

FACTORI DETERMINANȚI AI VALORII FIRMELOR LISTATE DIN ROMÂNIA

DETERMINANTS OF FIRM VALUE: EVIDENCE FROM ROMANIAN LISTED COMPANIES

Student: Anastasia Patrînica¹¹

¹²⁾*Universitatea „Alexandru Ioan Cuza”, Iași, România*

Rezumat

Această lucrare studiază impactul factorilor microeconomici, macroeconomici și psihologici asupra valorii de piață a firmelor, exprimată prin coeficientul Tobin's Q. În baza studiilor de specialitate au fost elaborate 7 ipoteze de lucru care au fost testate prin metodele Ordinary Least Squares (OLS) și General Least Squares (GLS). Eșantionul a fost constituit din 259 de firme non-financiare listate la Bursa de Valori București, în perioada 2009-2017. Conform rezultatelor, dintre indicatorii de performanță internă, ROA exercită cea mai mare influență asupra variabilei dependente, în sens pozitiv. De asemenea, ROE și EBITDA au un impact semnificativ pozitiv asupra coeficientului Q. Cât despre dimensiunea și vârsta firmei, s-a constatat o relație negativă între acestea și valoarea de piață. În schimb, dimensiunea sectorului de activitate exercită un impact pozitiv și puternic asupra valorii firmelor. Pentru a surprinde emoțiile și comportamentul de turmă al investitorilor, am introdus variabila ESI (Economic Sentiment Indicator), care arată că valoarea companiilor listate poate fi subevaluată sau supraevaluată, această eroare persistând între un an și doi ani. Semnificația indicatorului se păstrează chiar și în prezența variabilelor macroeconomice. Astfel, ipoteza raționalității investitorilor este respinsă. La nivel macroeconomic, modificarea ratei inflației, ratei dobânzii și a ratei de schimb implică modificări ale performanței bursiere. Acest fapt respinge, de asemenea, ipoteza eficienței informaționale.

Cuvinte cheie:

Valoare de piață, Tobin's Q, indicatori de performanță, ESI, eficiență informațională, valoare fundamentală, indicatori macroeconomici.

Clasificare JEL

E44, G14, G41, L25.

Abstract

This paper studies the impact of microeconomic, macroeconomic and psychological factors on the market value of companies, expressed by the Tobin's Q coefficient. Based on specialized studies were developed 7 working hypotheses that were tested by Ordinary Least Squares (OLS) and General Least Squares (GLS). The sample consisted of 259 non-financial companies listed on the Bucharest Stock Exchange, in the period 2009-2017.

¹ Autor de contact, Anastasia Patrînica – npatrinica@gmail.com

According to the results, among the internal performance indicators, ROA exerts the greatest influence on the dependent variable, in a positive sense. ROE and EBITDA also have a significant positive impact on the Q coefficient. Regarding the size and age of the company, a negative relationship was found between them and the market value. Instead, the size of the business sector has a positive and strong impact on the value of companies. To capture the emotions and behavior of investors, we introduced the variable ESI (Economic Sentiment Indicator), which shows that the value of listed companies can be undervalued or overvalued, this error persisting between one and two years. The significance of the indicator is maintained even in the presence of macroeconomic variables. Thus, the hypothesis of investor rationality is rejected. At the macroeconomic level, changes in the inflation rate, the interest rate and the exchange rate imply changes in stock market performance. This also rejects the hypothesis of information efficiency.

Keywords:

Market value, Tobin's Q, performance indicators, ESI, informational efficiency, fundamental value, macroeconomic indicators.

JEL Classification:

E44, G14, G41, L25.

Introducere

În ultimii ani asistăm la o creștere spectaculoasă a valorii tranzacțiilor bursiere în lume, de la 5% din PIB în 1975, la 150% din PIB în 2015 (Capelle-Blancard, 2017). Piețele financiare sunt într-o continuă dezvoltare, iar actorii implicați în procesul de cumpărare-vânzare recurg tot mai des la conceptul de valoare. Însă provocarea nu constă în măsurarea valorii întreprinderii, ci a indentificării și măsurării factorilor ce determină această valoare. Cunoașterea factorilor determinanți facilitează adoptarea deciziilor investiționale de către companii, care au ca scop maximizarea valorii bursiere. Din perspectiva investitorului, cunoașterea factorilor determinanți poate oferi un răspuns la întrebarea „De ce unele firme reușesc, iar altele eșuează?”.

Motivația cercetării derivă din necesitatea cunoașterii procesului de formare și evoluție a valorii bursiere, dat fiind contextul evolutiv al pieței financiare din România și provocările ingineriei financiare la adresa creării de valoare adăugată. Scopul lucrării este de a comensura impactul factorilor microeconomici, macroeconomici și psihologici asupra valorii de piață.

Pornind de la ideea că pe o piață eficientă valoarea bursieră reprezintă suma fluxurilor de trezorerie viitoare actualizate, ne propunem în primul rând estimarea variabilelor fundamentale, precum ROA, ROE, EBITDA, gradul de îndatorare, nivelul activelor, vârsta firmei și dimensiunea sectorului de activitate. În literatura de specialitate nu s-a ajuns la un consens general cu privire la impactul factorilor microeconomici, prin urmare cercetarea respectivă vine cu o completare a imaginii de ansamblu. Semnificația indicatorilor contabili nu poate fi contestată, totuși finanțele comportamentale conturează tot mai mult limitele analizei contabile. Capitalizarea bursieră este un indicator supus legii cererii și ofertei, prin urmare se pune problema eficienței pieței financiare, concept introdus de Fama (1970). Valoarea bursieră este direct dependentă de capacitatea investitorilor de a evalua la justa

valoare acțiunile tranzacționate. De aceea, vrem să testăm semnificația emoțiilor investitorilor în procesul de evaluare a întreprinderii. Cunoaștem, de asemenea, că evoluția cadrului macroeconomic nu este neutră în raport cu evoluția economiei reale. Dat fiind conexiunea dintre economia reală și cea financiară, interesează dacă modificarea variabilelor macroeconomice implică modificări pe piața de capital. Bursa de Valori București fiind o piață emergentă, anticipăm un impact semnificativ al variabilelor macroeconomice și, respectiv, respingerea ipotezei eficienței informaționale.

Studiul aduce un element de originalitate în literatura de specialitate prin faptul că estimează influența factorului psihologic prin intermediul unei regresii multivariate, și anume prin controlul factorilor raționali (indicatorii contabili și variabilele macroeconomice).

Lucrarea de cercetare este structurată pe 3 părți: 1) Recenzia literaturii științifice – trecerea în revistă a teoriei financiare și a rezultatelor empirice obținute de cercetători în studierea problematicii evaluării întreprinderii, 2) Metodologia cercetării – definirea variabilelor țintă și a ipotezelor de cercetare, prezentarea eșantionului, identificarea instrumentelor de cercetare și efectuarea testelor de robustețe, 4) Rezultate și discuții – prezentarea rezultatelor și interpretarea acestora.

Recenzia literaturii științifice

Conform literaturii de specialitate, procesul de evaluare a întreprinderii este unul complex, ca urmare a multitudinii factorilor ce trebuie luați în calcul. Ori, provocarea nu constă în măsurarea valorii întreprinderii, ci a indentificării și măsurării factorilor ce determină această valoare. În vederea realizării unui studiu pertinent atât din punct de vedere statistic, cât și din punct de vedere economic, e nevoie să obținem o imagine de ansamblu a indicatorilor financiari și nefinanciari care influențează performanța întreprinderii. Mai mult, e nevoie să cunoaștem și să înțelegem comportamentul investitorului în fundamentarea deciziei de investiție.

Este larg recunoscut faptul că remunerarea acționarilor reprezintă o variabilă dominantă în cadrul managementului deciziilor unei companii. Studiile de specialitate încearcă să identifice indicatorii de performanță financiară care sunt cel mai bine corelați cu performanța de piață a întreprinderii, exprimată de obicei prin coeficientul Q al lui Tobin sau MVA (Market Value Added). Studiul realizat de Adjaoud (1988) în baza a 259 de firme canadiene în perioada 1971-1980 arată o legătură directă între rentabilitatea financiară (ROE) și cursul bursier. S-a constatat că firmele care mențin rentabilitatea financiară ridicată pe termen mediu și lung, reușesc să creeze valoare pentru acționari. Creșterea sustenabilă a rentabilității financiare indică prezența oportunităților rentabile de investiție, informație captată de piață și reflectată în prețul acțiunilor (Carosi, 2016). Rentabilitatea financiară reprezintă unul dintre cei mai îndrăgiți și utilizați indicatori de performanță, întrucât sintetizează rezultatul final al analizei financiare. Însă potrivit analizei DuPont, ROE depinde de trei elemente manevrabile, precum marja comercială, rotația activelor și levierul financiar. Ori, după Rappaport (1986), citat de Wet și Toit (2007, p.2), indicatorul rotația activelor este afectat de rata inflației, astfel încât o creștere a acestuia nu înseamnă neapărat o utilizare mai eficientă a activelor. Cu toate că ROE face legătura dintre contul de profit și pierdere (profitul net) și bilanț (capitalurile proprii), Wet și Toit (2007) subliniază un șir de lacune ale rentabilității financiare: (i) profitul poate fi manipulat în mod legal prin

intermediul practicilor contabile; (ii) indicatorul ține cont doar de costul capitalului împrumutat, dar nu și de costul capitalului propriu; (iii) creșterea ROE ca urmare a creșterii nivelului de îndatorare sporește riscul financiar și poate afecta valoarea companiei în viitor.

Eficiența scăzută a managementului tradițional, bazat pe analiza datelor contabile, a condus la necesitatea implementării unui management bazat pe valoare. Conceptul de „Value Based Management” (VBM) „mută accentul dinspre maximizarea venitului spre maximizarea valorii create pentru acționari, dinspre folosirea cu precădere a datelor contabile spre folosirea dinamicii fluxurilor de numerar” (Ciolac, 2006, p.167). Fluxurile operaționale de trezorerie oferă investitorilor imaginea pură a activității de exploatare. După Weissenrieder (1997, p.3) instrumentele de analiză cel mai frecvent utilizate în cadrul VBM sunt: Economic Value Added (EVA), Market Value Added (MVA), Shareholder Value Added (SVA), Cash Flow Added (CFA) și Cash Flow Return on Investments (CFROI). Deși teoretic se consideră că există o legătură puternică între EVA și MVA, în studiul empiric realizat de Hall și Brumer (1999) se obține o corelație slabă, însă mai semnificativă economic decât în cazul indicatorilor ROE, ROA, EPS și DPS. Dimpotrivă, Mouelhi și Saint-Pierre (2009) constată că între EVA și MVA există o puternică relație de cointegrare, în comparație cu alte variabile studiate, precum Profit/acțiune, Cash-flow operațional/acțiune și Profit rezidual/acțiune. După Finegan (1991) EVA reprezintă cel mai bun indicator economic de măsurare a performanțelor periodice. Weissenrieder (1997) însă nu include EVA printre indicatorii bazați pe valoare, deoarece calculul acesteia reflectă performanța contabilă, și nu cea economică a întreprinderii. Pentru a reda imaginea fidelă a poziției financiare, EVA trebuie să suporte peste 164 de corecții/ajustări, ceea ce este foarte greu de efectuat în practică. De aceea, Ottosson și Weissenrieder (1996) sunt convinși că, prin simplitatea sa, Cash Value Added, indicatorul ce ia în calcul fluxurile de trezorerie operaționale, durata de viață a investițiilor și costul acestora, reflectă mult mai bine câștigurile reale generate de întreprindere. Principala diferență între CVA și alți indicatori economici constă în faptul că acesta nu ține cont de amortizare și provizioane.

