.50)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)
$IPI_{t-1}$	-0.031 (-1.53)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	-0.016 (-0.67)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)
$TCSR_{t-1}$	0.143*** (4.54)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.032 (0.99)	0.000 (0.00)	0.410*** (4.70)	0.000 (0.00)	-0.234*** (-6.85)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.171*** (4.92)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	-0.016 (-0.67)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)
$SB_{t-1}$	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.017 (0.62)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	-0.000 (-0.01)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)
$SCR_{t-1}$	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	-0.415*** (-4.70)	0.000 (0.00)	0.003 (0.04)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)
$SCP_{t-1}$	-0.014 (-0.43)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	-0.050 (-1.62)	0.000 (0.00)	0.100*** (3.25)	-0.468*** (-5.97)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)
$SOP_{t-1}$	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	-0.133*** (-10.05)	0.021* (1.87)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)
$DPM_{t-1}$	0.401*** (6.98)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.055 (0.70)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.196** (2.20)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)
$S3M_{t-1}$	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.008 (0.36)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.027 (1.32)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)
$BTCR_{t-1}$	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.023 (0.67)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	-0.063* (-1.75)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	-0.224** (-2.52)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)
$MNTS_{t-1}$	-0.066** (-2.27)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	-0.041 (-1.61)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.039 (1.32)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)
$DII_{t-1}$	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.053** (2.01)	0.000 (0.00)	0.043 (1.36)	-0.007 (-0.27)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.073*** (2.68)
$VOLB_{t-1}$	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	-0.038* (-1.89)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)
$VIX_{t-1}$	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.021 (1.10)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	-0.024 (-0.80)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)

*Note: Acest tabel arată coeficienții estimați pentru modelul VAR(1) estimat pentru factorii diferențiați. F1, F2 și F3 reprezintă factorii din modelul Nelson-Siegel. Statisticile-t aferente fiecărui coeficient estimat sunt prezentate în paranteze rotunde. \*\*\*, \*\* și \* denotă semnificația statistică la nivelurile de încredere de 90%, 95% și 99%.*

semnificativi statistic pentru 4 dintre cele 17 variabile incluse în specificația modelului de regresie (coloana 1 din Tabelul 5.2). Pentru variabilele F3, TCSR și DPM modelul indică o relație pozitivă de determinare în raport cu variabila F1 și o semnificație statistică cu un nivel de încredere de 95%. În cazul variabilei MNTS, relația de determinare este una negativă pentru un nivel de încredere de 95%.

Conform reprezentării vizuale a funcțiilor de răspuns la impuls pentru factorul F1 (Figura 5.4), se observă că un șoc de o deviație standard aplicat pe variabila F1 (variația nivelului ratei de dobândă la titlurile de stat pe termen lung) determină un răspuns pozitiv și semnificativ statistic doar în prima lună de la aplicarea șocului, în valoare de 0,75 deviații standard.

Un șoc asupra factorului de pantă a curbei de dobândă F2 (mai exact scăderea cu o deviație standard a spreadului dintre rata dobânzii pe termen lung și rata dobânzii pe termen scurt) conduce la creșterea cu 0,5 deviații standard a variației înregistrate de nivelul ratei de dobândă pe termen lung, în prima lună de la aplicarea șocului.

Un rezultat similar se observă și pentru factorul de curbură F3, un impuls în sensul scăderii cu o deviație standard a spreadului dintre rata dobânzii pe termen lung și rata dobânzii pe termen mediu generând în prima lună de la aplicarea șocului o majorare a variației înregistrate de nivelul ratei de dobândă pe termen lung (F1) cu 0,4 deviații standard. În luna a 2-a și a 3-a se observă o inversare a semnelor efectului așteptat, un șoc pozitiv asupra F3 fiind urmat de o creștere a F1 cu 0,25 și respectiv 0,1 deviații standard.

Răspunsul F1 la un șoc pe rata inflației (HICP) nu este semnificativ statistic în primele două luni de la aplicarea impulsului. Începând cu luna a 3-a se remarcă apariția unui răspuns pozitiv și persistent la șocuri pe rata inflației, cu valori între 0,08 și 0,05 deviații standard.

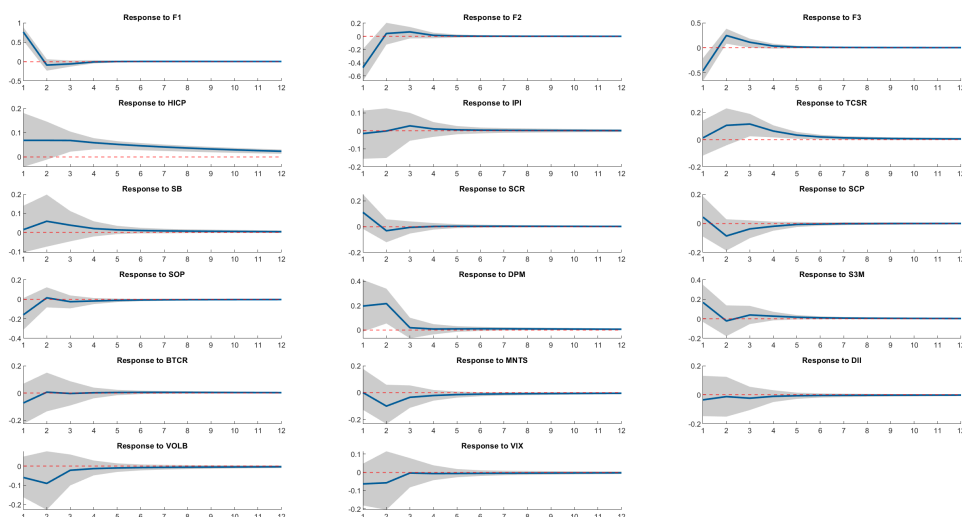


Figura 5.4: Funcții de răspuns la impuls pentru factorul de nivel (F1)

Un impuls asupra volumului creditului acordat sectorului real (TCSR) de o deviație standard determină un răspuns pozitiv și semnificativ statistic al variabilei F1 doar în luna 3 și 4 (o creștere cu 0,1 respectiv cu 0,05 deviații standard), apoi funcția de impuls-răspuns converge către zero.

Un șoc aplicat asupra soldului operațiunilor de piață derulate de BNR (SOP) determină un efect negativ și semnificativ statistic în prima lună de la manifestarea șocului, cu 0,15 deviații standard.

Creșterea cu o deviație standard a spreadului dintre ROBOR 3M și rata dobânzii de politică monetară antrenează în prima lună un răspuns pozitiv și semnificativ statistic al F1, care se majorează cu 0,17 deviații standard. Ulterior răspunsul devine nesemnificativ statistic.

Răspunsul variabilei F1 la un șoc de o deviație standard pe rata dobânzii de politică monetară (DPM) este pozitiv și semnificativ statistic doar în primele două luni de la manifestarea șocului, indicând o creștere cu 0,2 – 0,23 deviații standard în variația F1.

Un impuls asupra indicelui producției industriale (IPI), al soldului bugetar (SB), al soldului contului curent (CSR), al soldului contului de capital (SCP), al bid-to-cover ratio (BTCR), al valori medii ponderate a scadențelor rămase ale titlurilor de stat emise pe piața internă (MNTS), al deținerii de titluri de stat de către investitorii internaționali (DII), al indicelui de volatilitate al băncilor listate la BVB (VOLB) respectiv al indicelui VIX nu este urmat de un răspuns semnificativ statistic al F1 în niciuna dintre perioadele următoare de timp deoarece limita inferioară a intervalului de încredere coboară sub 0.

În sinteză, răspunsul variabilei F1 la șocuri pe volumul creditului acordat sectorului real (TCSR) este unul întârziat cu 3-4 luni, respectiv cu 2-3 luni în cazul unor șocuri asupra spreadului dintre rata dobânzii pe termen lung și rata dobânzii pe termen mediu la titlurile de stat. În cazul șocurilor pe rata inflației, acestea produc efecte cu un decalaj de 3 luni, dar răspunsul este singurul persistent și stabil într-un orizont de prognoză de 12 luni.

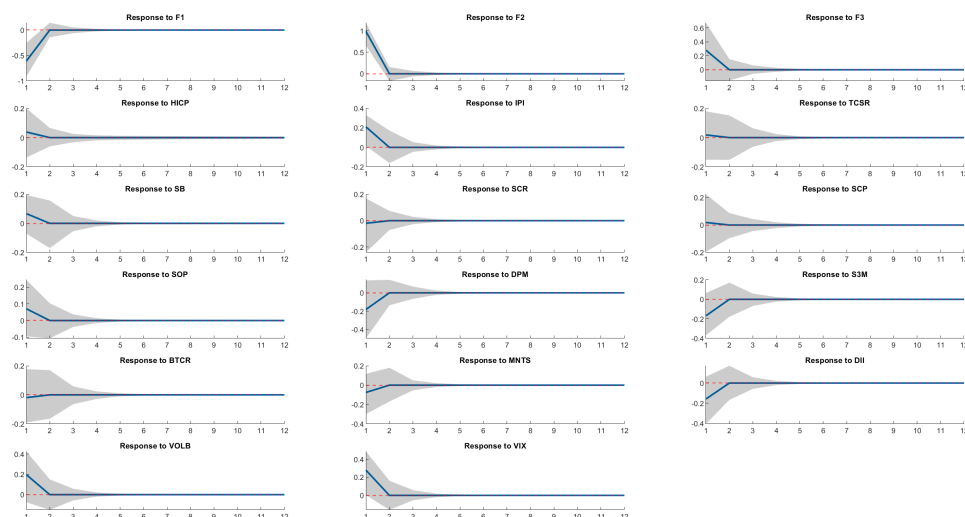


Figura 5.5: Funcții de răspuns la impuls pentru factorul de pantă (F2)

### Analiza funcției de răspuns la impuls pentru factorul F2

În ceea ce privește factorul F2, observăm (în Figura 5.5) că o creștere cu o abatere medie pătratică (+2,06) a variabilei F1 (care denotă nivelul ratei de dobândă pe termen scurt) cauzează o reducere a diferențialului dintre randamentele pe termen lung și cele pe termen scurt în prima lună după acest șoc, variația parametrului F2 reacționând printr-o scădere cu circa 0,6 abateri medii pătratice (-0,75). Șocul nu este persistent, începând cu a doua lună răspunsul parametrului F2 nemaifiind semnificativ statistic până la finele orizontului de proiecție (12 luni).

Similar, un șoc autoregresiv de dimensiunea unei abateri medii pătratice (+1,25) în F2, se manifestă aproape unitar în prima lună, revenind apoi la 0 începând cu cea de a doua lună și menținându-se ne semnificativ statistic până la finele orizontului de proiecție.

La o creștere cu o abatere medie pătratică a (+2,21) a variabilei F3<sup>1</sup> (care descrie forma curbei randamentelor), se constată o majorare a diferențialului dintre randamentele pe termen lung și cele pe termen scurt în prima lună după acest șoc, variabila F2 reacționând printr-o creștere cu aproape 0,3 abateri medii pătratice (+0,37). Nici în acest caz șocul nu este persistent, începând cu a doua lună răspunsul parametrului F2 nemaifiind semnificativ statistic până la finele orizontului de proiecție.

La o creștere cu o abatere medie pătratică a indicelui producției industriale (+4,04 puncte), se observă o majorare a diferențialului dintre randamentele pe termen lung și cele pe termen scurt în prima lună după acest șoc, variabila F2 reacționând printr-o creștere cu circa 0,2 abateri medii pătratice (+0,25). Începând cu a doua lună răspunsul parametrului F2 se menține ne semnificativ statistic până la finele orizontului de proiecție.

În ceea ce privește rata de dobândă de politică monetară, o creștere a acesteia cu o abatere medie pătratică (+0,2 pp) conduce la o diminuare a diferențialului dintre randamentele pe termen lung și cele pe termen scurt în prima lună după acest șoc, variabila F2 reacționând printr-o scădere cu aproape 0,2 abateri medii pătratice (-0,25). Șocul nu este persistent, începând cu a doua lună

1. Ceea ce denotă o accentuare a convexității/diminuare a concavității curbei randamentelor, reflectând o accelerare a randamentelor pe termen lung față de cele pe termen scurt;

răspunsul F2 nemaifiind semnificativ statistic până la finele orizontului de proiecție.

În ceea ce privește indicele de volatilitate al băncilor listate la BVB, o creștere a acestuia cu o abatere medie pătratică (+0,92 pp) conduce la o majorare a diferențialului dintre randamentele pe termen lung și cele pe termen scurt în prima lună după acest șoc, variabila F2 reacționând printr-o creștere cu circa 0,2 abateri medii pătratice (+0,25). Începând cu a doua lună F2 se menține nesemnificativ statistic până la finele orizontului de proiecție (12 luni).

Nu în ultimul rând, similar influenței indicelui de volatilitate al băncilor listate la BVB, la o creștere cu o abatere medie pătratică a indicelui de volatilitate VIX (+4,85 pp), se constată o majorare a diferențialului dintre randamentele pe termen lung și cele pe termen scurt în prima lună după acest șoc, variabila F2 reacționând printr-o creștere cu aproape 0,3 abateri medii pătratice (+0,37). Șocul nu este persistent, începând cu a doua lună răspunsul F2 nemaifiind semnificativ statistic până la finele orizontului de proiecție (12 luni).

Impulsurile aplicate celorlalte variabile incluse în modelul VAR nu generează răspunsuri semnificative statistic în F2. Sumarizând rezultatele obținute în cazul acestora, putem consemna:

- O creștere nesemnificativă statistic, în prima lună, a variabilei F2 ca reacție la creșterea cu o abatere medie pătratică a ratei inflației, creditelor totale acordate sectorului real, soldului bugetar, soldului contului de capital, respectiv a variației soldului din operațiunile de piață;
- O scădere nesemnificativă statistic, în prima lună, a variabilei F2 ca reacție la creșterea cu o abatere medie pătratică a soldului contului curent, spread-ului ROBOR3M față de dobânda de politică monetară, ratei bid-to-cover, valorii medii ponderate a scadențelor rămase ale titlurilor de stat pe piața internă, respectiv a variației deținerilor investitorilor internaționali;
- În toate situațiile menționate mai sus, răspunsul variabilei F2 a revenit la 0 începând cu a doua lună și s-a menținut la acest nivel până la finele orizontului de proiecție (12 luni).

### **Analiza funcției de răspuns la impuls pentru factorul F3**

În ceea ce privește factorul F3, observăm (în Figura 5.6) că o creștere cu o abatere medie pătratică (+2,06) a variabilei F1 (care denotă nivelul ratei de dobândă pe termen scurt) duce la o scădere a concavității (creștere a convexității) curbei, variabila F3 reacționând printr-o scădere cu circa 0,6 abateri medii pătratice (-1,32). Șocul nu este persistent, începând cu a doua lună răspunsul variabilei F3 nemaifiind semnificativ statistic până la finele orizontului de proiecție (12 luni).

La o creștere cu o abatere medie pătratică a (+1,25) a variabilei F2 (care reprezintă spread-ul dintre randamentele pe termen lung și cele pe termen scurt), se constată o creștere a concavității (scădere a convexității) curbei, variabila F3 reacționând printr-o creștere cu aproape 0,3 abateri medii pătratice (+0,66). Nici în acest caz șocul nu este persistent, începând cu a doua lună răspunsul F3 nemaifiind semnificativ statistic până la finele orizontului de proiecție. Mai mult, răspunsul nu este semnificativ statistic nici în prima lună de la apariția șocului.

În cazul unui șoc autoregresiv de dimensiunea unei abateri medii pătratice (+2,21) în variabila F3, răspunsul acesteia se manifestă aproape unitar doar în prima lună, revenind la 0 începând cu cea de a doua lună și menținându-se nesemnificativ statistic până la finele orizontului de proiecție.

La o creștere cu o abatere medie pătratică a soldului contului de capital (echivalentă cu +578,69 mil. euro în termeni monetari), se observă o tranziție a curbei randamentelor către o scădere

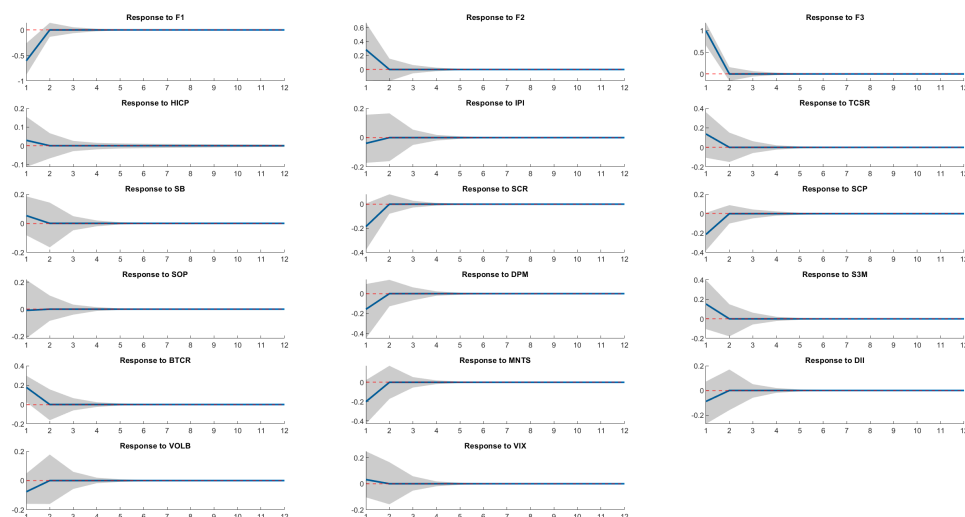


Figura 5.6: Funcții de răspuns la impuls pentru factorul de curbură (F3)

a concavității (creștere a convexității), variabila F3 reacționând printr-o scădere cu circa 0,2 abateri medii pătratice (-0,44). Începând cu a doua lună răspunsul F3 se menține nesemnificativ statistic până la finele orizontului de proiecție.

În ceea ce privește valoarea medie ponderată a scadențelor rămase ale titlurilor de stat pe piața internă, o creștere a acestora cu o abatere medie pătratică (+0,09 ani) conduce la o tranziție a curbei randamentelor către o scădere a concavității (creștere a convexității) curbei, variabila F3 reacționând printr-o scădere cu circa 0,2 abateri medii pătratice (-0,44). Șocul nu este persistent, începând cu a doua lună răspunsul F3 nemaifiind semnificativ statistic până la finele orizontului de proiecție.

Impulsurile aplicate celorlalte variabile incluse în modelul VAR nu au generat răspunsuri semnificative statistic în factorul de curbură. Sumarizând rezultatele obținute în cazul acestora, putem consemna:

- O creștere nesemnificativă statistic, în prima lună, a F3 ca reacție la creșterea cu o abatere medie pătratică a ratei inflației, creditelor totale acordate sectorului real, soldului bugetar, spread-ului ROBOR3M față de dobânda de politică monetară, ratei bid-to-cover, respectiv a indicelui de volatilitate VIX;
- O scădere nesemnificativă statistic, în prima lună, a F3 ca reacție la creșterea cu o abatere medie pătratică a indicelui producției industriale, soldului contului curent, soldului din operațiunile de piață, ratei de dobândă de politică monetară, deținerilor investitorilor internaționali, respectiv a indicelui de volatilitate al băncilor listate la BVB;
- Pentru toate șocurile menționate mai sus, răspunsul factorului de curbură a revenit la 0 începând cu a doua lună și s-a menținut la acest nivel până la finele orizontului de proiecție (12 luni).

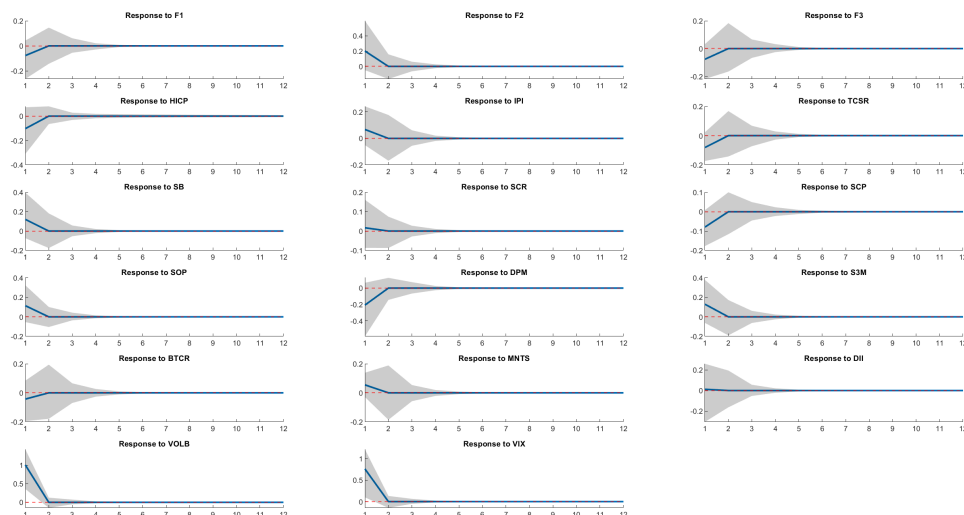


Figura 5.7: Funcții de răspuns la impuls pentru riscul bancar (VOLB)

### Analiza funcției de răspuns la impuls pentru riscul bancar

Coefficienții estimați pentru variabila de risc bancar (VOLB) nu sunt semnificativi statistic pentru niciuna dintre cele 17 variabile incluse în specificația modelului de regresie, pentru un nivel de încredere de 90%, 95% sau 99% (a se vedea Tabelul 5.2). Prin urmare, nu se observă o relație de determinare robustă, stabilă în timp între variabilele testate. Informațiile oferite de funcțiile de impuls-răspuns (figura 5.7) completează concluziile empirice și ne permit să apreciem și să anticipăm în ce măsură un șoc advers asupra fiecăreia dintre variabilele endogene poate influența variația ulterioară a variabilei VOLB.

Astfel, un șoc pe rata dobânzii de politică monetară (DPM) în sensul creșterii cu o deviație standard determină în prima lună un efect de scădere a variabilei VOLB cu 0,2 deviații standard. Ulterior răspunsul devine ne semnificativ statistic.

Creșterea cu o deviație standard a variației indicelui VIX este urmată în prima lună de un răspuns pozitiv și semnificativ statistic al VOLB, care se majorează cu 0,75 deviații standard. Un rezultat similar se obține în cazul aplicării unui șoc pe variabila VOLB, efectul constând în creșterea cu o deviație standard a variației acesteia.

### Descompunerea varianței erorilor de prognoză

În acest subcapitol complementăm analiza efectuată prin intermediul funcțiilor de răspuns la impuls prezentând estimările cu privire la nivelul relativ de varianță cu care o variabilă contribuie la explicarea evoluției viitoare a tuturor celorlalte variabile din sistem.

Descompunerea Generalizată a Varianței Erorilor de Prognoză (GFEVD), introdusă de Pesaran și Shin 1998, este o metodă utilizată pentru a analiza contribuțiile relative ale șocurilor dintr-un model autoregresiv (VAR) asupra erorilor de prognoză. Erorile de prognoză pentru un orizont de timp  $h$  sunt date de:

$$\mathbf{E}_{t+h} = \sum_{i=0}^{h-1} \Psi_i \epsilon_{t+h-i}, \quad (5.3)$$



unde  $\Psi_i$  reprezintă coeficienții din reprezentarea de medie mobilă (MA) a modelului VAR. Varianța totală a erorii de prognoză pentru variabila  $j$  la orizontul  $h$  este:

$$\text{Var}(E_{j,t+h}) = \sum_{i=0}^{h-1} \sum_{l=1}^n \Psi_{jl,i}^2 \Sigma_{ll}, \quad (5.4)$$

unde  $\Psi_{jl,i}$  este elementul de pe rândul  $j$ , coloana  $l$  a matricei  $\Psi_i$ . Contribuția unui șoc asupra variabilei  $l$  la variabila  $j$  se calculează ca:

$$\theta_{jl}(h) = \frac{\sum_{i=0}^{h-1} \Psi_{jl,i}^2 \Sigma_{ll}}{\text{Var}(E_{j,t+h})}. \quad (5.5)$$

Astfel,  $\theta_{jl}(h)$  reprezintă proporția varianței erorii de prognoză pentru variabila  $j$  la orizontul  $h$  explicată de șocurile din variabila  $l$ . La fel ca GIRF, GFEVD utilizează covarianța șocurilor și nu depinde de ordonarea variabilelor, așa cum este cazul metodelor bazate pe ortogonalizare (descompunere Cholesky). Cu alte cuvinte, GIRF este invariantă la ordonarea variabilelor din model. De asemenea, spre deosebire de varianta ortogonalizată, GFEVD nu este explicit normalizată să sumeze la 100, datorită faptului că încorporează informațiile cu privire la corelațiile existente dintre variabile.