Întrucât firmele activează într-o „economie de îndatorare”, examinarea structurii financiare ocupă un loc deosebit în studiile cercetătorilor. În funcție de politica de finanțare, întreprinderile sunt supuse mai mult sau mai puțin riscului financiar, dar în același timp și efectului de levier. Printre primii care au studiat relația dintre politica de finanțare și valoarea întreprinderii au fost Modigliani și Miller (1958). Potrivit lor, într-un mediu economic ideal, structura financiară este neutră față de performanța întreprinderii, care depinde doar de rentabilitatea așteptată de acționari. Irealismul acestui model a condus la apariția altor studii ce iau în calcul imperfecțiunile. Astfel, Durand (1952), citat de Kerzabi, (2015, p.59) a constatat că „există o structură financiară optimă (datorii + capitaluri proprii) care minimizează costul mediu ponderat al capitalului și, prin urmare, maximizează valoarea întreprinderii în favoarea acționarilor.” Damodaran (2006) abordează în lucrarea sa arbitrajul dintre finanțarea prin fonduri proprii și finanțarea prin datorii și scoate în evidență avantajul fiscal al cheltuielilor cu dobânzile, ceea ce are un impact pozitiv asupra rezultatului. Graham (1996) adaugă că avatajele îndatorării sunt cu atât mai importante cu cât rata impozitului este mai mare, observând un nivel al îndatorării mai ridicat la firmele impozitate mai scump. Pe de altă parte, obligațiile financiare față de creditori disciplinează managerii și îi stimulează să facă investiții în proiecte rentabile (Zavala și Salgado, 2018, Anton, 2018). Totuși, cu cât întreprinderile se îndatorează mai mult, cu atât sunt mai puțin flexibile în luarea deciziei de investiție, deoarece creditorii exercită mai multă presiune (Lazăr, 2016). Creșterea gradului de îndatorare implică, de asemenea, creșterea riscului de

neplată. La rândul lor, apariția dificultăților financiare atrag după sine costuri semnificative legate de faliment. Astfel, Kareem și Awodiran (2018) conchid că o structură optimă a capitalurilor există doar în cazul în care avantajele fiscale aferente datoriilor financiare sunt egale cu costurile de faliment. Unii autori nu au ajuns la un consens în relația dintre structura financiară și performanța întreprinderii. Astfel, s-a constatat o relație pozitivă între structura financiară și variabilele dependente ROA și Cifra de afaceri și o relație negativă între structura financiară și variabilele dependente Profit/acțiune, Rentabilitatea comercială și ROE (Rehman, 2013).

Companiile creează valoare pentru acționari prin două modalități: 1) creșterea ratei dividendului și/sau 2) creșterea prețului acțiunii. Deciziile de politică financiară urmăresc armonizarea dorinței acționarilor de a fi remunerați astăzi cu aceea de a asigura o dezvoltare durabilă a firmei în viitor. Este cunoscut faptul că anunțurile privind modificarea ratei dividendului afectează valoarea firmei. Totuși, efectele politicii de dividend rămân un subiect de controversă. Într-o economie fără impozite, Modigliani și Miller înaintează ipoteza potrivit căreia politica de dividend nu are niciun impact asupra valorii firmei și asupra costului capitalului. Însă potrivit lui Gordon (1959) politica de dividend afectează costul capitalului atunci când investitorii preferă un dividend mai important. Studiile realizate de Miller și Rock (1985), John și Williams (1985), citate de Yoon și Starks (1995, p.996) relevă conținutul informativ al dividendului prin intermediul teoriei semnalului. Prezența asimetriei informaționale determină managerii să utilizeze dividendul ca mijloc de comunicare cu investitorii, în vederea transmiterii informațiilor despre poziția financiară a întreprinderii. Aceste informații sunt susceptibile de a influența anticipațiile investitorilor asupra cash-flow-urilor curente și viitoare. Totuși, Yoon și Starks (1995) constată că piața reacționează mai mult la scăderea dividendului, decât la creșterea acestuia. Jensen (1986) prezintă ipoteza cash flow-urilor disponibile, prin care sugerează că modificările ratei dividendului reflectă, de fapt, modificări ale politicii de investiții. Altfel spus, creșterea ratei dividendului se traduce prin scăderea oportunităților de investiții ale companiei și invers. De remarcat însă că prețul reacționează semnificativ doar în cazul în care modificările dividendului impactează așteptările investitorilor cu privire la mărirea investițiilor viitoare în proiecte cu valoare actuală netă negativă, conform Lang și Litzenberger (1989).

Conform literaturii de specialitate, investitorii manifestă interes față de dimensiunea sectorului de activitate atunci când analizează oportunitățile de investiție și apreciază nivelul riscului (Moati, 2000). Aceasta se explică prin faptul că unii factori acționează direct asupra potențialului întreprinderilor: creșterea cererii favorizează creșterea cifrei de afaceri, intensitatea concurenței stimulează rentabilitatea, inovația și dinamismul generează productivitate și crește viteza de rotație a activelor, etc. Studiul realizat în baza a 102 start-up-uri de către Milaud și Cabrol (2011) susține ideea, potrivit căreia caracteristicile industriei sunt corelate pozitiv cu valoarea pre-money estimată de către capitaliștii de risc. Această ipoteză este reiterată în lucrarea lui Braune și Grand (2013), iar rezultatele confirmă importanța oportunităților oferite de sectorul de activitate în creșterea companiei. Cu toate acestea, în interiorul unei industrii se poate observa o dispersie a nivelului performanței, ceea ce derivă din capacitatea inegală a firmelor de a exploata potențialul mediului de afaceri. Altfel spus, această dispersie provine din inegalitatea avantajelor competitive ale firmelor. Disle (2005, p.5) citează pe Woodward (1965), Lawrence și Lorsch (1973), adepți ai teoriei contingenței, care demonstrează influența factorilor

contextuali, printre care și mediul de afaceri, asupra structurii întreprinderii și a profitabilității acesteia.

Atât la nivel macroeconomic, cât și la nivel microeconomic se afirmă necesitatea reînnoirii și optimizării instrumentelor de măsurare a performanței economico-financiare, în vederea reflectării cât mai bine a rezultatelor degajate de o entitate economică și a coerenței acestora cu interesele părților implicate. Prin urmare, se observă tot mai mult preocuparea investitorilor pentru conceptul de guvernanta corporativă. O bună guvernanta se referă la stabilitatea factorilor de putere și la capacitatea acestora de a mobiliza resursele întreprinderii astfel încât să se atingă obiectivele cheie. Literatura de specialitate se focalizează pe rolul acționarului (investitorului) ca factor de progres în dezvoltarea durabilă a întreprinderii. Principalele studii, realizate în jurul teoriei agenției, propun mecanisme de control care să atenueze conflictul de interese dintre manageri și investitori (Jensen și Meckling, 1976; Fama, 1980; Schleifer și Vishney, 1986; citați de Sahut și Gharbi, 2011, p.51). Totuși, rezultatele acestor studii se adevăresc a fi contradictorii în funcție de contextul și țara analizată. Astfel, în lucrarea lui McConnell și Servaes (1990), prezența investitorilor instituționali este asociată cu ameliorarea performanței întreprinderii. Autorul face referire la capacitatea privilegiată a acestora de a accesa și a trata mai multă informație, ceea ce le permite să exercite un control mai bun, la un cost scăzut. Studiul realizat de Pound (1988) aduce mai multă lumină la acest subiect, afirmând că natura relației „investitori instituționali – performanță” depinde de scopul acestora. Așadar, J. Pound propune trei ipoteze: i) ipoteza controlului eficient, ii) ipoteza conflictului de interese și iii) ipoteza alinierii strategice. Ultimile două ipoteze denotă efectul negativ al prezenței investitorilor instituționali. Relația negativă este susținută și de Alexandre și Paquerot (2000) pentru companiile franceze. Vintilă și Gherghina (2014) identifică o relație neliniară pozitivă între deținerile intermediarilor financiari până în 50,3% și valoarea întreprinderii. În cazul în care participațiile depășesc acest prag, relația devine negativă, confirmându-se ipoteza conflictului de interese a lui J. Pound. Alți autori, precum Agrawal și Knoeber (1996), Faccio și Lasfer (2000), citați de Sahut și Gharbi (2011, p.53), au înaintat teza neutralității structurii de proprietate asupra performanței.

Performanța de piață a întreprinderilor depinde în mare măsură de factorii externi. Volatilitatea variabilelor macroeconomice poate avea efecte diverse asupra economiei reale și a piețelor financiare. Mișcarea indicilor bursieri este extrem de sensibilă la schimbările cadrului macroeconomic și la schimbările anticipațiilor agenților economici cu privire la perspectivele viitoare ale economiei. Dat fiind faptul că în ultimile decenii am asistat la accelerarea fenomenului de globalizare, putem enunța importanța semnificativă a volatilității ratei de schimb asupra rezultatelor companiilor și a valorii acestora. Rata de schimb este un vector de transmitere a șocurilor interne și un indicator prin intermediul căruia se manifestă ajustările economice (Drine și Rault, 2007). Teoretic, relația dintre rata de schimb și rentabilitatea acțiunilor poate fi: a) pozitivă, atunci când deprecierea monedei crește competitivitatea firmelor locale, b) negativă, în cazul în care aprecierea monedei naționale scumpește costul de producție al firmelor și c) slabă sau absența acesteia, în cazul în care creșterea/reducerea costului de producție este compensată de creșterea/reducerea volumului exporturilor. Într-un studiu realizat în baza companiilor petroliere listate la Bursa de Valori București, Popescu (2015, p.112) susține că „schimbările neașteptate în cursul ratelor de schimb influențează pe termen scurt prețul acțiunilor, această influență fiind disipată pe termen mai lung.” O altă industrie sensibilă la dezechilibrul cursului de schimb este industria prelucrătoare. Diop și colab. (2018) efectuează un studiu empiric în baza

companiilor prelucrătoare din Senegal, în perioada 1980-2015, iar rezultatele arată că atât deprecierea, cât și aprecierea excesivă au un impact negativ asupra performanței financiare, acest impact fiind unul liniar. Alți autori consideră că o monedă supraevaluată poate, în anumite circumstanțe, să favorizeze creșterea economică prin faptul că motivează întreprinderile exportatoare să-și sporească productivitatea (Porter, 1993, Harris, 2001, citați de Diop și colab., 2018, p.114). Drine și Rault (2007) analizează impactul deprecierei monedei asupra activității economice a țărilor în curs de dezvoltare. Studiul identifică o relație negativă, însă autorii sunt de părere că efectele deprecierei monedei depinde de natura fenomenului, amploarea sa și contextul economic. Sharma și Mahendru (2010) testează semnificația mai multor variabile macroeconomice, precum rata de schimb, rata inflației, prețul aurului și rezervele valutare asupra cursului acțiunii, iar rezultatele denotă o corelație negativă puternică ($\rho = -0,94$) între rata de schimb și cursul acțiunilor, o corelație pozitivă moderată ($\rho = 0,55$) între prețului aurului și cursul acțiunilor și o corelație slabă negativă între rata inflației și prețul acțiunilor ($\rho = -0,19$). Din contra, Bhattacharya (2003), investigând natura relației de cauzalitate dintre cursul acțiunilor și agregatele macroeconomice pentru sectorul extern, nu identifică nicio legătură dintre variația cursului de schimb și prețul acțiunilor.

În teoria economică nu s-a ajuns încă la un consens în ceea ce privește relația de cauzalitate dintre inflație și rentabilitățile acțiunilor, iar aceasta pentru că inflația este un fenomen complex în continuă evoluție. De la Keynes reținem că inflația este un fenomen structural care își are originea în dezechilibrul dintre cererea și oferta de mărfuri. Atunci când creșterea cererii efective nu mai stimulează creșterea producției, ca urmare a utilizării depline a factorilor de producție, se declanșează fenomenul de creștere generalizată a prețurilor. De cealaltă parte, monetariștii consideră că „inflația este pretutindeni și întotdeauna un fenomen monetar” (Friedman, 1993, p.193). Nu surplusul de cerere în raport cu oferta de bunuri creează inflație, ci surplusul de monedă din circulație (conform teoriei cantitative a banilor). Revenind la relația dintre inflație și rentabilitățile acțiunilor, economiștii constată că nu este o relație evidentă ca în cazul randamentelor obligațiunilor. Până în anii 1970, acțiunile erau considerate un instrument eficient de acoperire contra inflației. Această idee a fost susținută de teoria ratei dobânzii elaborată de Fisher (1930)², care prezice o relație pozitivă între rentabilitățile nominale ale activelor financiare și nivelul inflației. Însă perioada imediat următoare, caracterizată prin stagflație, a condus la reconsiderarea influenței inflației asupra prețului acțiunilor. Mai multe studii identifică o relație inversă, această anomalie fiind cunoscută în literatura de specialitate ca „stock return-inflation puzzle” (Roubah, 2007). Cohn și Lessard (1981) arată că, deși inflația determină creșterea prețurilor mărfurilor și scăderea valorii reale a datoriilor, companiile se confruntă, totodată, cu diminuarea valorii reale a amortizării fiscale, creșterea nevoii de fond de rulment și suplimentarea impozitului. Fama (1981) citat de Roubah (2007), sugerează că relația negativă dintre inflație și prețurile acțiunilor este înșelătoare, în sensul că inflația nu influențează fluxurile de numerar disponibile decât prin intermediul efectelor nefaste asupra economiei reale, iar înserarea unei variabile aferente activității reale ar atenua semnificația variabilei inflației. Alte studii conchid că inflația poate să se repercuteze asupra valorii de piață chiar dacă nu influențează activitatea reală. În vederea menținerii activității reale, întreprinderile ar putea recurge la creșterea gradului de

² $i = r^e + \pi^e$

i = rata dobânzii nominale, r^e = rata dobânzii reale, π^e = rata inflației

îndatorare, fapt ce ar modifica riscul financiar al întreprinderii. Prin urmare, un alt canal de propagare a efectelor negative ale inflației asupra valorii de piață este creșterea primei de risc aferentă investițiilor în acțiuni. De regulă, investitorii asociază inflația cu instabilitate economică și politică monetară restrictivă, iar o creștere a ratei dobânzii se traduce prin scăderea atractivității acțiunilor, în favoarea obligațiunilor nou emise.