Tabela 5.3: Tabelul de descompunere a varianței erorilor de prognoză

	F1	F2	F3	HICP	IPI	TCSR	SB	SCR	SCP	SOP	DPM	S3M	BTCR	MNTS	DII	VOLB	VIX
F1	0.7600	0.2940	0.3682	0.0362	0.0015	0.0395	0.0081	0.0173	0.0146	0.0341	0.1096	0.0408	0.0070	0.0162	0.0027	0.0159	0.0095
F2	0.3830	1	0.0809	0.0015	0.0454	0.0003	0.0046	0.0004	0.0004	0.0052	0.0339	0.0292	0.0004	0.0058	0.0255	0.0402	0.0805
F3	0.3665	0.0809	1	0.0008	0.0015	0.0189	0.0028	0.0346	0.0461	0.0001	0.0249	0.0233	0.0317	0.0402	0.0079	0.0059	0.0010
HICP	0.0075	0.0021	0.0122	0.9424	0.0037	0.0311	0.0323	0.0058	0.0008	0.0052	0.0558	0.0141	0.0192	0.0345	0.0032	0.0178	0.0107
IPI	0.0004	0.0454	0.0015	0.0065	0.9996	0.0109	0.0119	0.0647	0.0008	0.0001	0.0079	0.0003	0.0010	0.0049	0.0012	0.0048	0.0062
TCSR	0.0011	0.0008	0.0298	0.0005	0.0105	0.9942	0.0262	0.0001	0.0536	0.0736	0.0415	0.1770	0.0225	0.0233	0.0094	0.0065	0.0010
SB	0.0004	0.0046	0.0028	0.0153	0.0119	0.0264	1	0.0046	0.0003	0.0028	0.0120	0.0051	0.0241	0.0044	0.0000	0.0144	0.0010
SCR	0.0207	0.0024	0.0268	0.0090	0.0590	0.0513	0.0056	0.9147	0.0223	0.0023	0.0070	0.0177	0.0098	0.0108	0.0068	0.0006	0.0009
SCP	0.0033	0.0003	0.0460	0.0008	0.0008	0.0420	0.0002	0.0012	0.9999	0.0001	0.0003	0.0006	0.0009	0.0002	0.0038	0.0064	0.0003
SOP	0.0420	0.0080	0.0001	0.0029	0.0001	0.0722	0.0028	0.0019	0.0001	0.9649	0.0291	0.1923	0.0003	0.0010	0.0171	0.0327	0.0224
DPM	0.0729	0.0596	0.1012	0.1763	0.0106	0.0855	0.0225	0.0067	0.0073	0.0219	0.7040	0.1211	0.0102	0.0244	0.0194	0.0350	0.0423
S3M	0.0490	0.0292	0.0233	0.0045	0.0003	0.1770	0.0051	0.0037	0.0007	0.1977	0.1630	1	0.0002	0.0344	0.0232	0.0167	0.0284
BTCR	0.0091	0.0004	0.0317	0.0139	0.0010	0.0240	0.0241	0.0120	0.0009	0.0003	0.0122	0.0002	1	0.0398	0.0013	0.0018	0.0012
MNTS	0.0000	0.0058	0.0402	0.0031	0.0049	0.0224	0.0044	0.0058	0.0002	0.0000	0.0160	0.0344	0.0398	0.9998	0.0776	0.0030	0.0075
DII	0.0021	0.0255	0.0079	0.0005	0.0012	0.0094	0.0000	0.0003	0.0038	0.0042	0.0228	0.0232	0.0013	0.0776	1	0.0001	0.0051
VOLB	0.0059	0.0402	0.0059	0.0105	0.0046	0.0066	0.0144	0.0003	0.0063	0.0130	0.0428	0.0167	0.0018	0.0030	0.0001	1	0.5779
VIX	0.0068	0.0802	0.0011	0.0083	0.0058	0.0011	0.0010	0.0006	0.0004	0.0021	0.0589	0.0284	0.0012	0.0079	0.0104	0.5748	0.9946

Deși putem normaliza valorile manual, în Tabelul 5.3 am ales să raportăm valorile nealterate pentru a păstra interpretarea originală. Mai precis, pe fiecare coloană din tabelul 5.3 am raportat proporția din erorile de prognoză înregistrate după o perioadă de  $h = 12$  luni ale variabilei listată în capul de coloană la un șoc de o deviație standard înregistrat în variabila din fiecare rând.

Elementele diagonale ale tabelului indică proporția din varianța erorii de prognoză explicată de șocurile proprii ale variabilei respective. Pe de-o parte, observăm că evoluția unor variabile precum F2 (1.00), IPI (0.9996) sau SCP (0.9999) sunt dominate de propriile lor șocuri, ceea ce sugerează o persistență internă puternică. Pe de altă parte, variabile precum DPM (0.7040), F1 (0.7600) sau SCR (0.9147) sunt influențate și de șocurile altor variabile, ceea ce indică că sunt supuse unei interdependențe mai mari.

Elementele din afara diagonalei principale reprezintă proporția din varianța erorii de prognoză explicată de șocurile altor variabile. Câteva exemple de interdependențe ce ies în evidență sunt următoarele. În primul rând, F1 (nivelul curbei de dobândă) este influențată semnificativ de F2 (0.2940) și F3 (0.3682). HICP (indicele prețurilor de consum) este explicat predominant de șocurile proprii (0.9424), dar prezintă și influențe din partea TCSR (0.0311) și SB (0.0323). În

al treilea rând, indicele de volatilitate VOLB este explicat în mare parte de VIX (0.5779). Apoi, DPM (dobânda de politică monetară), în afara șocurilor proprii (0.7040) mai este explicată parțial de inflație (0.1763) și spread-ul de dobândă F3 (0.1012). Nu în ultimul rând, S3M (spreadul dintre ROBOR la 3 luni și DPM) este puternic influențat de SOP (0.1977) și TCSR (0.1770), în ciuda unei componente auto-explicative ridicate.

## 5.2 Implicații ale rezultatelor obținute

### Implicații teoretice

Pe baza rezultatelor modelului VAR analizate mai sus, am sintetizat lista de mai jos, care sumează factorii care au o influență semnificativă din punct de vedere statistic asupra variabilelor de interes asociate riscului suveran și a celui bancar, precum și semnul relației:

**F1:** Inflația (+) și rata de politică monetară (+) sunt principalii determinanți ai nivelului curbei de dobândă. Mai contează volumul creditului din economie (+), soldul contului curent (+), soldul operațiunilor de piață (-) și stresul/lichiditatea înregistrată pe piața interbancară (+).

**F2:** Panta curbei de dobândă reacționează la producția industrială (+), stresul/lichiditatea înregistrată pe piața interbancară (-), deținerile investitorilor internaționali (-), riscul (de piață) bancar (+) și stresul financiar de pe piețele internaționale (+).

**F3:** Curbura curbei de dobândă reacționează la soldul contului curent (-), soldul contului de capital (-), stresul/lichiditatea înregistrată pe piața interbancară (+), lichiditatea pieței primare a obligațiunilor suverane (+) și creșterea structurii îndatorării publice spre maturități mai îndelungate (-).

**VOLB:** Riscul suveran și cel bancar interacționează doar limitat, printr-un feedback de la spreadul de dobândă suveran, i.e. variabila F2 (+).

În particular, modelul nostru identifică câteva relații economice cunoscute, precum și unele ce nu au fost relevate până în acest moment. De exemplu, relația dintre inflație și dobândă este bine cunoscută și investigată în literatură, precum și corelația dintre diferitele dobânzi asociate titlurilor de valoare listate în piețele financiare. În cazul nostru, la o creștere a ratei dobânzii de politică monetară (DPM) cu o deviație standard se observă majorarea cu 0,4 deviații standard a nivelului ratei dobânzii (factorul F1). Un context macroeconomic caracterizat printr-o politică monetară restrictivă este sinonim cu o transmisie a acestui impuls monetar dinspre banca centrală către sistemul bancar, manifestarea acestuia fiind însă întârziată în timp și diminuată ca efect asupra ratelor de dobândă practicate pentru activitatea de creditare a economiei reale. Prin urmare, un climat de incertitudine privind conduita viitoare a politicii monetare, perioada de menținere a caracterului său restrictiv și a influenței pe care o va exercita asupra randamentelor practicate de bănci pentru produsele bancare are potențialul de a alimenta creșterea variației ratei de dobândă la titlurile de stat emise pe piața internă.

De asemenea, o majorare a volumului creditului acordat sectorului real (TCSR) cu o deviație standard determină o creștere cu 0,143 deviații standard a nivelului ratei dobânzii. Rezultatul obținut este conform cu intuiția și teoria economică. O orientare mai activă a băncilor către utilizarea resurselor financiare disponibile pentru finanțarea economiei reale în detrimentul

finanțării statului (această relație este cunoscută în literatura economică sub denumirea de sovereign-bank nexus) are potențialul de a genera o scădere a interesului pentru titluri de stat, o scădere a prețului acestora și, astfel, o creștere a randamentului la maturitate (a ratei de dobândă) la acestea.

Totuși, mai observăm că o creștere a spread-ului ROBOR - DPM, legată fie de scăderea lichidității din piața bancară sau de formarea unor așteptări negative privind riscurile macroeconomice sau de politică monetară, duce la creșterea dobânzilor la titluri de stat. Deși intuiția economică este clară, rezultatul obținut este nou în literatură și arată că rata de dobândă interbancară reflectă informații care pot anticipa și evoluția viitoare a curbei suverane de dobândă. În plus, același indicator are o influență negativă și semnificativă asupra spreadului de dobândă, ceea ce arată că acesta poate anticipa mai ales perioadele de *comprimare* a curbei precum cele observate recent la finalul anului 2023 (a se vedea Figura 4.1).

Cu excepția acestui indicator, factorii care determină modificări în spread-ul de dobândă sunt diferiți față de cei ce influențează nivelul. De exemplu, spread-ul reflectă modificări înregistrate de producția industrială, care este legată de evoluția creșterii economice (PIB-ului) pe termen lung. Similar, spread-ul mai este legat de stresul financiar local (indicele de volatilitate VOLB) și global (VIX), ambii indici relevând așteptările investitorilor privind riscurile de creștere economică de pe piețele specifice. Mai mult, interesul investitorilor internaționali față de piața titlurilor locale, care reflectă așteptările acestora privind condițiile economice viitoare, este legat de asemenea de spread-ul de dobândă. Toate aceste rezultate arată faptul că nivelul de dobândă reacționează la modificările condițiilor monetare sau financiare pe termen scurt, pe când spread-ul este influențat mai degrabă de tendințele evoluției și riscurilor macroeconomice pe termen lung.

În final, curbura curbei de dobândă este influențată de un mix de variabile, unele dintre ele specifice doar acestui caz. De exemplu, o scădere a valorii medii ponderate a scadențelor rămase ale titlurilor de stat emise pe piața internă (MNTS) cu o deviație standard are ca efect o majorare cu 0,066 deviații standard a nivelului ratei dobânzii pe termen lung. Maturitatea medie rămasă pentru datoria publică denominată în moneda națională este un indicator de referință al riscului de refinanțare la care este expus un stat. Rezultatele obținute relevă faptul că pe măsură ce se apropie scadența pentru emisiunile de titluri de stat, tendința este una de creștere a nivelului ratei dobânzii la noile emisiuni de titluri de stat pe termen mediu. Mai observăm că o creștere a convexității curburii curbei randamentelor titlurilor de stat (F3) cu o deviație standard generează o creștere cu 0,252 deviații standard a nivelului ratei dobânzii. Potrivit aspectelor de natură metodologică, atunci când F3 înregistrează o valoare pozitivă, nenulă, modelul generează o cocoașă sau o curbă exterioară; în situația unei valori negative ( $F3 < 0$ ) curbura devine interioară (concavă). Cu cât valoarea absolută a lui F3 este mai mare, cu atât cocoașa (convexitatea)/concavitatea curburii este mai pronunțată.

## **Implicații practice**

Din punct de vedere practic, rezultatele obținute sunt deosebit de utile pentru două categorii de utilizatori. Pe de-o parte, avem investitorii în titluri de stat, pentru care dobânda obținută contribuie la formarea randamentului portofoliului investițional. Evident, o creștere a randamentelor așteptate la anumite titluri trebuie să ducă la creșterea ponderii respectivelor titluri în portofoliu și vice-versa. Totuși, pentru investitori, decizia de a investi în titluri de stat prin comparație cu alternativa de a păstra banii în contul corent (i.e. *cash*) și, respectiv, decizia de alocare a investițiilor între titluri pe mai multe maturități este mai complexă. Mai precis, pe lângă ran-

damentul așteptat a fi obținut, această decizie mai depinde esențial de orizontul investițional avut în vedere și de *durata* titlurilor în care se investește. Este binecunoscut pentru cazul titlurilor de tipul obligațiunilor că o creștere a randamentului (o scădere a prețului) titlului este favorabilă pentru investitorii pe termen lung, dar nefavorabilă pentru investitorii pe termen scurt.<sup>2</sup> Astfel, aplicabilitatea rezultatelor prezentate în acest raport nu este unică, ci depinde de tipul investitorului. Pentru a da totuși un exemplu practic, în lista de mai jos am sumarizat principalele reguli investiționale pe care un investitor cu un orizont foarte scurt de tranzacționare ar trebui să le urmeze (în esență, acestea sunt identice ca și cele enunțate mai sus pentru stat):

1. Ponderea în portofoliu a titlurilor de stat (vs. cash) trebuie:

- **să crească** atunci când BNR este așteptată să injecteze lichiditate în economie;
- **să scadă** atunci când condițiile economice sau de piață sunt așteptate să se deterioreze.

2. Ponderea titlurilor emise pe termen lung (vs. titlurile pe termen scurt) trebuie:

- **să crească** atunci când lichiditatea interbancară este așteptată să crească sau când ponderea investitorilor internaționali crește;
- **să scadă** atunci când economia este așteptată să se supraîncălzească sau când riscul de piață este așteptat să crească.

3. Ponderea titlurilor pe termen mediu (vs. celelalte) trebuie:

- **să crească** atunci când contul curent / de capital este așteptat să evolueze pozitiv sau când structura de finanțare a deficitului bugetar se mută spre titluri pe termen lung (titlurile pe termen scurt ajung la maturitate);
- **să scadă** atunci când lichiditatea pieței monetare sau a obligațiunilor suverane crește.

Pe de altă parte, avem statul care se împrumută de pe piețele financiare pentru a-și acoperi deficitul bugetar și, astfel, generează oferta de titluri de stat. Pentru stat, nivelul curbei de dobândă (identificat prin variabila F1) reprezintă un cost general de finanțare, iar variații ale acestuia pot indica momente optime de creștere sau scădere a finanțării. Mai precis, statul trebuie să crească oferta de titluri atunci când prețurile titlurilor sunt mari sau, respectiv, ratele de dobândă plătite sunt mici. Altfel, dacă prețurile titlurilor sunt mici sau, alternativ, ratele de dobândă plătite sunt mari, statul trebuie să se împrumute mai puțin, i.e. să scadă oferta de titluri.

În plus, variații în celelalte caracteristici ale curbei de dobândă (panta și curbura) vor duce la politici optime de finanțare prin targetarea maturității noilor emisiuni. De exemplu, când spreadul de dobândă scade este mai benefică o finanțare pe termen mai lung. Similar, o creștere a convexității curbei face mai benefică finanțarea pe termen mediu. Rezultatele noastre arată cum curba de dobândă depinde de (și poate fi prognozată prin) mai multe variabile de natură economică sau financiară. Astfel, variațiile anticipate în acestea, cuplate cu impactul lor așteptat asupra curbei de dobândă, duc la formularea următoarei liste ce sumarizează principalele reguli de finanțare pe care statul ar trebui să le urmeze:

---

2. Din punct de vedere tehnic, indicatorul folosit pentru a face această distincție este Durata (Macaulay) a obligațiunii. Cauza principală ce duce la acest efect este că o creștere (scădere) a dobânzii sau, respectiv, o scădere (creștere) a prețului titlului afectează concomitent valoarea portofoliului și rata de reinvestire a dobânzilor (cupoanelor) ce vor fi primite pe durata de viață a titlului.

1. Finanțarea prin emisiuni noi de titluri de stat trebuie:

- **să crească** atunci când BNR injectează lichiditate în economie;
- **să scadă** atunci când condițiile economice sau de piață sunt așteptate să se deterioreze.

2. Finanțarea prin titluri emise pe termen lung (vs. titlurile pe termen scurt) trebuie:

- **să crească** atunci când lichiditatea interbancară este așteptată să crească sau când ponderea investitorilor internaționali crește;
- **să scadă** atunci când economia este așteptată să se supraîncălzească sau când riscul de piață este așteptat să crească.

3. Finanțarea prin titluri pe termen mediu (vs. celelalte) trebuie:

- **să crească** atunci când contul curent / de capital este așteptat să evolueze pozitiv sau când structura de finanțare a deficitului bugetar se mută spre titluri pe termen lung (titlurile pe termen scurt ajung la maturitate);
- **să scadă** atunci când lichiditatea pieței monetare sau a obligațiunilor suverane crește.

Observăm că decizia de majorare a ratei dobânzii de politică monetară este fundamentată pe o combinație de factori de natură economică și financiară, dintre care menționăm o rată a inflației ridicată și persistentă, dar și nevoia de întărire (înăsprire) a politicii fiscale a statului, în scopul consolidării finanțelor publice și al sustenabilității datoriei publice. Spre exemplu, o rată a inflației ridicată alimentează așteptările de creștere a ratelor de dobândă de pe piețele financiare, inclusiv a randamentelor la titlurile de stat emise pe termen lung (E. C. Bank 2023). Practicarea unei politici monetare restrictive, precum și un climat de incertitudine legat de momentul încheierii politicilor monetare restrictive au tendința de a menține randamentele titlurilor de stat emise atât pe piața internă cât și externă la un nivel ridicat (Ministerul de Finanțe al României 2024).

Conform strategiei de administrare a datoriei publice guvernamentale pentru perioada 2024-2026, pentru indicatorul de risc reprezentat de maturitatea medie rămasă pentru datoria publică denominată în moneda națională se prevede o țintă orientativă inclusă în intervalul 4,5 – 5,5 ani. Valoarea minimă a maturității medii este recomandat să nu scadă sub pragul de 4,5 ani, pentru a se îndeplini obiectivul de asigurare a necesarului de finanțare al statului minimizând în același timp costul îndatorării pe termen mediu și lung. Rezultatele noastre arată că o astfel de politică statică este suboptimală. În particular, am descris mai sus cum (și în ce fel) optimizarea costului de finanțare a statului trebuie să implice o politică dinamică, ce depinde de condițiile economice și financiare curente.

# Capitolul 6

## Concluzii

Chiar dacă gradul de îndatorare a României (ponderea datoriei publice în PIB) se situează încă sub pragul de 60 procente din PIB, dar care a avut o creștere semnificativă în ultimii ani, observăm că față de nivelul total de active bancare nivelul datoriei publice este unul ridicat, cu o expunere mare a băncilor locale față de sectorul guvernamental (comparativ cu alte state din UE).

Se anticipează că oferta de obligațiuni de stat (ca principale instrumente ale datoriei suverane) va rămâne una ridicată, generată de finanțarea deficitelor bugetare, dar și de creșterea investițiilor publice pentru a susține tranziția către o economie verde și digitalizată, cu efecte pe termen lung privind persistența relației „suveran-bancă”.

Întrebarea de la care a plecat cercetarea noastră este dacă actualul ciclu de creștere a emisiunilor de titluri de stat și a expunerii băncilor (locale) la aceste titluri reprezintă un cerc vicios sau unul virtuos.

### 6.1 Concluziile cercetării

Criza economico-financiară din 2008-2009 a forțat guvernele să intervină pentru salvarea (bail-out) instituțiilor financiare, fapt care a dus la o explozie a datoriilor publice, ceea ce a slăbit, pe de o parte, capacitatea guvernelor de a salva băncile și, pe de altă parte, a amplificat problemele bilanțiere ale băncilor. A crescut astfel corelația dintre riscul de faliment suveran și cel bancar și s-a creat așa-numitul ”cerc vicios”, care se poate manifesta prin două canale – canalul lichidității (declinul prețului datoriei suverane generează reducerea averii nete a băncilor care dețin această datorie, iar costul finanțării va crește, băncile reducându-și capacitatea de creditare, cu intrarea economiei într-o fază de recesiune) și canalul riscului (așteptările agenților economici că statul va intra în faliment va afecta dorința băncilor de a credita firmele non-financiare, crescând ratele de dobândă la împrumuturi).

Ca virtuți ale deținerii de obligațiuni suverane amintim faptul că acestea reprezintă un activ sigur, lichid și acceptat drept colateral de băncile centrale, îmbunătățește managementul lichidității, oferă randamente ridicate, mai ales în perioade de incertitudine pe piețele financiare, poate compensa veniturile scăzute obținute din dobânzi prin venituri mai mari din tranzacționare, cadrul de reglementare (acordul Basel 3) stimulează băncile să investească în datoria suverană, obligațiunile de stat fiind considerate active fără risc.

Studiul curbei randamentelor poate oferi, la nivel macroeconomic, semnale cu privire la evoluția

economică, iar monitorizarea acesteia poate da semnale referitoare la apariția unor perioade de contracție sau expansiune. Mai mult, din punct de vedere al politicii fiscale, asigurarea unei piețe a titlurilor de stat lichidă și stabilă poate însemna costuri de finanțare mai reduse pentru guvern, iar prima la termen poate fi considerată un indicator al eficienței coordonării între politica monetară și cea macroprudențială.

Scopul analizei noastre a fost reprezentat de nevoia de a prognoza curba de dobândă a obligațiilor de stat emise de Guvernul României. Pentru a realiza acest lucru, s-a folosit mai întâi un model de tip Nelson-Siegel dinamic (DNS) – pentru evaluarea dinamicii curbei de dobândă din România, prin care curba este reprezentată de trei factori explicativi (nivelul, panta și curbura), o matrice de proiecție și un parametru ce măsoară viteza de ajustare la media pe termen lung a dobânzilor. Apoi modelul DNS a fost completat de un vector autoregresiv (VAR), util pentru a face prognoze, prin care s-au interacționat factorii DNS cu alte variabile macroeconomice și financiare potențial explicative.

Eșantionul de date a cuprins randamentele la maturitate exprimate în puncte procentuale pe 9 maturități diferite, respectiv de 6, 12, 24, 36, 48, 60, 84, 120 și 180 luni. Datele au fost agregate lunar, folosind media lunară calculată pe fiecare clasă de maturitate.

Estimarea celor trei factori ce caracterizează curba de dobândă, în perioada analizată, 2014-2024, arată că primul factor (rata de dobândă pe termen scurt, pentru o scadență de 6 luni, la titlurile de stat denumite în lei) a fost în medie de 2,67% – valorile efective au variat între 0 și 7,91%; al doilea factor (spread-ul de dobândă dintre rata pe termen lung, pentru o scadență de 10 ani, și cea pe termen scurt) a fost în medie de 3% – valorile efective variind între 0,38% și 5,17%; al treilea factor (curbura curbei de dobândă) a înregistrat o medie de -1,14%, arătând că, în medie, curba a fost concavă.

Curba de dobândă estimată reflectă o perioadă de stabilitate relativă a prețurilor, caracterizată de dobânzi mici pe termen scurt și un spread mare între anii 2015 și 2019, urmată de o perioadă inflaționistă, caracterizată prin dobânzi mari pe termen scurt și spread-uri mici, ce a început în 2022 și încă nu s-a încheiat.

Pentru analiza interacțiunii dintre riscul suveran și riscul bancar, precum și pentru identificarea factorilor determinanți ai curbei de dobândă, se analizează funcțiile generalizate de răspuns la impuls pentru cei trei factori reprezentativi ai curbei (F1 nivel, F2 pantă, F3 curbura) și pentru riscul bancar (variabila VOLB – indicele de volatilitate al băncilor listate la BVB, indice construit de noi pentru a urmări volatilitatea acțiunilor bancare de pe piața locală).

Funcția Generalizată de Răspuns la Impuls (GIRF) poate fi definită ca schimbarea așteptată a stării unui sistem autoregresiv (VAR) ca răspuns la un șoc individual înregistrat de o variabilă din sistem. Complementar identificării unei relații de determinare între variabilele endogene incluse în modelul VAR, metodologia utilizată permite anticiparea dinamicii variabilei dependente ca urmare a unui șoc aplicat asupra variabilelor explicative din modelul statistic.

Pentru primul factor al modelului Nelson-Siegel (componenta de nivel a curbei randamentelor), coeficienții estimați sunt semnificativi statistic pentru 4 dintre cele 17 variabile incluse în model. Astfel, pentru variabilele F3 (curbura curbei de dobândă), TCSR (totalul creditelor în sectorul real) și DPM (rata de dobândă de politică monetară), modelul indică o relație pozitivă de determinare în raport cu variabila F1, iar pentru variabila MNTS (valorile medii ponderate ale scadențelor rămase ale titlurilor de stat), relația de determinare este una negativă. Răspunsul variabilei F1 la șocuri pe volumul creditului acordat sectorului real (TCSR) este unul întârziat cu 3-4 luni, respectiv cu 2-3 luni în cazul unor șocuri asupra spread-ului de dobândă la titlurile de stat. În cazul șocurilor pe rata inflației, acestea produc efecte cu un decalaj de 3 luni, dar



răspunsul este singurul persistent și stabil într-un orizont de prognoză de 12 luni.

Rezultatele funcțiilor de răspuns la impuls ale parametrului F2 (panta curbei randamentelor) în raport cu variabilele din modelul VAR arată că șocurile la nivelul ratei de dobândă pe termen scurt, al formei curbei randamentelor, al indicelui producției industriale, al ratei de dobândă de politică monetară, al indicelui de volatilitate al băncilor listate la BVB și al indicelui de volatilitate VIX au generat modificări ale parametrului F2 doar în prima lună după manifestarea șocului, începând cu a doua lună răspunsul parametrului F2 menținându-se nesemnificativ statistic până la finele orizontului de proiecție (12 luni).

În ceea ce privește parametrul F3 (care descrie forma curbei randamentelor), rezultatele funcțiilor de răspuns la impuls relevă faptul că șocurile pe variația parametrului F1, pe variația parametrului F2, pe variația soldului contului de capital și pe variația valorii medii ponderate a scadențelor rămase ale titlurilor de stat pe piața internă au determinat o reacție a lui F3 doar în prima lună după manifestarea șocului, începând cu a doua lună răspunsul parametrului F2 menținându-se nesemnificativ statistic până la finele orizontului de proiecție (12 luni).

Coeficienții estimați pentru variabila de risc bancar (VOLB) nu sunt semnificativi statistic pentru niciuna dintre cele 17 variabile incluse în modelul de regresie, prin urmare, nu se observă o relație de determinare robustă, stabilă în timp între variabilele testate.