Informațiile referitoare la performanța financiară a companiei sunt extrem de importante în fundamentarea deciziei de investiții, însă nu întotdeauna performanțele anterioare garantează performanțele viitoare. Ori, după cum afirmă Teall (2018), cursurile bursiere urmează un proces de mers aleatoriu sau „random walk”. Mai exact, mersul aleatoriu este un proces stohastic discret sau continuu care descrie o succesiune în timp de pași aleatorii între care nu există corelație. Lipsa corelației înseamnă că prețurile viitoare nu depind de informațiile prezente sau trecute. Altfel spus, piața își pierde memoria pe măsură ce timpul trece. În funcție de evoluția prețurilor, distingem trei tipuri de modele: „random walk” pur, „random walk” cu derivă și „random walk” cu derivă și trend³. Dacă prețurile acțiunilor nu urmează un mers aleatoriu, atunci piețele nu sunt considerate eficiente. Conform Fama (1970), o piață este eficientă dacă prețurile reflectă toate informațiile disponibile pe piață. În acest caz, prețul unui activ financiar este dat de valoarea actualizată a fluxurilor de trezorerie viitoare. Investitorii nu pot să bată piața, fiindcă orice oportunitate de arbitraj care se ivește este imediat corectată de către piață. În funcție de gradul de sensibilitate a prețurilor la noile informații, Fama propune trei forme ale eficienței pieței financiare: slabă, semi-tare și tare. Forma slabă a eficienței informaționale presupune că prețurile activelor financiare înglobează toate informațiile istorice astfel încât niciun actor de pe piața financiară nu poate obține profituri anormale în baza unei strategii de analiză a prețurilor istorice. Conform formei semi-tare a eficienței informaționale, pe lângă informațiile istorice, prețurile cuprind toate informațiile publice ce caracterizează activele financiare. Forma tare a eficienței informaționale este cea mai avansată (există doar din punct de vedere teoretic) și se manifestă atunci când prețurile reflectă atât informațiile publice, cât și informațiile private. În acest caz, există o simetrie informațională perfectă, adică absența oricărei oportunități de arbitraj. În studiile de specialitate (Kumar, 2016), testarea formei slabe se face prin detectarea proceselor non-staționare (cu ajutorul testelor ADF, Phillips Perron). Forma semi-tare poate fi testată prin intermediul studiului de eveniment care examinează cât de rapid prețurile acțiunilor se adaptează la publicarea rezultatelor financiare, anunțurilor privind modificarea dividendului, lansarea unui IPO sau divizarea acțiunilor. Forma tare a eficienței este mai greu de testat, deoarece constă în investigarea acțiunilor persoanelor din interiorul companiei, dacă aceștia au câștigat profituri anormale în urma utilizării informațiilor private. Studiul eficienței piețelor de capital este de o importanță iminentă, deoarece scoate în evidență cât de corect sunt alocate resursele între reprezentanții economiei reale.

³ „Random walk” pur ($Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t$) este un model non-staționar potrivit căruia prețurile din momentul „t” vor fi egale cu prețurile din momentul „t-1” plus o componentă stohastică numită „zgomot alb” $\sim N(0, \sigma^2)$. Dacă însă modelul prezice că prețurile la momentul „t” sunt egale cu prețurile din perioada anterioară plus o constantă (derivă) și un termen de „zgomot alb”, atunci procesul este unul „random walk” cu derivă ($Y_t = \alpha + Y_{t-1} + \varepsilon_t$). Al treilea model, cel mai complex care estimează evoluția prețurilor este „random walk” cu derivă și trend ($Y_t = \alpha + Y_{t-1} + \beta t + \varepsilon_t$). În cadrul acestui model, apare componenta de trend care face ca panta de creștere sau scădere a prețurilor să fie mai abruptă, în comparație cu modelele anterioare.

Ipotezele pieței eficiente au fost criticate în timp, ca urmare a anomaliilor apărute, precum „small firm effect” și „January effect” (Kumar, 2016). Tot mai multe studii empirice au conturat ideea că prețurile nu sunt „mișcate” doar de factorii economici fundamentali, dar și de factori psihologici. Noua teorie a finanțelor comportamentale delimitează rolul emoțiilor în stabilirea prețurilor pe piață. Majoritatea studiilor cercetate utilizează indicatorii ESI (Economic Sentiment Indicator), CCI (Consumer Confidence Indicator) și BCI (Business Confidence Indicator) pentru a cuprinde reacțiile exagerate ale investitorilor și comportamentul de turmă. Schmelting (2009) studiază impactul indicatorului de sentiment asupra rentabilităților acțiunilor din 18 țări și constată o legătură negativă. Atunci când indicatorul de sentiment este ridicat, rentabilitățile viitoare ale acțiunilor tind să fie mai scăzute și invers. Mai mult, prin intermediul unei analize cross-section, autorul subliniază că impactul indicatorului este mai puternic în țările cu un nivel scăzut al integrității pieței de capital și cu o cultură orientată spre comportamentul de turmă și reacții exagerate. Pentru a măsura factorii comportamentali, autorul utilizează gradul de colectivism⁴ și indicele evitării incertitudinii⁵, iar pentru a măsura nivelul de integritate al pieței, autorul construiește o variabilă dummy, distingând țările cu drept civil și țările cu drept comun⁶, și adaugă indicele „anti-director rights”⁷, indicele de percepere a corupției și standardele contabile. De asemenea, impactul indicatorului este mai pronunțat în cazul acțiunilor companiilor mici și a companiilor subevaluate, deoarece acestea sunt mai greu de evaluat și sunt mai rezistente la arbitraj. Aceleași rezultate sunt menționate în studiile Cibulskiene (2010) și Fernandes și colab. (2013) care testează semnificația factorilor comportamentali asupra piețelor de capital din regiunea Scandinavă, respectiv, din Portugalia.

Majoritatea studiilor susțin relația negativă dintre indicatorul de sentiment și rentabilitățile acțiunilor, însă apar controverse la cât de persistent este indicatorul în timp. Rezultatelor cercetărilor diferă în funcție de piețele analizate, proxy-ul ales pentru indicatorul de sentiment, variabilele independente și calitatea datelor colectate. Cert este că influența investitorilor iraționali este corectată în timp de către investitorii raționali, prin intermediul

⁴ Individualismul și colectivismul sunt două dintre elementele invocate de G. Hofstede care definesc cultura unei țări. Termenii fac referire la gradul în care societățile sunt integrate în grupuri și depind de ele. Individualismul indică faptul că obiectivele personale sunt prioritare celor comune, iar colectivismul arată că obiectivul bunăstării comune este pe primul plan, www.corporatefinanceinstitute.com.

⁵ Potrivit lui G. Hofstede, Uncertainty Avoidance Index (UAI) sau evitarea incertitudinii este un indice care măsoară gradul în care membrii unei societăți gestionează situațiile de incertitudine și ambiguitate, www.corporatefinanceinstitute.com. Țările cu un nivel ridicat de evitare a incertitudinii sunt mai puțin pregătite față de necunoscut, prin urmare investitorii din aceste țări vor reacționa într-un mod mai emoțional la evenimentele de pe piețele financiare. Un indice scăzut de evitare a incertitudinii arată că țara respectivă este mai tolerantă față de imprevizibil și, respectiv, investitorii sunt mai raționali în momente de cotitură.

⁶ Principala diferență dintre Dreptul civil și Dreptul comun constă în izvoarele dreptului. În Dreptul civil codurile sunt inspirate și elaborate în baza filosofiei și încearcă să acopere toate cazurile practice, pe când în Dreptul comun, soluționarea litigiilor se face în baza jurisprudenței – totalitatea normelor și principiilor dobândite prin practică.

⁷ Anti-director rights index este o măsură a gradului de protecție a shareholder-ilor în cadrul unei piețe financiare.

arbitrajului. Însă acest mecanism de echilibrare a piețelor are bineînțeles propriile limite. Faimoasa afirmație a lui J. M. Keynes „The market can remain irrational longer than you can remain solvent” face aluzie la limitele arbitrajului pe termen lung. Potrivit lui Brown și Cliff (2005), principalele limite care fac arbitrajul neputincios pe termen lung se referă la riscul asociat „noise” trader-ilor și costurile de agenție. „Noise” traderii sunt investitorii iraționali ale căror decizii de investiții sunt ghidate de efectul de turmă și reacțiile exagerate. Cu cât cererea de acțiuni a trader-ilor iraționali este mai importantă și mai corelată în timp, cu atât mai mult prețurile acțiunilor diverg de valoarea fundamentală. În acest caz, pentru a readuce prețurile la nivelul de echilibru, e nevoie de un capital suplimentar din partea arbitrajorilor, în caz contrar lipsa resurselor suplimentare poate duce la lichidarea pozițiilor și, prin urmare, la persistența prețurilor greșite. Costurile de agenție pot, de asemenea, să reducă puterea arbitrajului. Fondurile de investiții sunt arbitrajori importanți pe piață, însă acestea se confruntă cu limitele arbitrajului din cauza presiunilor din partea investitorilor. De cele mai multe ori, managerii de fonduri aplică strategii care să le mențină funcția, ocolind oportunitățile de arbitraj cu risc mai ridicat. Astfel, prețurile subevaluate sau supraevaluate se mențin mai mult timp pe piață.

Studiul realizat de Oprea și Brad (2014) asupra indicilor bursieri BET și BET-C ai Bursei de Valori București, în perioada 2002-2011, confirmă impactul indicatorului de sentiment CCI asupra rentabilităților acțiunilor, însă nu și pentru firmele din componența indicelui BET. De regulă, firmele mari au o poziție financiară stabilă, fiind mai predictibile și mai ușor de evaluat, ceea ce asigură menținerea prețului acțiunii în jurul valorii intrinseci. Rezultatele analizei univariate arată o legătură pozitivă semnificativă între CCI și rentabilitățile prezente ale acțiunilor din componența indicelui BET-C. Studiul evidențiază, de asemenea, eficiența ridicată a arbitrajului pe piața de capital din România, întrucât, potrivit rezultatelor, efectele traderilor iraționali sunt eliminate în mai puțin de o lună. Totuși studiul este limitat, deoarece nu ia în calcul influența altor factori fundamentali.

Alte variabile susceptibile de a influența creșterea și dezvoltarea întreprinderilor se referă la vârstă – măsurată în numărul de ani de la listarea la bursă sau de la înființare (Carosi, 2016), mărime – exprimată cel mai adesea prin total active sau cifra de afaceri (Lloyd și Jahera, 1994, Lazăr, 2016), caracteristicile managerului – nivelul de educație și formare, experiența sectorială (Miloud și Cabrol, 2011).

Metodologia cercetării

Variabila dependentă

Lucrarea de cercetare urmărește măsurarea performanței firmelor listate din România prin intermediul coeficientului Tobin's Q, care poate fi obținut ca raport între capitalizarea bursieră și total active. În literatura financiară Tobin's Q este pe larg folosit ca proxy pentru măsurarea oportunităților de investiții ale companiilor. Dacă Q este mai mare decât 1, piața anticipează că investițiile au o rentabilitate superioară costului capitalului investit. În plus, se consideră că teoretic firma are capacitatea de a crește rata dividendelor în viitor. O valoare mai mică decât 1 înseamnă că investițiile nu sunt fructificate pe deplin, iar acționarii vor privilegia o eventuală fuziune-achiziție cu o altă companie. Totodată, fundamentarea deciziei de investiții doar în baza raportului Q nu este suficientă, iar o analiză mai aprofundată ar putea conchide că un $Q < 1$ înseamnă, de fapt, că firma este subevaluată și invers. În comparație cu alți indicatori ai valorii firmelor, Tobin's Q face

legătura dintre performanța bursieră și cea contabilă, atenuând inconveniențele valorii patrimoniale (Activul net contabil) și ale capitalizării bursiere. Mai exact, avantajele utilizării raportului Q constau în factorii pe care îi ancorează, precum rata dobânzii, rentabilitatea acțiunilor și anticipațiile investitorilor.

Studiile de specialitate arată că Tobin's Q este utilizat pentru a explica diverse fenomene financiare, prin urmare interesează dacă Tobin's Q este cel mai potrivit proxy pentru măsurarea oportunităților de investiții. Studiul empiric realizat de Verona (2019), prin intermediul metodei „continuous wavelet transform” care permite testarea relației dintre investiții și Tobin's Q și cash flow-uri arată ca atât cash flow-urile, cât și Tobin's Q cuprind informații valoroase pentru fundamentarea deciziei de investiții, indicatorii fiind mai degrabă doi proxy complementari, decât alternativi. În calitate de variabilă dependentă, Lang și Litzenberger (1989), Yoon și Starks (1995) folosesc raportul Q pentru a testa teoria semnalului și teoria cash flow-urilor libere în cadrul impactului anunțurilor de dividende asupra prețului acțiunilor. Singhal și Parkash (2016) studiază legătura dintre Tobin's Q și performanța operațională (EBITDA/Cifra de afaceri) a firmelor listate, iar rezultatele arată o relație pozitivă și semnificativă între aceste variabile. Braune și Grand (2013) evidențiază relația dintre Tobin's Q și nivelul investițiilor de tip corporate venturing, afirmând că firmele cu o politică de investiții activă au un raport Q mai important. Lloyd și Jahera (1994) studiază legătura dintre strategiile de diversificare (pe orizontală și pe verticală) a firmelor și raportul Q, însă, conform studiului, nu au fost obținute rezultate semnificative. Zavala și Salgado (2018) testează impactul gradului de îndatorare a firmelor, în funcție de mărime, profitabilitate și risc, asupra valorii de piață.

Coefficientul Tobin's Q a fost logaritmat, deoarece astfel se obține o distribuție normală a datelor (Carosi, 2016). Conform testului Jarque-Berra, cu o probabilitate > 1% putem afirma că Tobin's Q urmează o distribuție normală. Deoarece forma optimă a coeficientului nu poate fi determinată a priori, Hirsch și Seaks (1993) studiază diferențele dintre două ecuații ce conțin ca variabile dependente Tobin's Q și $\ln(\text{Tobin's Q})$, iar rezultatele arată că forma logaritmată prezintă un grad mai ridicat al robusteții parametrilor estimați.

Variabilele independente

Selectarea variabilelor independente este în conformitate cu literatura de specialitate și cu disponibilitatea datelor pentru firmele din România. Setul de variabile cuprinde indicatori de performanță: ROA, ROE și EBITDA, structura capitalurilor – gradul de îndatorare, indicatori specifici firmei: dimensiunea și vârsta, indicatori specifici sectorului de activitate – Tobin's Q sectorial, indicatori macroeconomici: rata dobânzii, rata inflației și rata de schimb și indicatorul psihologic – Economic Sentiment Indicator – ESI (Tabel nr. 1).

Tabel nr. 1. Sursa și calculul variabilelor independente

| Variabile independente | Prescurtare | Formula de calcul | Sursa |
|-------------------------------|-------------------------------|--|----------------------------|
| Rentabilitatea economică | ROA | Profit net/Total active | Orbis |
| Rentabilitatea financiară | ROE | Profit net/Capital propriu | Orbis |
| Performanța operațională | EBITDA | EBITDA/Cifra de Afaceri | Orbis |
| Gradul de îndatorare | LEV | Total datorii/Total active | Orbis |
| Economic Sentiment Indicator | ESI | Media ponderată a soldurilor răspunsurilor | Comisia Europeană |
| Rata dobânzii | R_d | Rata dobânzii anuală | Banca Națională a României |
| Rata inflației | R_i | Rata medie anuală a inflației | Banca Națională a României |
| Rata de schimb | R_s | Volatilitatea anuală a ratei de schimb | Banca Națională a României |
| Dimensiunea sectorului | Log_Q_{sector} | Log (Mediana sectorului de activitate) | Orbis |
| Dimensiunea firmei | Log_Assets | Log (Total active) | Orbis |
| Vârsta | Age | Ani de la înființare | Orbis |

Întrucât în România nivelul de educație financiară a investitorului este scăzută (Dragotă și Șerbănescu, 2010), decizia de investiții se fundamentează preponderent în baza indicatorilor contabili. ROE și ROA sunt probabil cei mai cunoscuți și cei mai utilizați indicatori de performanță, deoarece presupun un calcul simplu, prin care cuprind performanța globală a întreprinderii. EBITDA sintetizează performanța operațională a întreprinderii, respectiv capacitatea acesteia de a crea valoare prin propria activitate și de a-și remunera acționarii și creanțierii. EBITDA poate fi utilizat pentru a măsura cash flow-ul disponibil pentru plata datoriilor pe termen lung, din acest motiv este frecvent utilizat de către băncile comerciale în analiza credit scoring. Raportat la cifra de afaceri, EBITDA arată cât profit aduce un leu de vânzări. Prezintă interes structura financiară a întreprinderii, dat fiind faptul că un nivel înalt al îndatorării nu înseamnă neapărat un levier financiar pozitiv, dar și un risc financiar sporit. Prin urmare, vrem să identificăm impactul pozitiv sau negativ al gradului de îndatorare asupra firmelor listate din România. Gradul de îndatorare este calculat ca raport între datorii totale și active totale. Această definiție permite încorporarea creditului comercial ca sursă de finanțare pe termen scurt.

Urmând evoluția literaturii de specialitate, am considerat oportun aplicarea teoriei finanțelor comportamentale și introducerea unei variabile ce cuprinde partea irațională a comportamentului investitorului. Am ales ca proxy indicatorul de sentiment economic (ESI), deoarece acesta sintetizează percepțiile agenților economici asupra evoluției economiei în ansamblu, prin urmare este cel mai bine corelat cu Produsul Intern Brut (PIB). ESI înglobează indicatorii CCI (Consumer Confidence Indicator) și BCI (Business Confidence Indicator) care sunt, de asemenea, utilizați în studiile de specialitate pentru a comensura emoțiile investitorilor. Cât despre cadrul macroeconomic, interesează impactul ratei dobânzii, exprimată prin rata anuală a dobânzii de politică monetară, impactul ratei inflației, exprimată prin rata medie anuală și impactul ratei de schimb, exprimată prin volatilitatea anualizată a ratei de schimb EUR/RON. Pentru aceasta din urmă am calculat

abaterea standard anuală, deoarece rata de schimb prezintă fluctuații mai importante în raport cu rata inflației și rata dobânzii.

Variabila aferentă dimensiunii sectorului este măsurată prin coeficientul Tobin's Q sectorial și indică oportunitățile de investiții la nivelul industriei. S-a folosit mediana coeficienților Q individuali pentru a evita influența valorilor extreme (Guimaraes și Unteroberdoerster, 2006). Variabila Q sectorial, precum și Total Active au fost logaritmice, deoarece astfel s-a obținut o distribuție a seriilor de date mai apropiată de distribuția normală. Vârsta firmei indică numărul de ani de la înființare și este un proxy al fazelor ciclului economic. În baza literaturii de specialitate am formulat următoarele ipoteze de lucru:

H1: Există o relație pozitivă între indicatorii de performanță și valoarea de piață.

H2: Gradul de îndatorare influențează pozitiv/negativ valoarea de piață.

H3: Dimensiunea sectorului de activitate influențează pozitiv performanța bursieră.

H4: Dimensiunea firmei are un impact pozitiv/negativ asupra valorii de piață.

H5: Există o relație negativă între vârsta firmei și valoarea de piață.

H6: Optimismul exagerat al investitorilor determină scăderea valorii de piață a firmelor în viitor.

H7: Modificarea variabilelor macroeconomice implică modificări ale valorii de piață în sens invers.

Metodologie și date

Studiul a fost realizat în baza firmelor listate la Bursa de Valori București, în perioada 2009-2017. Eșantionul cuprinde 259 de firme, mai puțin cele din sectorul financiar și asigurări, precum și cele care nu sunt active pe piață sau pentru care s-au înregistrat foarte multe valori indisponibile (Tabel nr. 2). Datele sunt de tip panel (neechilibrat), cuprinzând variabilitatea pe cele două dimensiuni: transversală și longitudinală. Distribuția pe sectoare de activitate a firmelor nu este uniformă. Majoritatea firmelor din eșantion sunt din industria prelucrătoare. Sub 1% constituie firmele din sectorul public și IT.

Tabel nr. 2. Clasificarea pe sectoare de activitate a firmelor

| Sector de activitate | Număr firme | Pondere (%) |
|--|-------------|-------------|
| Industria prelucrătoare | 130 | 50,19 |
| Comerț | 29 | 11,20 |
| Imobiliar | 17 | 6,56 |
| Construcții | 16 | 6,17 |
| Turism, hoteluri și restaurante | 13 | 5,02 |
| Transport și depozitare | 13 | 5,02 |
| Agricultură, silvicultură și pescuit | 10 | 3,86 |
| Industria extractivă | 8 | 3,08 |
| Servicii de asistență, consultanță și suport | 6 | 2,31 |
| Activități profesionale și științifice | 6 | 2,31 |
| Energie, petrol și gaze și minerit energetic | 5 | 1,93 |

| | | |
|---|------------|-------------|
| Alte servicii | 4 | 1,54 |
| Servicii comunitare și utilități publice | 1 | 0,38 |
| Tehnologia informației și telecomunicații | 1 | 0,38 |
| Total | 259 | 100% |

Pentru a obține coeficienți nepărtinitori și convergenți, estimarea modelelor prin intermediul metodei OLS presupune respectarea a 6 ipoteze de bază: 1) speranța matematică a erorilor este nulă, 2) erorile urmează o lege de distribuție normală, 3) erorile sunt homoskedastice, 3) erorile nu sunt autocorelate în timp, 4) exogeneitatea variabilei explicative și 6) absența multicoliniarității. În literatura financiară nu întotdeauna sunt respectate toate ipotezele OLS, ca urmare a limitelor studiilor realizate. În această lucrare ne propunem să respectăm cele mai stringente ipoteze aferente metodei OLS.

Estimarea modelelor empirice s-a efectuat cu ajutorul soft-ului Eviews. Fiind un eșantion format din firme de dimensiuni diferite, s-a constatat prezența valorilor extreme, de aceea s-a recurs la procedura de înlocuire a outlier-ilor cu mediana. Conform rezultatelor (Tabel nr. 3), testul Jarque-Bera are o probabilitate inferioară pragului de 1%, ceea ce înseamnă că datele nu urmează o distribuție normală, una dintre cauze fiind dimensiunea redusă a eșantionului (1112 observații). Mai mult, indicatorul Skewness arată că datele sunt asimetrice, ROA, ROE și ESI având o asimetrie negativă, iar celelalte asimetrie pozitivă, mai puțin EBITDA. Conform Kurtosis, majoritatea variabilelor sunt leptokurtice, exceptând rata de schimb și rata inflației. Asimetria și boltirea datelor înseamnă că probabilitatea de apariție a unui eveniment extrem este mai mare decât probabilitatea de apariție în cazul distribuției normale.

Tabel nr. 3. Statistici descriptive

| | Mean | Median | Max. | Min. | Std. Dev. | Skewness | Kurtosis | Jarque-Bera |
|---------------------------|--------|--------|--------|---------|-----------|----------|----------|-------------|
| Q | 0,39 | 0,26 | 2,58 | 0,02 | 0,42 | 2,54 | 11,38 | 4490 |
| Q_{sector} | 0,28 | 0,24 | 1,33 | 0,02 | 0,12 | 3,32 | 20,40 | 16186 |
| ROA | 0,39 | 0,86 | 19,26 | -32,84 | 7,72 | -1,21 | 7,24 | 1116 |
| ROE | -0,44 | 1,29 | 34,73 | -109,93 | 17,87 | -3,56 | 21,33 | 18079 |
| EBITDA | 11,04 | 9,47 | 68,46 | -53,74 | 19,73 | 0,00 | 4,95 | 179 |
| LEV | 34,07 | 27,34 | 152,56 | 0,32 | 28,72 | 1,34 | 5,29 | 579 |
| Log_Assets | 9,42 | 9,26 | 14,70 | 5,11 | 1,80 | 0,57 | 3,68 | 81 |
| ESI | 100,45 | 103,72 | 104,83 | 78,51 | 4,47 | -1,52 | 7,01 | 1186 |
| R_s (σ) | 3,22 | 2,99 | 5,79 | 1,14 | 1,16 | 0,24 | 2,70 | 16 |
| R_d | 2,98 | 2,13 | 9,00 | 1,75 | 1,40 | 1,21 | 4,47 | 375 |
| R_i | 0,95 | 1,10 | 6,10 | -1,50 | 2,1 | 0,53 | 2,13 | 87 |
| Age | 54,04 | 44,00 | 183,00 | 5,00 | 34,95 | 1,07 | 3,49 | 225 |

Media și mediana variabilelor Q, ROA și ROE diferă semnificativ, ceea ce arată influența valorilor extreme asupra mediei. În acest caz, mediana devine un indicator mai potrivit de exprimare a tendinței centrale. Atât pentru ROA cât și pentru ROE, mediana este pozitivă, de 0,86%, respectiv 1,29%, ceea ce înseamnă că majoritatea firmelor sunt profitabile în termeni de active și capitaluri proprii. În cazul ROE, media este negativă de -0,44%, fiind influențată de prezența valorilor extreme negative. Totuși, nu toate companiile cu ROE

negativă reprezintă investiții nerentabile. De exemplu, în cazul întreprinderilor mici, pierderile sunt determinate de costurile operaționale aferente creșterii afacerii. În acest caz, analiza cash flow-urilor disponibile ar putea oferi mai multă claritate cu privire la situația financiară. EBITDA reprezintă o estimare a cash flow-urilor operaționale. Așadar, în medie toate firmele din eșantion degajă profit din activitatea de exploatare.