Din punct de vedere teoretic, studiul arată faptul că nivelul curbei de dobândă reacționează la modificările condițiilor monetare (inflația, dobânda de politică monetară), economice (contul curent, creditul total din economice) sau financiare (soldul operațiunilor de piață BNR, spread-ul ROBOR 3 luni - dobândă de politică monetară) pe termen scurt, pe când spread-ul este influențat mai degrabă de tendințele și riscurile macroeconomice ce sunt așteptate să se manifeste pe termen lung (relevante de variabile cum ar fi producția industrială, deținerile investitorilor instituționali sau volatilitatea piețelor financiare). Curbura curbei de dobândă este influențată de un mix de variabile, unele dintre ele specifice doar acestui caz (media ponderată a scadențelor rămase ale titlurilor de stat emise pe piața internă). Rezultatele indică faptul că mai multe variabile sunt capabile să ajute în prognoza curbei de dobândă a titlurilor de stat. Dintre acestea, riscul bancar (de piață) are o relație pozitivă doar cu spreadul de dobândă suveran, indicând existența unui "cerc vicios" dintre aceste două componente, dar nu și o legătură mai generală dintre riscul suveran și riscul bancar.

## **6.2 Implicații pentru beneficiari**

Punând toate rezultatele la un loc, studiul de față oferă implicații practice pentru beneficiarii analizei noastre. Aceștia sunt, în primul rând, actorii din economia reală, și anume băncile comerciale și autoritățile de politică fiscal-bugetară și de politică monetară din România, pentru care studierea interacțiunii dintre riscurile bancare asociate deținerii titlurilor de stat și riscul suveran le oferă instrumentele de care au nevoie în gestiunea sustenabilă a acestor riscuri. Apoi, analiza întreprinsă aduce contribuții la literatura științifică internațională, unde legătura dintre riscul bancar și riscul suveran nu a fost suficient studiată, cu multe aspecte ale acestei interacțiuni rămase încă neexplorate.

În particular, Secțiunea 5.2 oferă recomandări practice pentru decidenții politicii fiscale în legătură cu optimizarea costului de finanțare a datoriei publice, precum și pentru investitorii în titluri de stat în legătură cu optimizarea randamentului obținut la considerarea unor astfel de titluri pentru portofoliul de investiții.

## Referințe bibliografice

- Acharya, Viral V și Sascha Steffen, 2015, „The “greatest” carry trade ever? Understanding eurozone bank risks”, în *Journal of Financial Economics*, vol. 115 (2), pp. 215–236.
- Advisory, Lazard Financial, 2020, *Government Debt in Rough Waters: A Navigation Guide*, raport tehnic, Lazard Financial Advisory, <https://www.lazard.com/research-insights/government-debt-in-rough-waters-a-navigation-guide/>.
- Affinito, Massimiliano, Giorgio Albareto și Raffaele Santioni, 2022, „Purchases of sovereign debt securities by banks during the crisis: The role of balance sheet conditions”, în *Journal of Banking & Finance*, vol. 138, p. 105575.
- Alupoai, Alexie, Matei Kubinschi și Adam Altăr-Samuel, 2017, „Estimating the Term Premium From A Gaussian Dynamic Term Structure Model—The Case of Romania”, în *Economic Computation and Economic Cybernetics Studies and Research*, vol. 51 (4), pp. 173–188.
- Andrade, Philippe, Johannes Breckenfelder, Fiorella De Fiore, Peter Karadi și Oreste Tristani, 2016, „The ECB’s asset purchase programme: an early assessment”, în *ECB Working Paper*.
- Andreeva, Desislava C și Thomas Vlassopoulos, 2019, „Home bias in bank sovereign bond purchases and the bank-sovereign nexus”, în *57th issue (March 2019) of the International Journal of Central Banking*.
- Banca Centrală Europeană, 2024, *Financial Stability Review*, raport tehnic, European Central Bank, <https://www.ecb.europa.eu/press/financial-stability-publications/fsr/html/ecb.fsr202405~7f212449c8.en.html>.
- Bank, Deutsche, 2024, *Bond Markets in Turbulent Political Times*, raport tehnic, Accessed: 2024-11-20, Deutsche Bank, [https://www.deutsche-bank.it/news/detail/insights-bond-markets-in-turbulent-political-times?language\\_id=1](https://www.deutsche-bank.it/news/detail/insights-bond-markets-in-turbulent-political-times?language_id=1).
- Bank, European Central, 2023, *Annual Report*, raport tehnic, European Central Bank, <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/annrep/ecb.ar2023~d033c21ac2.ro.pdf>.
- Banking Supervision, Basel Committee on, 2017, „The Regulatory Treatment of Sovereign Exposures”, în *Discussion Paper*.
- Bekooij, Jack, Jon Frost, Remco van der Molen și Krzysztof Muzalewski, 2016, „Hazardous tango: Sovereign-bank interdependencies across countries and time”.
- Bellia, Mario, Ludovic Calès, Lorenzo Frattarolo, Andreea Maerean, Daniel P Monteiro, Marco Petracco Guidici și Lukas Vogel, 2019, „The sovereign-bank nexus in the euro area: Financial & real channels”, în *European Economy-Discussion Papers*, nr. 122.

- Bodea, Cătălin și Răzvan Radu, 2017, *Estimarea primei de risc la termen incluse în randamentele titlurilor de stat*, raport tehnic, Caiet de studii nr. 47, Banca Națională a României.
- Bolton, Patrick și Olivier Jeanne, 2011, *Sovereign default risk and bank fragility in financially integrated economies*, raport tehnic, National Bureau of Economic Research.
- Bottero, Margherita, Simone Lenzu și Filippo Mezzanotti, 2020, „Sovereign debt exposure and the bank lending channel: impact on credit supply and the real economy”, în *Journal of International Economics*, vol. 126, p. 103328.
- Bouis, Romain, 2019, *Banks' holdings of government securities and credit to the private sector in emerging market and developing economies*, International Monetary Fund.
- Breckenfelder, Johannes și Bernd Schwaab, 2018, „Bank to sovereign risk spillovers across borders: Evidence from the ECB's Comprehensive Assessment”, în *Journal of Empirical Finance*, vol. 49, pp. 247–262.
- Buljan, Antonija, Milan Deskar-Škrbić și Mirna Dumičić, 2020, „What drives banks' appetite for sovereign debt in CEE countries?”, în *Public sector economics*, vol. 44 (2), pp. 180–201.
- Capponi, Agostino, Felix Corell și Joseph E Stiglitz, 2022, „Optimal bailouts and the doom loop with a financial network”, în *Journal of Monetary Economics*, vol. 128, pp. 35–50.
- Chatterjee, Arindam și Soumendra Nath Lahiri, 2011, „Bootstrapping lasso estimators”, în *Journal of the American Statistical Association*, vol. 106 (494), pp. 608–625.
- Claessens, Stijn, Nicholas Coleman și Michael Donnelly, 2018, „“Low-For-Long” interest rates and banks' interest margins and profitability: Cross-country evidence”, în *Journal of Financial Intermediation*, vol. 35, pp. 1–16, ISSN: 1042-9573, <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.jfi.2017.05.004>, <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1042957317300372>.
- Claeys, P., M. Gómez-Puig și S. Sosvilla-Rivero, 2024, „The impact of banks' holdings of government debt on the sovereign-bank nexus in the euro area”, Working Paper.
- Comisia Europeană, 2023a, *2023 Country Report – Denmark*, raport tehnic, Accessed: 2024-11-20, European Commission, [https://economy-finance.ec.europa.eu/system/files/2023-06/ip228\\_en.pdf](https://economy-finance.ec.europa.eu/system/files/2023-06/ip228_en.pdf).
- , 2023b, *2023 Country Report – Estonia*, raport tehnic, Accessed: 2023-11-20, European Commission, [https://economy-finance.ec.europa.eu/system/files/2023-06/ip230\\_en.pdf](https://economy-finance.ec.europa.eu/system/files/2023-06/ip230_en.pdf).
- , 2023c, *2023 Country Report – Luxembourg*, raport tehnic, Accessed: 2024-11-20, European Commission, [https://economy-finance.ec.europa.eu/document/download/81900bb1-f904-4e0c-ad22-6a38db89896e\\_en?filename=ip240\\_en.pdf](https://economy-finance.ec.europa.eu/document/download/81900bb1-f904-4e0c-ad22-6a38db89896e_en?filename=ip240_en.pdf).
- , 2023d, *2023 Country Report – Sweden*, raport tehnic, Accessed: 2024-11-20, European Commission, [https://economy-finance.ec.europa.eu/document/download/f1be28a3-7a04-40ff-9cf5-a2d007ca1f12\\_en?filename=ip251\\_en.pdf](https://economy-finance.ec.europa.eu/document/download/f1be28a3-7a04-40ff-9cf5-a2d007ca1f12_en?filename=ip251_en.pdf).
- , 2023e, *Debt Sustainability Analysis and the EU Fiscal Framework*, raport tehnic, Fifth Annual Conference of the European Fiscal Board, European Fiscal Board, <https://commission.europa.eu/system/files/2023-05/Stephanie%20Pamies.pdf>.
- , 2024, *Debt Sustainability Monitor 2023*, raport tehnic, Accessed: 2024-11-20, European Fiscal Board.

- Cooper, Russell și Kalin Nikolov, 2018, „Government debt and banking fragility: The spreading of strategic uncertainty”, în *International Economic Review*, vol. 59 (4), pp. 1905–1925.
- Dell’Ariccia, Mr Giovanni, Caio Ferreira, Nigel Jenkinson, Mr Luc Laeven, Alberto Martin, Ms Camelia Minoiu și Alex Popov, 2018, „Managing the sovereign-bank nexus”, în *ECB Discussion Paper*.
- Diebold, Francis X și Canlin Li, 2006, „Forecasting the term structure of government bond yields”, în *Journal of Econometrics*, vol. 130 (2), pp. 337–364.
- European Systemic Risk Board, 2018, *Sovereign Bond-Backed Securities: A Feasibility Study, Volume I: Main Findings*, raport tehnic, ESRB High-Level Task Force on Safe Assets, [https://www.esrb.europa.eu/pub/pdf/report/esrb.report180626\\_sbb\\_en.pdf](https://www.esrb.europa.eu/pub/pdf/report/esrb.report180626_sbb_en.pdf).
- Fang, Xiang, Bryan Hardy și Karen K Lewis, 2022, *Who holds sovereign debt and why it matters*, raport tehnic, National Bureau of Economic Research.
- Ferdinandusse, Marien, Maximilian Freier și Annukka Ristiniemi, 2017, *Quantitative easing and the price-liquidity trade-off*, raport tehnic, Sveriges Riksbank Working Paper Series.
- Fratianni, Michele și Francesco Marchionne, 2017, „Bank asset reallocation and sovereign debt”, în *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, vol. 47, pp. 15–32.
- Gabauer, David, Rangan Gupta, Hardik A Marfatia și Stephen M Miller, 2024, „Estimating US housing price network connectedness: Evidence from dynamic Elastic Net, Lasso, and ridge vector autoregressive models”, în *International Review of Economics & Finance*, vol. 89, pp. 349–362.
- Gennaioli, Nicola, Alberto Martin și Stefano Rossi, 2018, „Banks, government bonds, and default: What do the data say?”, în *Journal of Monetary Economics*, vol. 98, pp. 98–113.
- Georgoutsos, Dimitris și George Moratis, 2017, „Bank-sovereign contagion in the Eurozone: A panel VAR Approach”, în *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, vol. 48, pp. 146–159.
- Hardy, Bryan și Sonya Zhu, 2023, „Covid, central banks and the bank-sovereign nexus”, în *BIS Quarterly Review, March*, pp. 15–31.
- Hryckiewicz, Aneta, Petra Pawlowski, Piotr Michal Mazur și Marcin Borsuk, 2022, „Sovereign Debt Holding and Bank Sensitivity toward Market Risk: An Alternative View of the Bank-Sovereign Problem”, în *International Journal of Central Banking*, vol. 18 (5), pp. 1–52.
- Kirschenmann, Karolin, Josef Korte și Sascha Steffen, 2020, „A zero-risk weight channel of sovereign risk spillovers”, în *Journal of Financial Stability*, vol. 51, p. 100780.
- Kose, M Ayhan, Peter Stephen Oliver Nagle, Franziska Ohnsorge și Naotaka Sugawara, 2021, „What has been the impact of COVID-19 on debt? Turning a wave into a tsunami”, în *CEPR Discussion Paper No. DP16775*.
- Krishnamurthy, Arvind și Annette Vissing-Jorgensen, 2012, „The Aggregate Demand for Treasury Debt”, în *Journal of Political Economy*, vol. 120 (2), pp. 233–267, <https://doi.org/10.1086/666526>, <https://doi.org/10.1086/666526>.