Cât despre gradul de îndatorare, majoritatea firmelor din eșantion se află la limita de jos. În general, un grad de îndatorare cuprins între 60% și 30% indică un echilibru pe termen lung între sursele proprii de finanțare și cele străine. Mediana fiind de 27,28%, deducem o rezervă a companiilor în accesarea împrumuturilor. Motivele subîndatorării prin credite ar fi comportamentul precaut, gradul de bonitate redus sau finanțarea prin alte metode (emisiune de acțiuni, obligațiuni).

Procesul de „winsorizare” a permis creșterea gradului de omogenitate a eșantionului, iar acest fapt se observă cel mai bine prin intermediul variabilei logaritmice Total_Assets, pentru care media și mediana sunt foarte apropiate, iar indicatorii de asimetrie și boltire nu deviază semnificativ de la intervalul normal. Variabila vârstei sugerează, de asemenea, că avem o distribuție a firmelor relativ normală pe categorii de vârstă. Eșantionul cuprinde atât firme tinere, cu vârsta minimă de 5 ani, cât și firme mature, cu vârsta maximă de 183 ani.

La nivel macroeconomic, în perioada 2009-2017, România cunoaște un amplu proces de dezinflație și o scurtă perioadă de deflație (iunie 2015 – decembrie 2016) cauzată de factori conjuncturali (Figura nr. 1).

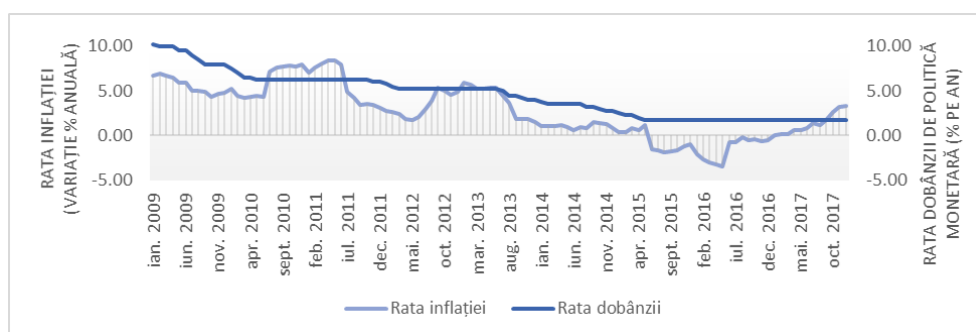


Figura nr. 1. Evoluția ratei dobânzii de politică monetară și a ratei inflației, serii lunare 2009-2017

Sursa: BNR

Strategia de politică monetară este țintirea directă a inflației, în concordanță cu utilizarea regimului de flotare controlată a cursului de schimb. În timpul crizei financiare, pe fondul politicii fiscale și bugetare laxe și a deprecierei leului din cauza deficitului de cont curent, BNR adoptă o politică monetară puternic anticiclică, ridicând rata dobânzii directe până la 10,25%. Ostilitatea mediului de afaceri a condus la ieșiri masive de capitaluri din țară. Se înregistrează o scădere a investițiilor străine de la 14% în 2008, la 4,5% în 2009, ceea ce contribuie la formarea unui deficit fiscal de 8% din PIB. Prin urmare, activitatea economică a firmelor este profund afectată. Perioada post-criză este însoțită de relaxarea politicii monetare și relansarea economiei. Cursul de schimb înregistrează o depreciere constantă ca urmare a persistenței deficitului de cont curent (Figura nr. 2).

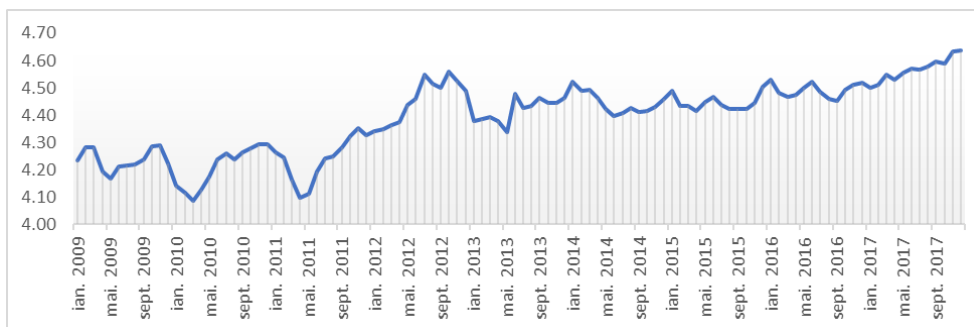


Figura nr. 2. Evoluția cursului de schimb EUR\RON, serii lunare 2009-2017

Sursa: BNR

Emoțiile investitorilor sunt cuprinse în indicatorul de sentiment economic ESI. Ipoteza eficienței pieței de capital presupune că modificarea prețurilor acțiunilor se datorează răspunsului investitorilor la modificarea informațiilor pe piață. Conform Comisiei Europene (2017, p.7), „ESI este scalat la o medie pe termen lung de 100 și o abatere standard de 10”. Potrivit statisticilor descriptive, la nivelul eșantionului studiat se constată o medie de 100,45 și o abatere standard de 4,47. Rezultă că, în medie, actorii pieței financiare din România au încredere în mediul de afaceri. Întrucât ESI măsoară anticipațiile producătorilor și consumatorilor asupra evoluției economiei în ansamblu, rezultă că ESI este un bun predictor al PIB-ului. Această constatare este postulată în studiul economiștilor Mourougane și Roma (2002) de la Banca Centrală Europeană. Pentru a ne convinge de acest lucru în cazul României, am ilustrat evoluția trimestrială a indicatorului ESI și a PIB-ului în perioada 2007-2017 (Figura nr. 3). Am ales valori trimestriale, fiindcă acestea redau mai bine schimbările ciclice. ESI este exprimat prin abaterile absolute de la media de 100.

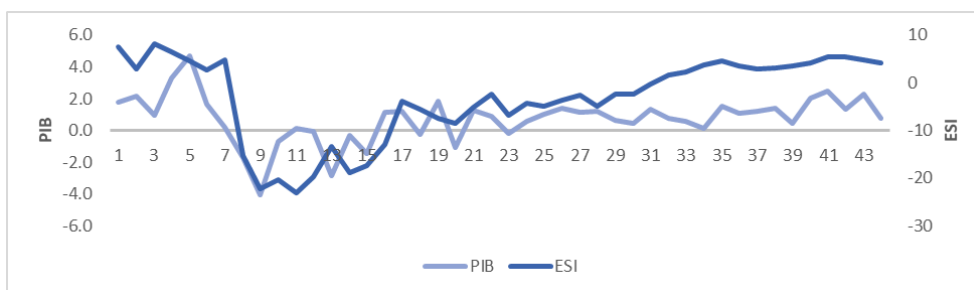


Figura nr. 3. Evoluția ESI, serii trimestriale 2007-2017

Sursa: BNR

Din grafic se observă ușor că ESI prognozează evoluția PIB-ului. Minimul de -23,1 puncte, care indică un sentiment de pesimism față de perspectivele economiei, este aferent crizei financiare din 2009. Incertitudinea este factorul cel mai important care modifică percepțiile agenților economici în sens negativ. Valoarea maximă de 8,2 puncte este înregistrată înainte de criză, în al treilea trimestru din 2007. Relansarea economică post-criză a determinat creșterea treptată a încrederii agenților economici în mediul de afaceri și, respectiv, a producției naționale, așa cum rezultă din trendul ascendent al indicatorilor.

Pentru robustețe, am identificat relația de corelație și de cauzalitate dintre ESI și PIB. De subliniat însă că există o diferență subtilă între noțiunile de cauzalitate și corelație. Faptul că două variabile evoluează împreună nu înseamnă neapărat că există o relație de cauzalitate între acestea. O corelație puternică poate fi determinată de hazard sau de o a treia „variabilă ascunsă” care influențează de fapt variabila dependentă. În schimb, există o relație de cauzalitate atunci când o variabilă este cauza modificării altei variabile și există argumente întemeiate în susținerea acestei legături. Cât despre cauzalitatea în cazul testului Granger, termenul se referă mai mult la capacitatea variabilei explicative de a prognoza variabila explicată.

În termeni numerici, pentru seriile de date trimestriale, s-a obținut un coeficient de corelație de 0,69 și un R2 ajustat de 0,47, iar pentru seriile anuale se constată o corelație mai puternică, de 0,94, și un R2 ajustat de 0,896. Pentru a ne asigura de existența cauzalității, am efectuat testul Granger (Tabel nr. 4).

Tabel nr. 4. Rezultatele testului Granger pentru ESI și PIB

| Lags | Null hypothesis | Obs. | Prob. |
|------|--------------------------------|------|--------|
| 1 | PIB does not Granger Cause ESI | 1813 | 0,00 |
| | ESI does not Granger Cause PIB | | 7E-139 |

Cu o probabilitate inferioară pragului de 1% se acceptă ipoteza alternativă, care presupune că există o relație bidirecțională între ESI și PIB. Așadar, se formează o spirală în care emoțiile investitorilor determină evoluția activității economice și evoluția activității economice condiționează pesimismul sau optimismul agenților economici. Aceste constatări reprezintă un indiciu preliminar că variabila ESI poate fi utilizată drept indicator al percepțiilor și emoțiilor investitorilor.

Înainte de a purcede la estimarea modelelor, este important să verificăm absența multicolarității variabilelor independente. În acest sens, am reprezentat matricea de corelație Pearson (Anexa nr. 1). Coeficientul de corelație poate lua valori între 1 și -1. Un coeficient cuprins între 0 și 0,3 indică o corelație slabă, 0,3 și 0,7 – o corelație moderată și 0,7 și 1 – o corelație puternică. Analog pentru valorile negative. Conform matricei, deducem o corelație pozitivă puternică între variabilele ROA și ROE, o corelație negativă puternică între rata dobânzii, rata inflației, rata de schimb și ESI, o corelație pozitivă puternică între rata dobânzii, rata inflației și rata de schimb și o corelație moderată între EBITDA, ROA și ROE. Restul variabilelor prezintă o corelație slabă sau absența acesteia. Corelația puternică dintre variabilele macroeconomice este firească, deoarece acestea se intercondiționează. Dacă Banca Națională a României modifică rata dobânzii, efectele se răsfrâng asupra ratei inflației și a cursului de schimb. De exemplu, diminuarea masei monetare prin creșterea ratei dobânzii va reduce rata inflației. Pentru investitorii străini o dobândă mai mare este mai atractivă. Astfel, creșterea intrărilor de capital vor contribui la aprecierea monedei naționale. Cât despre corelația dintre ESI și variabilele macroeconomice, ne convingem încă o dată că indicatorul de sentiment prognozează eficient evoluția cadrului macroeconomic.

Având în vedere ipoteza absenței multicolarității în cadrul metodei OLS, variabilele moderat și puternic corelate vor fi introduse pe rând. Astfel, rezultă 3 modele de estimat cu indicatorii de performanță ROA, ROE și EBITDA și 3 modele cu indicatorii

macroeconomici: rata inflației, rata dobânzii și rata de schimb. Forma generală a modelului este:

$$Y_{i,t} = \alpha + \beta X_{i,t} + u_{i,t}$$

$Y_{i,t}$ – variabila dependentă pentru firma i , anul t

$X_{i,t}$ – variabila independentă pentru firma i , anul t

α – constanta

β – parametrul estimat

$u_{i,t}$ – termenul eroare pentru firma i , anul t

$i = 1$ până la k , $k = 259$

$t = 9$

Adoptând forma modelului la setul de variabile studiate, obținem următoarele modele:

$$\text{Log_}Q_{i,t} = C + ROA_{i,t} + LEV_{i,t} + \text{Log_}Q_{sectorj,t} + \text{Log_}Assets_{i,t} + D(ESI)_t + Age_{i,t} + u_{i,t} \quad (1)$$

$$\text{Log_}Q_{i,t} = C + ROE_{i,t} + LEV_{i,t} + \text{Log_}Q_{sectorj,t} + \text{Log_}Assets_{i,t} + D(ESI)_t + Age_{i,t} + u_{i,t} \quad (2)$$

$$\text{Log_}Q_{i,t} = C + EBITDA_{i,t} + LEV_{i,t} + \text{Log_}Q_{sectorj,t} + \text{Log_}Assets_{i,t} + D(ESI)_t + Age_{i,t} + u_{i,t} \quad (3)$$

$$\text{Log_}Q_{i,t} = C + ROA_{i,t} + LEV_{i,t} + \text{Log_}Q_{sectorj,t} + \text{Log_}Assets_{i,t} + Rit + Age_{i,t} + u_{i,t} \quad (i)$$

$$\text{Log_}Q_{i,t} = C + ROA_{i,t} + LEV_{i,t} + \text{Log_}Q_{sectorj,t} + \text{Log_}Assets_{i,t} + Rdt + Age_{i,t} + u_{i,t} \quad (ii)$$

$$\text{Log_}Q_{i,t} = C + ROA_{i,t} + LEV_{i,t} + \text{Log_}Q_{sectorj,t} + \text{Log_}Assets_{i,t} + Rst + Age_{i,t} + u_{i,t} \quad (iii)$$

Pentru ESI s-a efectuat prima diferență, deoarece variabila nu este staționară (Tabel nr. 5). Pentru a obține rezultate robuste, am testat staționaritatea variabilei ESI prin intermediul a două teste cel mai frecvent utilizate în studiile de specialitate: Augmented Dickey Fuller (ADF) și Phillips Perron (PP). Testele furnizează rezultate diferite atunci când modelul estimat include constanta și variabila „trend”. Conform testului PP, ESI urmează un proces non-staționar cu derivă și trend. Urmărind evoluția grafică a indicatorului (Figura nr. 3) și ținând cont de rezultatul testului PP, variabila ESI a fost staționarizată prin aplicarea primei diferențe.

Tabel nr. 5. Rezultatele testelor ADF și PP pentru variabila ESI

| Metoda | Prob. | | Ipoteza nulă |
|-------------------------|-----------|-------------------|----------------------------|
| | Constantă | Constantă + Trend | |
| ADF – Fisher Chi-square | 0,00 | 0,00 | Prezența rădăcinii pătrate |
| PP – Fisher Chi-square | 0,00 | 1,00 | |

Ipoteza homoscedasticității erorilor în cazul datelor de tip panel presupune că varianța erorilor este constantă atât în timp, cât și pe dimensiunea cross-section ($E(u_{i,t})^2 = \sigma^2$). Absența homoscedasticității, numită heterodasticitate, afectează inferența statistică. În acest caz, pentru a obține coeficienți nepărtinitori, corectarea heterodasticității erorilor s-a efectuat prin intermediul White cross-section.

Rezultate și discuții

Testarea indicatorilor microeconomici și a ESI

Conform testului Fisher, probabilitatea este inferioară pragului de 1%, astfel putem respinge ipoteza H0 și putem afirma că printre variabilele modelelor (1), (2) și (3) există cel puțin una semnificativ diferită de zero (Tabel nr. 6).

Tabel nr. 6. Rezultatele estimării modelelor (1), (2) și (3)

| Log_Q (var. dependentă) | (1) | (2) | (3) |
|----------------------------|-----------------------------|-----------------------------|-----------------------------|
| ROA | 0,032*** (0,003) | - | - |
| ROE | - | 0,009*** (0,001) | - |
| EBITDA | - | - | 0,008*** (0,000) |
| LEV | -0,004*** (0,000) | -0,006*** (0,000) | -0,006*** (0,000) |
| Log_Q _{sector} | 0,728*** (0,066) | 0,739*** (0,065) | 0,663*** (0,073) |
| Log_Assets | -0,060*** (0,012) | -0,047*** (0,012) | -0,041*** (0,012) |
| D(ESI) | -0,004 (0,005) | -0,006 (0,005) | -0,004 (0,006) |
| Age | -0,001*** (0,000) | -0,001*** (0,000) | -0,001*** (0,000) |
| C | 0,386** (0,157) | 0,361** (0,162) | 0,097 (0,174) |
| R ² ajustat | 17,20% | 14,09% | 15,34% |
| Akaike criterion | 2,63 | 2,67 | 2,65 |
| Prob (F-statistic) | 0,00 | 0,00 | 0,00 |

Erorile standard sunt indicate în paranteze. Simbolurile ***, ** și * denotă nivelul de semnificație statistică, respectiv 1%, 5% și 10%.

În cadrul primului model, ROA influențează pozitiv valoarea de piață a întreprinderii, fiind confirmată ipoteza susținută de studiile Hall și Brumer (1999). La o creștere a rentabilității economice cu 1% coeficientul Q crește cu 0,033 p.p. De asemenea, există o relație pozitivă între ROE și performanța externă a întreprinderilor, astfel putem aproba ipoteza studiului Carosi (2016). O creștere cu 1% a rentabilității financiare determină o creștere cu 0,009 p.p. a coeficientului Q. Rezultatele arată că există o relație pozitivă între EBITDA și coeficientul Q, astfel se acceptă ipoteza studiului Singhal și Parkash (2016). O modificare

cu 1% a performanței operaționale implică o modificare cu 0,008 p.p a coeficientului Q. Investitorii percep creșterea performanței financiare drept o creștere a oportunităților de investiții, prin urmare acest lucru se reflectă direct în prețul acțiunilor. Rata de îndatorare are un impact negativ asupra valorii firmelor în toate cele 3 modele, iar acest fapt respinge ipoteza neutralității structurii capitalului propusă de Modigliani și Miller (1958). O creștere cu 1% a gradului de îndatorare reduce valoarea de piață a întreprinderii cu 0,005 p.p. Deși în medie gradul de îndatorare a firmelor din eșantion este la un nivel echilibrat, acesta nu stimulează creșterea valorii de piață a firmelor. O explicație ar fi că resursele împrumutate sunt investite în proiecte nerentabile care nu produc levier financiar, prin urmare prețul acțiunilor tinde să scadă. Dimensiunea sectorului de activitate influențează pozitiv performanța de piață, rezultatul fiind conform ipotezei studiilor Milaud și Cabrol (2011). Cât despre mărimea firmei, există o relație negativă între valoarea activelor și coeficientul Q. O creștere cu o unitate a activelor determină o scădere cu 0,06 p.p a valorii de piață. Relația negativă se traduce prin utilizarea mai puțin eficientă a activelor. Creșterea costurilor de producție medii într-o proporție mai mare decât profitul antrenează apariția dezechilibrelor de scară. Totodată, diferențele pozitive din reevaluarea imobilizărilor implică creșterea activelor fără o creștere simultană a profitului (Lazăr, 2016). Vârsta firmelor, exprimată în număr de ani de la înființare, este interpretată negativ de către piață, așa cum apare și în studiul St-Pierre și colab. (2005). De multe ori, rentabilitatea marginală a firmelor aflate la maturitate este mult mai redusă decât în cazul firmelor start-up, deoarece oportunitățile de investiții se consumă în timp. De asemenea, cu cât firmele înaintază în vârstă cu atât devin mai inerte și mai puțin flexibile. Dat fiind faptul că mediul economic poate fi incert, instabil și complex, lipsa flexibilității poate afecta considerabil performanța financiară. ESI influențează negativ coeficientul Q, însă din punct de vedere statistic, variabila nu este semnificativă. Cauzele ar putea fi multiple. În primul rând, dimensiunea eșantionului este destul de redusă ca urmare a lipsei datelor, ceea ce afectează semnificația coeficienților. În al doilea rând, omiterea altor variabile explicative denaturează calitatea rezultatelor. De asemenea, Bursa de Valori București fiind o piață emergentă, prezența investitorilor de retail este mai redusă, iar acest fapt ar putea reduce impactul indicatorului asupra prețului acțiunilor.

Verificarea robusteții modelului (1)

Conform criteriului Akaike și a R2-ajustat, modelul (1) explică cel mai bine modificarea variabilei dependente. Vom folosi acest model pentru a surprinde impactul efectelor random asupra parametrilor. Conform testului Hausman (Tabel nr. 7), probabilitatea calculată este de 100%, prin urmare se acceptă ipoteza nulă, potrivit căreia efectele random sunt mai potrivite în cazul modelului respectiv. Prin intermediul efectelor aleatoare se controlează efectele neobservabile ale unor variabile independente aleatoare susceptibile de a influența variabila dependentă. Ipoteza de bază a efectelor aleatoare constă în necorelarea acestora cu variabilele independente. Dacă această ipoteză se respectă, estimatorii efectelor aleatoare sunt mai eficienți decât estimatorii efectelor fixe.

Tabel nr. 7. Rezultatele testului Hausman

| Correlated Random Effects – Hausman Test | | | |
|---|-------------------|--------------|-------|
| Test cross-section random effects | | | |
| Test Summary | Chi-Sq. Statistic | Chi-Sq. d.f. | Prob. |
| Cross-section random | 0,00 | 6 | 1,00 |

Am folosit cross-section random effects, deoarece eşantionul prezintă mai multă eterogenitate pe dimensiunea transversală decât pe dimensiunea longitudinală. Aplicarea efectelor random a permis reconsiderarea impactului anumitor variabile (Tabel nr. 8).

Tabel nr. 8. Rezultatele estimărilor prin metoda GLS

| Log_Q (var. dependentă) | GLS (Cross-section Random effects) |
|-------------------------|---------------------------------------|
| ROA | 0,006** (0,003) |
| LEV | -0,007*** (0,001) |
| Log_Q _{sector} | 0,688*** (0,036) |
| Log_Assets | -0,071** (0,034) |
| D(ESI) | -0,009*** (0,002) |
| Age | -0,001 (0,001) |
| C | 0,514 (0,338) |
| Prob (F-statistic) | 0,00 |
| R ² ajustat | 12,44% |

Erorile standard sunt indicate în paranteze. Simbolurile ***, ** și * denotă nivelul de semnificație statistică, respectiv 1%, 5% și 10%.

Conform estimărilor, variabila ESI devine semnificativă, fiind corelată negativ cu valoarea de piață a firmei, aceeași relație fiind relevată în studiile Schmeling (2009), Cibulskiene (2010) și Fernandes și colab. (2010). Atunci când investitorii sunt excesiv de optimiști sau pesimiști, tind să creadă că performanțele trecute ale companiilor indică performanțele viitoare, ignorând ideea că aceste performanțe ar putea fi random. Incapacitatea investitorilor de a distinge performanța pe termen scurt de performanța pe termen lung, precum și efectul de turmă conduc către subevaluarea sau supraevaluarea prețului acțiunilor. Însă, pe termen lung prețul acțiunilor converge către valoarea fundamentală. De altfel, ceea ce urcă trebuie să coboare și invers. Făcând referire la modelul CAPM (Capital Assets Pricing Model), din relația de calcul rezultă că perioadele însoțite de stabilitate și prosperitate economică conduc în mod firesc la scăderea primei de risc a investitorilor și invers.

Rezultatul obținut nu este în concordanță cu ipotezele pieței eficiente (Fama, 1970) care stipulează că prețul acțiunilor este dat de valoarea actualizată a cash-flow-urilor viitoare și că orice abatere a acestuia cauzată de investitorii iraționali este anulată imediat de către investitorii raționali. În studiul respectiv, anomaliile cauzate de emoțiile investitorilor sunt anihilate abia peste doi ani (Tabel nr. 9). Corectarea ineficiențelor pieței financiare se face prin intermediul arbitrajului – mecanism care asigură ca prețurile să nu devieze de la valoarea justă pe termen lung. Pe măsură ce cumpără și vând active financiare, arbitrajorii reduc diferențele de preț dintre activele identice sau similare. Însă știm că arbitrajul prezintă limite și nu poate face față imediat efectelor traderilor iraționali, cu atât mai mult dacă

aceste efecte sunt corelate în timp. Deoarece arbitrajul presupune o serie de riscuri, prezența investitorilor raționali nu este suficientă pentru a garanta revenirea prețului la valoarea fundamentală. Ca urmare a limitei arbitrajului, variabila ESI este semnificativă statistic și are un coeficient de elasticitate mai mare pentru o întârziere de doi ani.

Tabel nr. 9. Rezultatele estimării ESI pe un orizont de 2 ani

| Lags | 0 | 1 | 2 |
|------------------------|--------------------------|--------------------------|------------------------------|
| D(ESI) | -0,002 (0,008) | -0,003 (0,003) | -0,0095*** (0,002) |
| R ² ajustat | 13,76% | 13,27% | 12,44% |

Erorile standard sunt indicate în paranteze. Simbolurile ***, ** și * denotă nivelul de semnificație statistică, respectiv 1%, 5% și 10%. Factorii microeconomici sunt incluși.