- Louzis, Dimitrios P, Angelos T Vouldis și Vasilios L Metaxas, 2012, „Macroeconomic and bank-specific determinants of non-performing loans in Greece: A comparative study of mortgage, business and consumer loan portfolios”, în *Journal of banking & finance*, vol. 36 (4), pp. 1012–1027.
- Lubik, Thomas A și Felipe Schwartzman, 2020, „Public and Private Debt after the Pandemic and Policy Normalization”, în *Richmond Fed Economic Brief*, nr. 20-06, pp. 1–6.
- Lucas, André, Bernd Schwaab și Xin Zhang, 2014, „Conditional euro area sovereign default risk”, în *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 32 (2), pp. 271–284.
- Lyons, Angela C, John E Grable și Ting Zeng, 2019, *Impacts of financial literacy on the loan decisions of financially excluded households in the People’s Republic of China*, raport tehnic, Adbi working paper series.
- Ministerul de Finanțe al României, 2024, *Strategia de administrare a datoriei publice guvernamentale 2024-2026*, raport tehnic, Direcția Generală Trezorerie și Datorie Publică, <https://sgg.gov.ro/1/wp-content/uploads/2024/08/MEMO-3.pdf>.
- Ministerul Finanțelor, 2023a, *Datoria publică – Raport lunar*, raport tehnic, Ministerul Finanțelor, <https://mfinante.gov.ro/static/10/Mfp/buletin/executii/Raportdatoriapub122023.pdf>.
- , 2023b, *Strategia de administrare a datoriei publice guvernamentale 2023-2025*, raport tehnic, Accessed: 2024-11-20, Ministerul Finanțelor, [https://www.mfinante.gov.ro/static/10/Mfp/buletin/executii/Strategiedeadministrareadatorieipublicegevernamentale2023\\_2025.pdf](https://www.mfinante.gov.ro/static/10/Mfp/buletin/executii/Strategiedeadministrareadatorieipublicegevernamentale2023_2025.pdf).
- Molyneux, Philip, Alessio Reghezza, Chiara Torriero și Jonathan Williams, 2021, „Banks’ noninterest income and securities holdings in a low interest rate environment: The case of Italy”, în *European Financial Management*, vol. 27 (1), pp. 98–119.
- Nelson, Charles R și Andrew F Siegel, 1987, „Parsimonious modeling of yield curves”, în *Journal of Business*, pp. 473–489.
- Nyholm, Ken, 2018, „A Rotated Dynamic Nelson-Siegel Model”, în *Economic Notes: Review of Banking, Finance and Monetary Economics*, vol. 47 (1), pp. 113–124.
- , 2019, *A Practitioner’s Guide to Yield Curve Modelling*, raport tehnic, European Central Bank, [https://www.researchgate.net/profile/Ken-Nyholm/publication/335030343\\_A\\_Practitioner’s\\_Guide\\_to\\_Yield\\_Curve\\_Modelling\\_Lecture\\_notes\\_-\\_First\\_draft/links/5d4bd4ae299bf1995b6ea653/A-Practitioners-Guide-to-Yield-Curve-Modelling-Lecture-notes-First-draft.pdf](https://www.researchgate.net/profile/Ken-Nyholm/publication/335030343_A_Practitioner’s_Guide_to_Yield_Curve_Modelling_Lecture_notes_-_First_draft/links/5d4bd4ae299bf1995b6ea653/A-Practitioners-Guide-to-Yield-Curve-Modelling-Lecture-notes-First-draft.pdf).
- Ongena, Steven, Alexander Popov și Neeltje Van Horen, 2019, „The invisible hand of the government: Moral suasion during the European sovereign debt crisis”, în *American Economic Journal: Macroeconomics*, vol. 11 (4), pp. 346–379.
- Pesaran, H Hashem și Yongcheol Shin, 1998, „Generalized impulse response analysis in linear multivariate models”, în *Economics letters*, vol. 58 (1), pp. 17–29.
- Rojas, L.E. și D. Thaler, 2023, *The bright side of the doom loop: Banks’ sovereign exposure and default incentives*, raport tehnic, ECB Working Paper Series, [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=4774441](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=4774441).

- S&P Global Ratings, 2023, *Europe's Sovereign-Bank Nexus: Old Habits, New Risks*, raport tehnic, Accessed: 2024-11-20, S&P Global Ratings, <https://www.spglobal.com/ratings/en/research/articles/231130-europe-s-sovereign-bank-nexus-old-habits-new-risks-12913569>.
- Sol Murta, Fátima și Paulo Miguel Gama, 2022, „Does financial literacy “grease the wheels” of the loans market? A note”, în *Studies in Economics and Finance*, vol. 39 (2), pp. 331–341.
- Sosa-Padilla, Cesar, 2018, „Sovereign defaults and banking crises”, în *Journal of Monetary Economics*, vol. 99, pp. 88–105.
- The World Bank, 2023, *Bulgaria Public Finance Review 2023*, raport tehnic, The World Bank, [https://documents1.worldbank.org/curated/en/099122123051567091/pdf/P18022318324dc060196411826bccae6a6e.pdf?\\_gl=1\\*x7lq56\\*\\_gcl\\_au\\*OTkwNzk2NzM5LjE3MjI3NjcyMDE](https://documents1.worldbank.org/curated/en/099122123051567091/pdf/P18022318324dc060196411826bccae6a6e.pdf?_gl=1*x7lq56*_gcl_au*OTkwNzk2NzM5LjE3MjI3NjcyMDE).
- Tuladhar, Ms Anita, Mr Alexander W Hoffmaister și Mr Jorge Roldos, 2010, *Yield curve dynamics and spillovers in central and eastern European countries*, International Monetary Fund.



# Anexa A

## Anexe

În această secțiune am inclus informații suplimentare și detalii relevante pentru susținerea analizei prezentate în raport. Anexele cuprind tabele, grafice, calcule, și alte elemente care oferă o imagine mai detaliată asupra datelor și metodologiei utilizate. Acestea au fost structurate logic și numerotate pentru a facilita accesul rapid la informațiile necesare și pentru a sprijini transparența și replicabilitatea cercetării. Fiecare anexă este menționată în textul principal pentru a sublinia legătura cu concluziile studiului.

### A.1 Detalii cu privire la variabilele explicative selectate în eșantionul de date

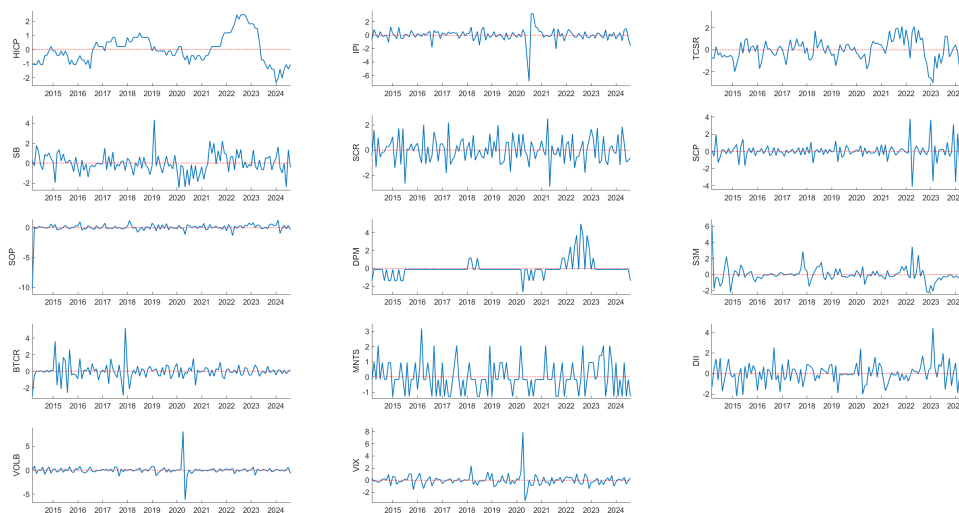


Figura A.1: Dinamica variabilelor explicative (endogene)



Tabela A.1: Definiții și surse de date

Cod	Denumire indicator	U.M	Explicații	Sursa
HICP	Rata inflației	% pe an	Rata medie de variație pe ultimele 12 luni	EUROSTAT
IPI	Indicele producției industriale	puncte	Indicii producției industriale, pe activități ale industriei, CAEN Rev.2 - serie ajustată cu numărul de zile lucrătoare - an de baza 2021	INS (TEMPO)
TCSR	Total credit sector real	mld. lei	Totalul creditului către gospodării și societăți nefinanciare	BNR
SB	Sold bugetar	% din PIB	Suma deficitelor din ultimele 12 luni raportate la PIB	MF, execuții lunare
SCR	Sold cont curent	mil. euro	Valoarea totală a exporturilor de bunuri și serviciilor minus valoarea totală a importurilor.	BNR
SCP	Sold cont capital	mil. euro		BNR
SOP	Sold din operațiunile de piață	mil. lei	Suma dintre facilitatea de depozit a BNR, operațiuni reverse repo și depozitele atrase minus operațiuni repo și facilitatea de credit a BNR	BNR
DPM	Rata de dobândă de politică monetară	% pe an	Rata dobânzii utilizată pentru principalele operațiuni de piață monetară ale BNR	BNR
S3M	Spread ROBOR3M - DPM	puncte procentuale	Diferența dintre ROBOR 3 luni și rata de dobândă de politică monetară (DPM)	
BTCR	Bid-to-cover ratio	%	Valoarea totală a titlurilor subscribe raportat la valoarea totală a titlurilor emise pe piața primară a titlurilor de stat, pentru titlurile denuminate în lei	MF, raportul privind datoria publică
MNTS	Valorile medii ponderate ale scadențelor rămase ale titlurilor de stat pe piața internă	ani	Media echiponderată a scadențelor titlurilor de stat emise în luna respectivă	MF, raportul privind datoria publică
DII	Dețineri investitori internaționali	% valoarea totală a emisiunilor	Valoarea deținerilor investitorilor internaționali raportat la valoarea totală a obligațiunilor emise și aflate în circulație	MF, raportul privind datoria publică
VOLB	Indicele de volatilitate al bancilor listate la BVB	% pe an	Indicele de volatilitate al acțiunilor abncare listate pe Bursa de Valori București	Calculare proprii <sup>†</sup>
VIX	VIX	% pe an	Chicago Board Options Exchange's CBOE Volatility Index	CBOE

Note: <sup>†</sup> Modelatatea de estimare este detaliată în secțiunea 4.2.3.

Tabela A.2: Statistici descriptive ale variabilelor diferențiate

Variabilă	Medie	DevStd	Min	Max	Mediană	Q25	Q75	Skewness	Kurtosis
HICP	0.0325	0.3116	-0.7000	0.8000	0.0000	-0.2000	0.2000	0.4694	3.0468
IPI	0.0437	4.0363	-27.8000	13.1000	0.3000	-1.3000	1.7000	-2.5355	21.6328
TCSR	1.4812	1.4592	-2.8892	6.1257	1.5195	0.6368	2.2797	-0.0092	3.8362
SB	-0.0352	0.3556	-0.9175	1.5132	-0.0749	-0.2270	0.1806	0.4752	5.4018
SCR	-18.3413	507.5442	-1493.0000	1245.0000	-56.0000	-352.0000	323.0000	0.0441	2.9911
SCP	0.4762	578.6866	-2382.0000	2193.0000	8.5000	-199.0000	213.0000	-0.1681	9.3707
SOP	-736.0794	13385.9838	-137203.7000	16118.1000	90.9000	-2591.2000	3826.5000	-8.4809	87.2349
DPM	0.0238	0.1960	-0.5000	1	0.0000	0	0.0000	2.2312	11.2366
S3M	0.0057	0.2659	-0.5990	1.6629	-0.0190	-0.0882	0.0777	2.2527	15.4369
BTCR	-0.0103	0.6528	-1.9500	3.4000	0.0000	-0.3000	0.2000	1.0040	10.1652
MNTS	0.0151	0.0894	-0.1000	0.3000	0.0000	0	0.1000	0.6068	3.0320
DII	0.0315	0.8554	-1.8600	3.8000	0.0000	-0.5000	0.5000	0.5692	5.3833
VOLB	-0.0004	0.9177	-5.6634	7.4249	0.0334	-0.2109	0.1966	2.3307	46.3670
VIX	0.0011	4.8477	-16.2830	38.1079	-0.1874	-1.7695	1.7069	3.5895	32.5869

Tabela A.3: Statistici descriptive ale variabilelor diferențiate și standardizate

Variabilă	Medie	DevStd	Min	Max	Mediană	Q25	Q75	Skewness	Kurtosis
HICP	0.0000	1	-2.3509	2.4630	-0.1044	-0.7463	0.5374	0.4694	3.0468
IPI	0.0000	1	-6.8983	3.2347	0.0635	-0.3329	0.4104	-2.5355	21.6328
TCSR	0.0000	1	-2.9951	3.1829	0.0263	-0.5787	0.5472	-0.0092	3.8362
SB	0.0000	1	-2.4813	4.3546	-0.1116	-0.5395	0.6069	0.4752	5.4018
SCR	0.0000	1	-2.9055	2.4891	-0.0742	-0.6574	0.6725	0.0441	2.9911
SCP	0.0000	1	-4.1170	3.7888	0.0139	-0.3447	0.3673	-0.1681	9.3707
SOP	0.0000	1	-10.1948	1.2591	0.0618	-0.1386	0.3408	-8.4809	87.2349
DPM	0.0000	1	-2.6721	4.9797	-0.1215	-0.1215	-0.1215	2.2312	11.2366
S3M	0.0000	1	-2.2748	6.2336	-0.0932	-0.3532	0.2708	2.2527	15.4369
BTCR	0.0000	1	-2.9713	5.2240	0.0158	-0.4437	0.3222	1.0040	10.1652
MNTS	0.0000	1	-1.2878	3.1885	-0.1687	-0.1687	0.9503	0.6068	3.0320
DII	0.0000	1	-2.2113	4.4057	-0.0368	-0.6214	0.5477	0.5692	5.3833
VOLB	0.0000	1	-6.1708	8.0913	0.0369	-0.2293	0.2148	2.3307	46.3670
VIX	0.0000	1	-3.3591	7.8607	-0.0389	-0.3652	0.3519	3.5895	32.5869

Tabela A.4: Matricea de corelație a variabilelor diferențiate și standardizate

	HICP	IPI	TCSR	SB	SCR	SCP	SOP	DPM	S3M	BTCR	MNTS	DII	VOLB	VIX
HICP	1	0.0454	0.0287	0.1286	0.0075	0.0035	0.0897	0.5537	0.0005	0.0217	-0.0017	0.1912	0.0161	0.0187
IPI	0.0454	1	0.1222	0.1039	0.1676	-0.0003	0.0408	0.0437	-0.0480	-0.0177	0.0705	0.0390	0.0614	0.0788
TCSR	0.0287	0.1222	1	0.1680	-0.1481	-0.0309	-0.0344	0.0519	0.3331	-0.0807	-0.1987	-0.1241	-0.0727	-0.0178
SB	0.1286	0.1039	0.1680	1	0.0479	-0.0236	0.0047	0.1392	0.0725	-0.1756	0.0645	-0.0023	0.1202	-0.0291
SCR	0.0075	0.1676	-0.1481	0.0479	1	-0.1187	0.0366	-0.0017	-0.0125	-0.1169	0.1419	-0.0227	0.0780	0.0106
SCP	0.0035	-0.0003	-0.0309	-0.0236	-0.1187	1	0.0041	0.0388	-0.0529	-0.0056	-0.0355	-0.1243	-0.1428	-0.0267
SOP	0.0897	0.0408	-0.0344	0.0047	0.0366	0.0041	1	0.1518	-0.6540	0.2462	0.0106	0.1371	0.0742	0.0193
DPM	0.5537	0.0437	0.0519	0.1392	-0.0017	0.0388	0.1518	1	-0.2443	-0.0592	0.0821	0.1946	-0.1511	-0.1734
S3M	0.0005	-0.0480	0.3331	0.0725	-0.0125	-0.0529	-0.6540	-0.2443	1	-0.1464	-0.1648	-0.1940	0.1070	0.1419
BTCR	0.0217	-0.0177	-0.0807	-0.1756	-0.1169	-0.0056	0.2462	-0.0592	-0.1464	1	-0.1981	0.0564	-0.0479	0.0185
MNTS	-0.0017	0.0705	-0.1987	0.0645	0.1419	-0.0355	0.0106	0.0821	-0.1648	-0.1981	1	0.2790	0.0542	-0.0844
DII	0.1912	0.0390	-0.1241	-0.0023	-0.0227	-0.1243	0.1371	0.1946	-0.1940	0.0564	0.2790	1	0.0116	-0.0809
VOLB	0.0161	0.0614	-0.0727	0.1202	0.0780	-0.1428	0.0742	-0.1511	0.1070	-0.0479	0.0542	0.0116	1	0.7621
VIX	0.0187	0.0788	-0.0178	-0.0291	0.0106	-0.0267	0.0193	-0.1734	0.1419	0.0185	-0.0844	-0.0809	0.7621	1

Tabela A.5: Statistici descriptive ale factorilor standardizati

Variabilă	Medie	DevStd	Min	Max	Mediană	Q25	Q75	Skewness	Kurtosis
F1	0.0000	1	-1.9378	6.1147	-0.0777	-0.4143	0.1849	2.6787	15.1862
F2	0.0000	1	-6.0603	3.0916	0.0187	-0.3466	0.5317	-1.6851	12.9809
F3	0.0000	1	-5.6258	2.5165	0.0115	-0.3668	0.4363	-1.8144	12.5475

## A.2 Funcții de răspuns la impuls pentru celelalte variabile din modelul SRB3

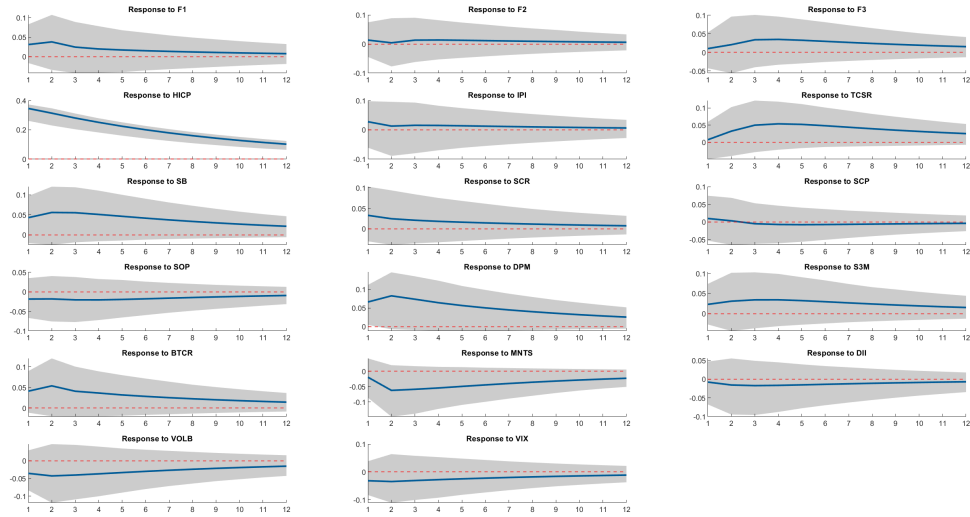


Figura A.2: Funcții de răspuns la impuls pentru inflație (HICP)

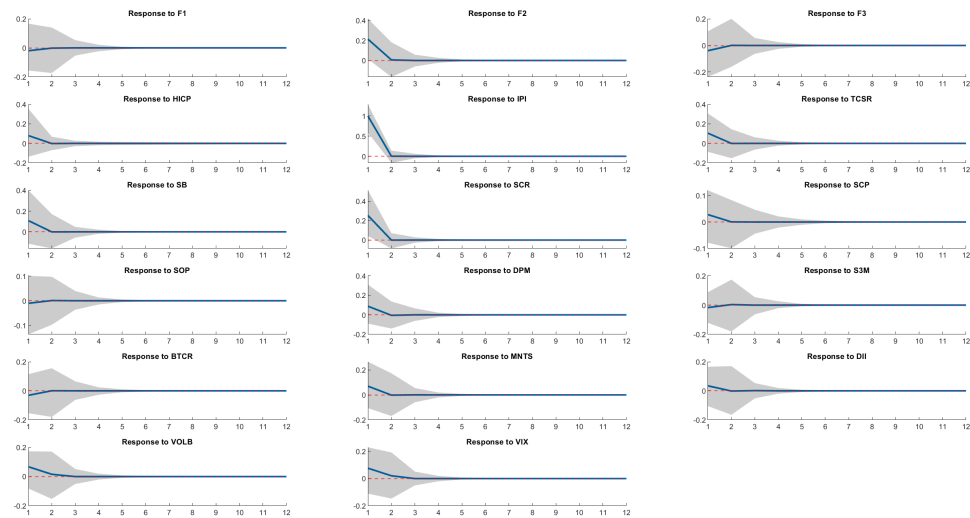


Figura A.3: Funcții de răspuns la impuls pentru producția industrială (IPI)

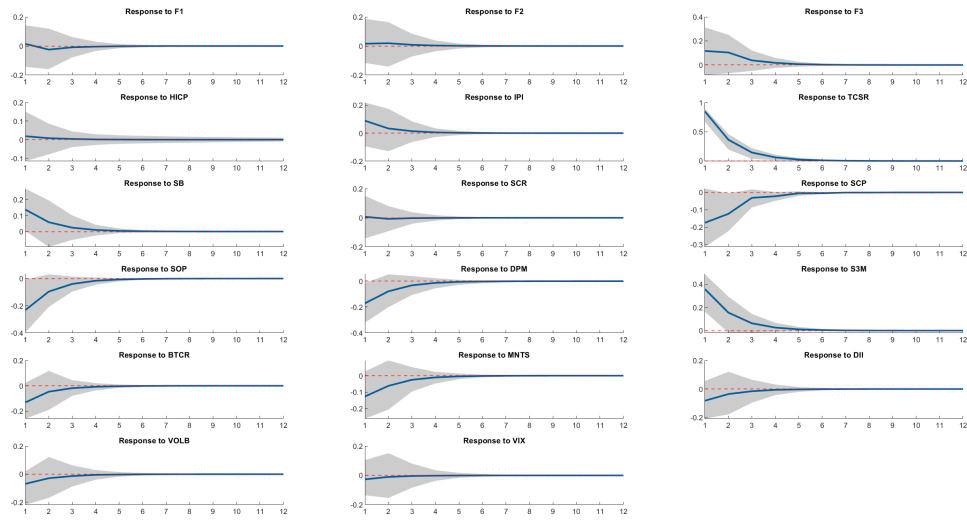


Figura A.4: Funcții de răspuns la impuls pentru total credit sector real (TCSR)

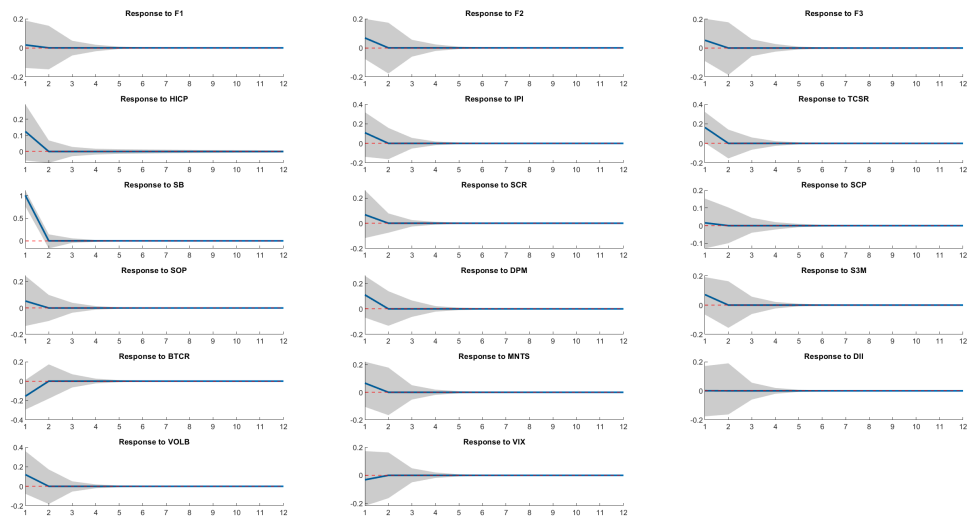


Figura A.5: Funcții de răspuns la impuls pentru soldul bugetar (SB)

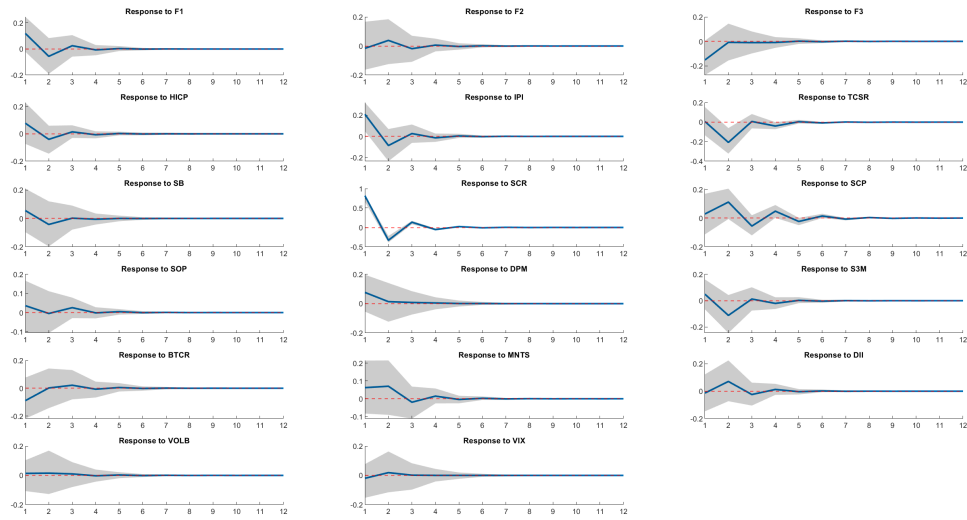


Figura A.6: Funcții de răspuns la impuls pentru contul curent (SCR)