Pentru robustețe, s-a efectuat testul de cauzalitate Granger. Înainte de efectuarea testului s-a asigurat că variabilele sunt staționare. Așadar, conform testului, există o relație de cauzalitate unidirecțională semnificativă statistic doar pentru 2 lag-uri (Tabel nr. 10).

Tabel nr. 10. Rezultatele testului Granger pentru D(ESI) și Log_Q

| Lags | Null hypothesis | Prob. |
|------|-------------------------------------|-------|
| 1 | D(ESI) does not Granger Cause Log_Q | 0,58 |
| | Log_Q does not Granger Cause D(ESI) | 0,47 |
| 2 | D(ESI) does not Granger Cause Log_Q | 0,004 |
| | Log_Q does not Granger Cause D(ESI) | 0,94 |

În literatura de specialitate s-au identificat și legături bidirecționale, respectiv optimismul sau pesimismul investitorilor poate fi influențat de rentabilitățile acțiunilor (Schmeling, 2009; Brown și Cliff, 2005). De fapt, comportamentul investitorilor iraționali este influențat de orice informație nouă și relevantă, inclusiv de scăderile sau creșterile de preț. Întârzierea de 2 lag-uri arată că șocurile cauzate de „noise traders” îndepărtează prețul acțiunilor de prețul de echilibru pentru o perioadă de doi ani.

Urmând exemplul studiilor Cibulskiene (2010) și Brown și Cliff (2005) vom testa semnificația indicatorului ESI prin adăugarea variabilelor macroeconomice, păstrând totodată factorii microeconomici utilizați în modelul (1) (Tabel nr. 11).

Tabel nr. 11. Rezultatele estimării ESI în prezența variabilelor de control

| Lags | 0 | 1 | 2 |
|------------------------|-------------------------|---------------------------|-----------------------------|
| D(ESI) | 0,001 (0,006) | -0,008* (0,005) | -0,009*** (0,002) |
| R ² ajustat | 14,36% | 13,71% | 12,35% |

Regresiile includ variabile de control: PIB, Rd, Ri și factorii fundamentali. Sunt aplicate cross-section random effects. Erorile standard sunt indicate în paranteze. Simbolurile ***, ** și * denotă nivelul de semnificație statistică, respectiv 1%, 5% și 10%.

Pentru a putea afirma că sentimentele ghidează investitorii în evaluarea activelor financiare, e nevoie să controlăm factorii raționali care influențează starea de spirit a investitorilor.

„Dacă investitorii sunt optimiști, aceasta poate fi o reflectare rațională a vremurilor prospere viitoare, o speranță irațională sau o combinație a celor două” (Brown și Cliff, 2005). Chiar și în prezența variabilelor macroeconomice, impactul indicatorului ESI este semnificativ statistic și economic. Putem confirma că ESI este un proxy bun al factorilor iraționali care explică valoarea de piață a companiilor. Semnificația statistică pentru 1 lag și 2 lag-uri arată că prețul revine la valoarea fundamentală într-un interval de timp de 1 – 2 ani.

În continuare, vom testa robustețea rezultatelor obținute prin divizarea eșantionului principal în mai multe subeșantioane, în funcție de diferite criterii. În primul rând, interesează dacă există deosebiri între valoarea de piață a firmelor performante și valoarea de piață a firmelor neperformante (Tabel nr. 12).

Tabel nr. 12. Firme performante versus firme neperformante

| Log_Q (var. dependentă) | Firme performante (Panel A) | Firme neperformante (Panel B) |
|-------------------------|--------------------------------|----------------------------------|
| ROA | 0,081*** (0,008) | -0,005 (0,005) |
| LEV | -0,008*** (0,001) | -0,004*** (0,000) |
| Log_Qsector | 0,563*** (0,064) | 0,731*** (0,114) |
| Log_Assets | -0,027* (0,014) | -0,121*** (0,022) |
| D(ESI) | -0,001 (0,004) | -0,024*** (0,006) |
| Age | -0,0008* (0,000) | -0,002 (0,001) |
| C | -0,248 (0,177) | 0,704** (0,320) |
| Prob (F-statistic) | 0,00 | 0,00 |
| R ² ajustat | 24,84% | 12,00% |

Criteriul de departajare a datelor este ROA. Panelul A conține firmele care au ROA>0, cumulând 743 de observații, iar Panelul B firmele care au ROA<0, respectiv 366 observații.

Erorile standard sunt indicate în paranteze. Simbolurile ***, ** și * denotă nivelul de semnificație statistică, respectiv 1%, 5% și 10%.

Schimbări semnificative se înregistrează în cazul variabilelor ROA, Log_Assets și ESI. În mod firesc, coeficientul variabilei ROA este mai mare pentru firmele performante. Creșterea cu 1% a variabilei ROA determină creșterea 0,081 p.p. a raportului Q. Așa cum s-a identificat în literatura de specialitate, creșterea sustenabilă a rentabilității firmelor este un semnal pozitiv pentru investitori. Aceasta înseamnă că există oportunități viabile de fructificare a capitalurilor. De cealaltă parte, firmele care nu reușesc să degaje profit pe seama activelor angajate pierd din încrederea investitorilor și respectiv, din valoarea bursieră.

Referitor la dimensiunea firmei, rezultatele arată că impactul negativ al creșterii activelor totale este mai puternic în cazul firmelor neperformante. La o creștere cu 1 p.p. a activelor totale, valoarea de piață a firmelor neperformante scade cu 0,12 p.p. Creșterea dimensiunii este în defavoarea firmelor neperformante, deoarece aceasta înseamnă costuri marginle care nu generează profit suplimentar.

Factorul psihologic se modifică de asemenea. Se observă că pentru firmele performante indicatorul de sentiment nu este semnificativ statistic. În schimb, este semnificativ pentru firmele neperformante și influențează negativ valoarea de piață a acestora. O creștere cu o unitate a indicatorului antrenează o scădere cu 0,024 p.p. a valorii de piață. Rezultatul este în conformitate cu studiile Schmelting (2009), Brown și Cliff (2005). De regulă, acțiunile firmelor neperformante prezintă un grad de incertitudine mai mare și sunt mai greu de evaluat în comparație cu firmele în creștere. Prin urmare, piața reacționează în mod exagerat la informațiile pozitive sau negative, ceea ce antrenează îndepărtarea prețului acțiunilor de valoarea fundamentală. Mai mult, acțiunile neperformante sunt mai rezistente la arbitraj, în sensul că adoptarea anumitor poziții în vederea obținerii de profit poate fi destul de riscantă. Atât timp cât acțiunile traderilor iraționali au un impact puternic și creează abateri pe termen lung de la valoarea justă a acțiunii, realizarea arbitrajului devine tot mai costisitoare. Conform R2 ajustat, modelul aferent panelului A explică mult mai bine variabila dependentă, în proporție de 24,84% față de 12% (panelul B).

Comportamentul firmelor depinde în mare măsură de dimensiunea lor, exprimată în studiul respectiv prin nivelul activelor. Conform definiției Uniunii Europene, din categoria Întreprinderilor Mici și Mijlocii fac parte întreprinderile care întrunesc simultan două condiții: 1) numărul mediu de salariați este mai mic de 250 și activele totale nu depășesc pragul de 43 milioane EUR. Vom folosi criteriul aferent nivelului de active pentru a delimita firmele mari de firmele mici și mijlocii (Tabel nr. 13). Divizarea eșantionului în firme mari și firme mici și mijlocii a permis reconsiderarea influenței variabilei Total_Assets. Pentru IMM-uri, impactul nivelului activelor este negativ, așa cum s-a identificat și în regresiiile precedente, dar devine pozitiv pentru firmele mari. O creștere cu 1 p.p. a nivelului activelor determină o creștere cu 0,049 p.p. a valorii de piață. De regulă, firmele mari se bucură de economii de scară, deoarece: i) mărimea le conferă avantajul de a obține resurse financiare la costuri mai reduse și chiar de a-și diversifica structura financiară prin accesul la piața de capital, ii) firmele mari au putere de negociere și pot obține clauze avantajoase în contractele cu furnizorii, iii) mărimea firmei este un determinant al puterii pe piață și, prin urmare, al capacității de a obține prețul optim la produsele comercializate. În plus, dimensiunea firmelor este pozitiv corelată cu gradul de diversificare, eficiența managementului și toleranța la risc (Mule și colab., 2015).

Tabel nr. 13. Firme mari versus firme mici

| Log_Q (var. dependentă) | Firme mari (Panel A) | Firme mici și mijlocii (Panel B) |
|--------------------------------|---------------------------------|---|
| ROA | 0,066*** (0,009) | 0,024*** (0,003) |
| LEV | -0,004** (0,002) | -0,004*** (0,001) |
| Log_Qsector | 0,402** (0,175) | 0,747*** (0,089) |
| Log_Assets | 0,049** | -0,177*** |

| | | |
|------------------------------|-----------------|-----------------|
| | (0,024) | (0,014) |
| D(ESI) | -0,009 | -0,003 |
| | (0,009) | (0,006) |
| Age | -0,002 | -0,0002 |
| | (0,001) | (0,000) |
| C | -1,165** | 1,327*** |
| | (0,550) | (0,147) |
| Prob (F-statistic) | 0,00 | 0,00 |
| R² ajustat | 40,10% | 16,87% |

Criteriul de departajare a datelor este Total Active. Panelul A conține firmele care au Total Active > 43.000.000 EUR, cumulând 215 de observații, iar Panelul B firmele care au Total Active < 43.000.000 EUR, respectiv 902 de observații. Erorile standard sunt indicate în paranteze. Simbolurile ***, ** și * denotă nivelul de semnificație statistică, respectiv 1%, 5% și 10%.

Testarea variabilelor macroeconomice

A doua parte a studiului constă în examinarea impactului variabilelor macroeconomice asupra valorii de piață a firmelor. Mai multe studii din literatura de specialitate au constatat o relație negativă între variabilele macroeconomice și performanța companiilor. În acest studiu anticipăm, de asemenea, un impact negativ al ratei dobânzii, ratei inflației și ratei de schimb asupra raportului Tobin's Q. Înainte de a efectua regresii propriu-zise, am testat relația de cauzalitate dintre variabilele macroeconomice și valoarea de piață (Tabel nr. 14).

Tabel nr. 14. Rezultatele testului Granger pentru variabilele macroeconomice

| 1 lag | Prob. | | |
|--|----------------|----------------|----------------|
| | R _d | R _i | R _s |
| Null Hypothesis | | | |
| Macro_Variables does not Granger Cause Log_Q | 0,008 | 0,015 | 0,807 |
| Log_Q does not Granger Cause Macro_Variables | 0,144 | 0,051 | 0,417 |

Conform testului Granger, cu o probabilitate < 1%, există o relație unidirecțională între rata dobânzii și coeficientul Q. Prin urmare, modificarea ratei dobânzii reprezintă o cauză a modificării valorii de piață. Cu o probabilitate < 5%, respectiv < 10%, se constată o relație bidirecțională între rata inflației și valoarea de piață. Deși în literatura de specialitate sunt discutate pe larg și în contradictoriu efectele negative ale inflației asupra cursurilor acțiunilor, relația inversă este la fel de importantă, cel puțin pentru băncile centrale. Dacă modificarea prețurilor acțiunilor cauzează modificarea ratei inflației, acest fapt înseamnă că prețurile vehiculează informații prețioase cu privire la anticipațiile inflaționiste și pot fi folosite de către băncile centrale în luarea deciziilor de politică monetară. Cât despre rata de schimb, conform testului Granger nu s-a atestat o relație de cauzalitate pentru o întârziere de 1 lag, de aceea variabila respectivă va fi introdusă în ecuație fără lag-uri.

Rezultatele indică o relație negativă semnificativă între variabilele macroeconomice și valoarea de piață a firmelor (Tabel nr. 15). La o creștere a ratei dobânzii cu 1%, valoarea de piață a firmelor scade cu 0,02 p.p. Există o serie de efecte negative ale creșterii ratei dobânzii asupra performanței financiare a firmelor, iar cel mai important este scumpirea

resurselor financiare externe. Pe termen scurt, acest fapt înseamnă creșterea cheltuielilor financiare, iar pe termen lung scăderea investițiilor și chiar restrângerea activității. Invers, reducerea ratei dobânzii contribuie la relansarea economiei. Însă există un nivel optim, mai jos de care, reducerea ratei dobânzii poate crea o capcană a lichidității (Keynes, 1930). Fenomenul reflectă situația în care agenții economici preferă să dețină monedă în detrimentul oricăror investiții. Chiar și băncile comerciale preferă să păstreze lichiditățile în contul remunerat la banca centrală decât să acorde credite la o rată nulă sau negativă. O asemenea situație poate să dezechilibreze întreaga piață de capital.