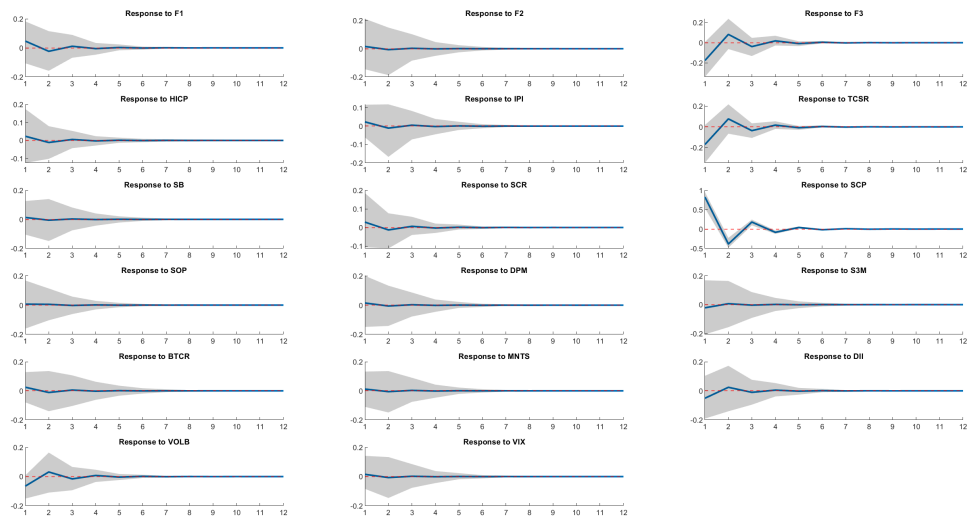


Figura A.7: Funcții de răspuns la impuls pentru contul de capital (SCP)

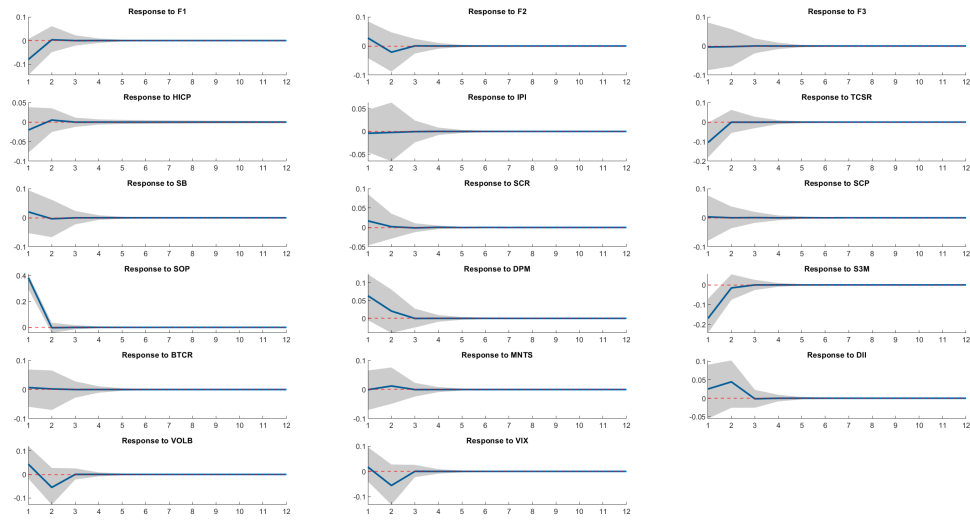


Figura A.8: Funcții de răspuns la impuls pentru soldul operațiunilor de piață (SOP)

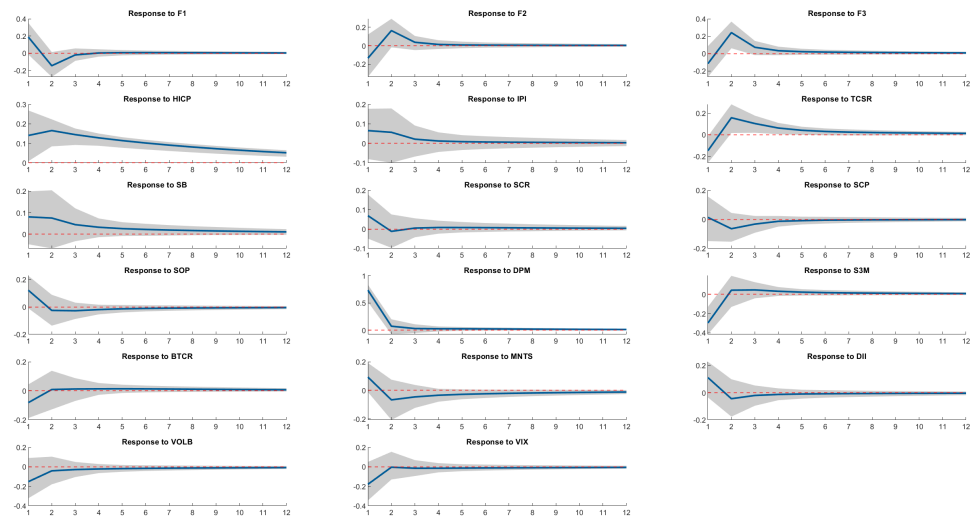


Figura A.9: Funcții de răspuns la impuls pentru dobânda de politică monetară (DPM)

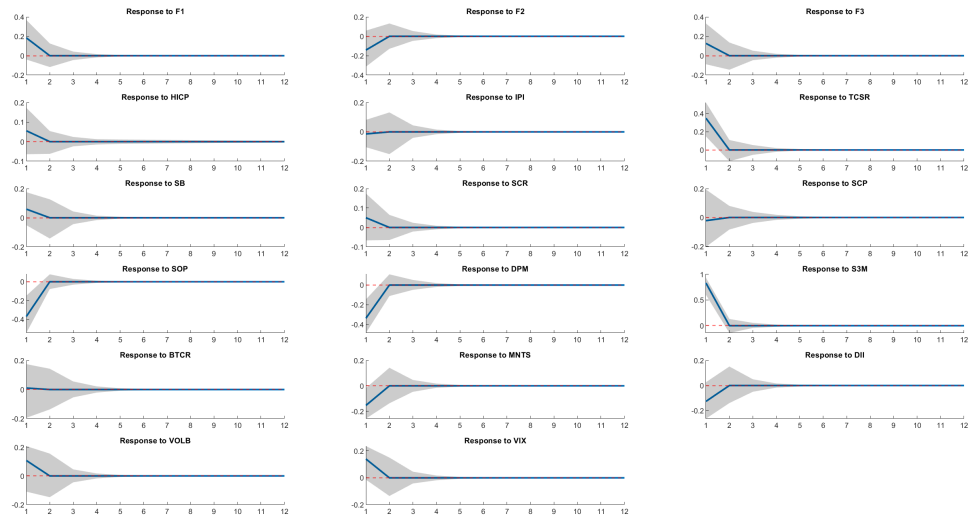


Figura A.10: Funcții de răspuns la impuls pentru spreadul de dobândă de piață (S3M)

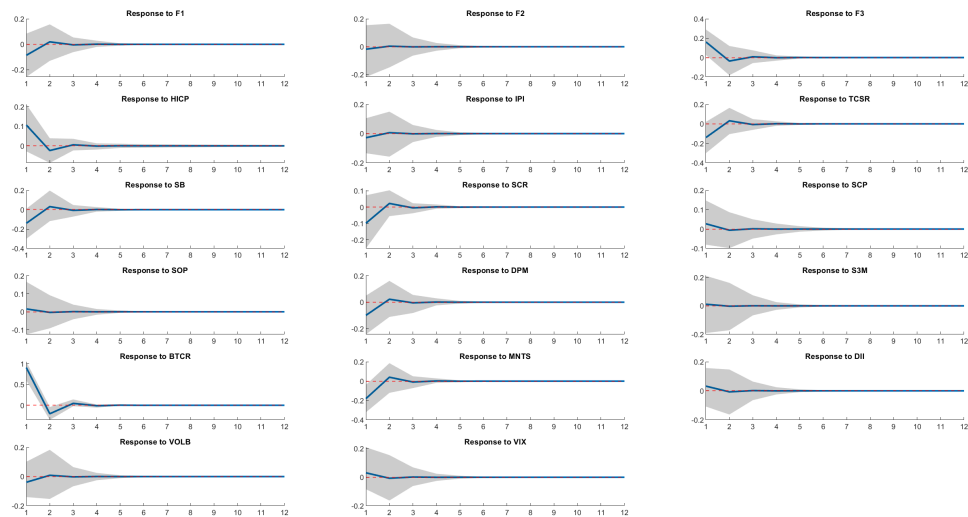


Figura A.11: Funcții de răspuns la impuls pentru bid-to-cover ratio (BTCR)



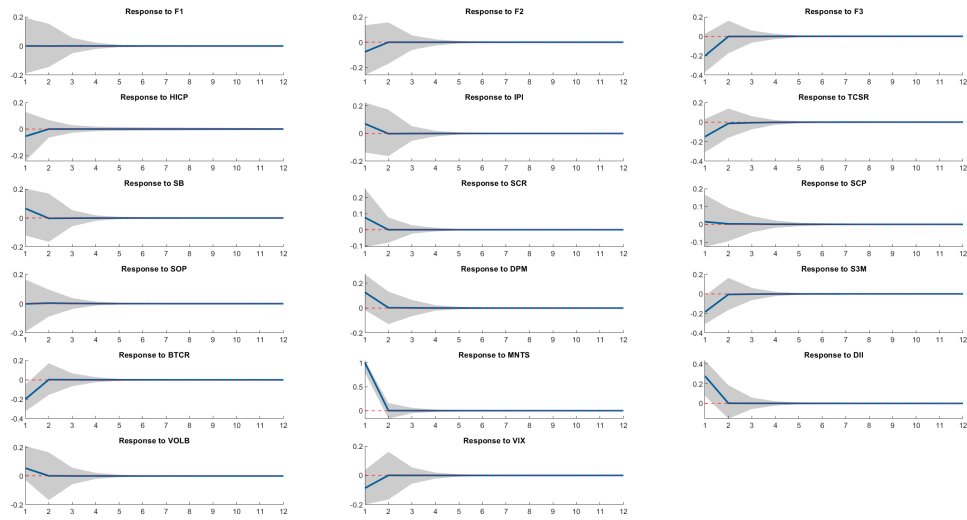


Figura A.12: Funcții de răspuns la impuls pentru scadența medie a titlurilor de stat (MNTS)

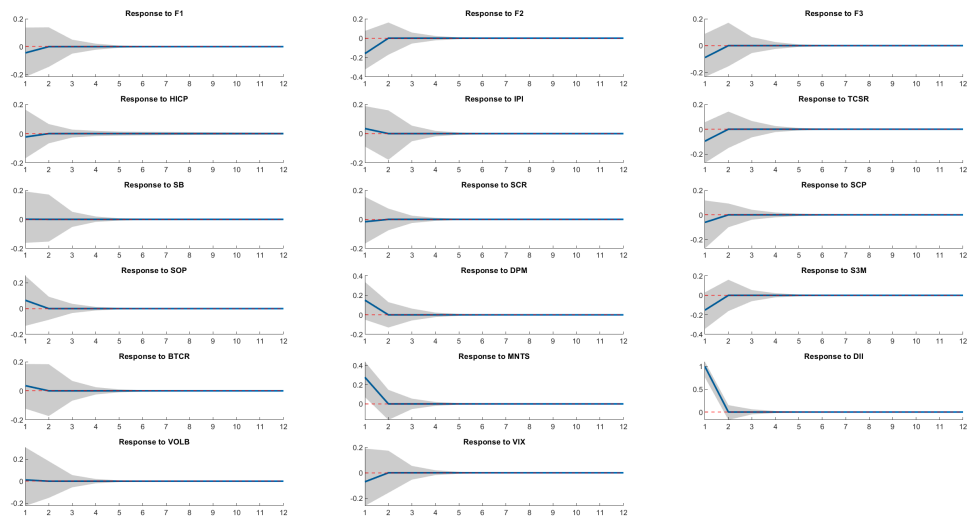


Figura A.13: Funcții de răspuns la impuls pentru deținerile investitorilor internaționali (DII)

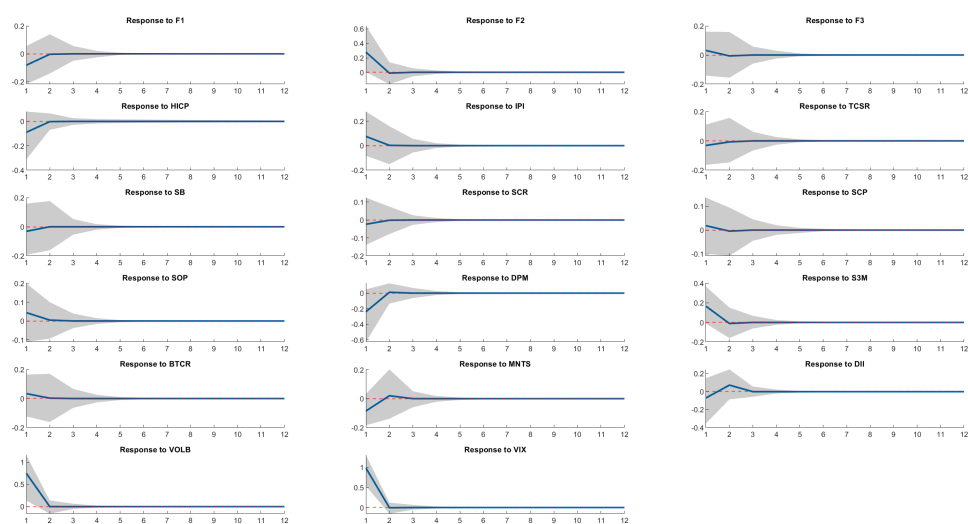


Figura A.14: Funcții de răspuns la impuls pentru stresul financiar global (VIX)