Tabel nr. 15. Rezultatele estimărilor modelelor (i), (ii) și (iii)

| Log_Q (var. dependentă) | (i) | (ii) | (iii) |
|------------------------------------|-----------------------------|-----------------------------|-----------------------------|
| ROA | 0,032*** (0,003) | 0,032*** (0,003) | 0,032*** (0,003) |
| LEV | -0,005*** (0,001) | -0,005*** (0,000) | -0,005*** (0,000) |
| Log_Qsector | 0,697*** (0,042) | 0,697*** (0,042) | 0,687*** (0,037) |
| Log_Assets | -0,053*** (0,013) | -0,053*** (0,013) | -0,051*** (0,013) |
| Age | -0,001*** (0,000) | -0,001*** (0,000) | 0,001*** (0,000) |
| R_i | -0,012* (0,007) | - | - |
| R_a | - | -0,021** (0,009) | - |
| R_s | - | - | -0,036*** (0,006) |
| C | 0,279** (0,295) | 0,305** (0,139) | 0,358*** (0,136) |
| R² ajustat | 18,56% | 18,59% | 19,26% |

Erorile standard sunt indicate în paranteze. Simbolurile ***, ** și * denotă nivelul de semnificație statistică, respectiv 1%, 5% și 10%.

Modificarea ratei dobânzii este strâns legată de modificarea ratei inflației. Rezultatele arată că o creștere a ratei inflației cu 1% determină o scădere cu 0,012 p.p. a valorii de piață. Relația negativă identificată este în conformitate cu studiile Cohn și Lessard (1981), Sharma și Mahendru (2010). Economia reală este strâns conectată de economia financiară. Din acest motiv, relația negativă dintre inflație și prețurile bursiere nu este decât un proxy pentru relația dintre evoluția prețurilor și variația producției, conform Fama (1981) citat de Roubah (2007, p.23). Performanța întreprinderilor este erodată de inflație, în primul rând, din cauza incertitudinii și a instabilității economice care descurajează economisirea și investițiile. În perioada 2009-2012, în România se manifestă efectele nocive ale crizei financiare, instabilitatea monetară se accentuează, afectând percepțiile investitorilor cu privire la perspectivele economiei. În al doilea rând, perioadele de inflație sunt însoțite de politici monetare restrictive, cu dobânzi ridicate, așa cum este și în cazul României, în anii 2009 – 2013. Ori, creșterea ratei dobânzii scade atractivitatea acțiunilor și determină investitorii să-și plaseze capitalurile în instrumente cu venit fix, cum ar fi obligațiunile. Nu

în ultimul rând, valoarea de piață a firmelor este prejudiciată prin intermediul efectului de evicțiune. O cauză a creșterii inflației în România este persistența deficitului bugetar rezultat din creșterea cheltuielilor curente. Finanțarea deficitelor publice se face, de regulă, prin suplimentarea cererii de împrumuturi, ceea ce duce la creșterea ratei dobânzii. În așa mod, crește costul de oportunitate al investițiilor private și scade cererea de acțiuni.

Într-o economie de piață deschisă, modificarea ratei de schimb implică repercusiuni majore asupra performanței companiilor, în special a celor exportatoare și/sau importatoare. Rezultatele estimărilor arată că volatilitatea ratei de schimb influențează negativ performanța companiilor, așa cum rezultă și în studiile realizate de Diop și colab. (2018) și Oseni (2009). O creștere cu 1% a volatilității ratei de schimb determină scăderea valorii de piață cu 0,036 p.p. Volatilitatea ratei de schimb se manifestă prin aprecierea sau deprecierea monedei naționale, ambele situații fiind defavorabile. Totuși, impactul volatilității depinde de profilul companiei (exportatoare sau importatoare) și de activitatea acesteia. Deprecierea monedei naționale are efecte pozitive asupra firmelor exportatoare, deoarece crește competitivitatea mărfurilor pe piețele internaționale, iar aceasta determină creșterea marjei de profit. Însă, deprecierea excesivă poate conduce la creșterea inflației și, în cele din urmă, la creșterea ratei dobânzii, reducerea investițiilor și restrângerea activității. Totodată, deprecierea excesivă înseamnă scăderea salariului real și, respectiv, a consumului (efectul de venit). De cealaltă parte, aprecierea monedei naționale, în contextul în care produsele companiilor nu sunt suficient de competitive, conduce la scăderea volumului exporturilor. Pentru firmele importatoare însă, consecințele sunt pozitive, fiindcă aprecierea monedei reduce costul de aprovizionare.

Verificarea robusteții modelului (iii)

Verificarea robusteții rezultatelor obținute constă în testarea semnificației volatilității ratei de schimb asupra industriei prelucrătoare care este cel mai mult afectată de condițiile de schimb (Tabel nr. 16).

Tabel nr. 16. Impactul volatilității ratei de schimb asupra industriei prelucrătoare

| Log_Q (var. dependentă) | Industria prelucrătoare |
|------------------------------------|--------------------------------|
| ROA | 0,036*** (0,002) |
| LEV | -0,003*** (0,001) |
| Log_Q_{sector} | 0,748*** (0,076) |
| Log_Assets | -0,103*** (0,018) |
| R_s | -0,055*** (0,013) |

| | |
|------------------------------|-----------------------------|
| Age | -0,002*** (0,000) |
| C | 1,071*** (0,215) |
| Prob (F-statistic) | 0,00 |
| R² ajustat | 17,01% |

Subeșantionul conține 130 de firme din industria prelucrătoare, respectiv 593 de observații. Erorile standard sunt indicate în paranteze. Simbolurile ***, ** și * denotă nivelul de semnificație statistică, respectiv 1%, 5% și 10%.

De regulă, companiile importatoare activează în sectoare precum producția de componente auto, combustibili, medicamente sau în comerțul alimentară. Importarea materiei prime vine din necesitatea asigurării calității cerute de clienți. Economiiștii constată că cei mai mari importatori sunt în același timp și cei mai mari exportatori. Riscul valutar afectează îndeosebi firmele care importă și exportă în același timp. Industria prelucrătoare conține 130 de firme și reprezintă aproximativ 50% din eșantionul de bază, ceea ce asigură relevanța rezultatelor. Rezultatele empirice confirmă că volatilitatea ratei de schimb afectează într-o măsură mai mare firmele din industria prelucrătoare. La o creștere a volatilității ratei de schimb cu 1%, valoarea de piață a firmelor scade cu 0,055 p.p. Volatilitatea ridicată crește riscul valutar care poate deteriora poziția financiară a întreprinderilor conectate la economia internațională. Așa cum rezultă din studiul Mrhari și Daoui (2018), agitația pieței valutare generează incertitudine cu privire la prețul importurilor și determină întreprinderile să-și limiteze producția.

În partea a doua a studiului a fost confirmată ipoteza nr.7: variabilele macroeconomice sunt un indicator al variației valorii de piață viitoare a firmelor. Prezența relației de cauzalitate și semnificația statistică a coeficienților de regresie indică faptul că modificările în cadrul variabilelor macroeconomice pot fi utilizate de investitori pentru a prognoza valorile viitoare ale acțiunilor. Prin urmare, piața de capital din România nu este eficientă din punct de vedere informațional în raport cu variabilele macroeconomice.

Concluzii

Prin intermediul lucrării de cercetare s-a urmărit identificarea și măsurarea factorilor care determină valoarea de piață a întreprinderilor, exprimată prin coeficientul Tobin's Q. La întrebarea „De ce unele companii sunt performante, iar altele eșuează?”, am răspuns prin prisma celor 7 ipoteze stabilite inițial. Astfel, am reușit să găsim o relație pozitivă semnificativă între indicatorii de performanță financiară și valoarea de piață. Dintre aceștia, ROA exercită cea mai puternică influență, fapt ce sugerează că firmele rentabile în termeni de active transmit mai multă siguranță investitorilor. Performanța financiară rămâne factorul cel mai important în prognozarea valorii bursiere. Cât despre gradul de îndatorare, s-a confirmat ipoteza conform căreia există o relație negativă între creșterea datoriilor și valoarea de piață. Un grad de îndatorare ridicat scade flexibilitatea managementului în luarea deciziilor de investiții, astfel încât se ratează unele oportunități viabile de fructificare a capitalurilor. Studiile de specialitate nu au ajuns la un consens în legătură cu impactul dimensiunii firmei asupra valorii de piață. În această lucrare s-a confirmat ipoteza care presupune o relație negativă între nivelul activelor și valoarea de piață. Din păcate, firmele

din România nu utilizează în mod eficient activele și nu beneficiază de economiile de scară. De asemenea, cu cât firma înaintea în vârstă, cu atât valoarea de piață a acesteia scade. Prin urmare, vârsta este un indicator al fazelor ciclului economic. De obicei, firmele aflate la maturitate au o rentabilitate marginală mai scăzută decât start-up-urile.

Noutatea acestui studiu constă în testarea semnificativei factorului psihologic alături de alți factori fundamentali enumerați mai sus. Alte studii, care tratează impactul emoțiilor investitorilor asupra eficienței pieței financiare din România, presupun analize univariate sau includerea în model doar a variabilelor macroeconomice. Estimarea modelului prin introducerea efectelor random arată o relație negativă între indicatorul ESI și valoarea de piață. Se pare că optimismul exagerat conduce pe termen scurt la supraevaluarea titlurilor, iar pesimismul la subevaluarea acestora. Însă, pe termen lung prețul acțiunilor converge către valoarea fundamentală. Astfel, perioadele în care investitorii sunt optimiști sunt urmate de scăderea valorii de piață a companiilor. Ceea ce urcă trebuie să coboare și invers. Totuși, efectul traderilor iraționali este menținut pentru o perioadă de 2 ani, fapt ce denotă limitele arbitrajului. Rezultă că piața de capital din România nu este eficientă, cel puțin din punct de vedere al raționalității investitorilor.

Efectuarea testelor de robustețe a permis reconsiderarea elasticității unor variabile. Putem afirma că firmele performante sunt mai productive, datorită faptului că utilizează mai eficient activele. Din punct de vedere al impactului investitorului irațional, acțiunile firmelor performante sunt mai ușor de evaluat și mai puțin rezistente la arbitraj, ceea ce face ca prețul lor să reflecte mult mai bine realitatea economică și financiară. Divizarea eșantionului în funcție de nivelul activelor subliniază rolul dimensiunii firmelor în obținerea economiilor de scară. De regulă, firmele mari au o vizibilitate mai bună, sunt mai diversificate și mai tolerante la risc, ceea ce le asigură o poziție competitivă pe piață.

A doua parte a lucrării vizează studierea cadrului macroeconomic. Rata dobânzii, rata inflației și rata de schimb s-au adeverit a fi semnificative și influențează negativ valoarea firmelor, însă cu o întârziere de 1 an (în cazul ratei dobânzii și al ratei inflației). În timpul crizei financiare, rata dobânzii este instrumentul principal de gestionare a instabilității monetare. Creșterea ratei dobânzii are rolul de a constrânge expansiunea economică. Astfel, scumpirea creditelor afectează în mod direct performanța companiilor. Amplificarea procesului inflaționist este, de asemenea, o amenințare a poziției financiare. Însă această idee a fost puternic controversată în literatură. Inflația este un fenomen complex și dinamic, de aceea există o serie de ambiguități cu privire la impactul negativ sau pozitiv asupra rentabilității bursiere. Relația negativă relevată în acest studiu poate fi explicată prin intermediul ipotezei lui E. Fama care presupune că prețurile acțiunilor sunt afectate de inflație, deoarece există o conexiune strânsă între economia reală și cea financiară. De regulă, perioadele de inflație sunt însoțite de politici monetare restrictive care descurajează consumul și investițiile și, în cele din urmă, prejudiciază valoarea de piață a firmelor. Cât despre rata de schimb, creșterea volatilității acesteia reduce performanța companiilor. O volatilitate ridicată înseamnă incertitudine în planificarea activității de producție. Industria prelucrătoare este îndeosebi afectată de condițiile de schimb, deoarece cuprinde firme importatoare și/sau exportatoare. Relația semnificativă statistic și economic dintre variabilele macroeconomice și valoarea de piață denotă absența eficienței informaționale. Există oportunitatea de a bate piața utilizând informațiile trecute și prezente.

Prin prisma acestei lucrări am reușit să surprindem o parte din procesul de formare și evoluție a valorii de piață a întreprinderilor. Există însă o serie de alți factori explicativi

care trebuie luați în considerare. Omiterea altor variabile explicative este una dintre limitele principale ale acestui studiu. Ca urmare a disponibilității reduse a datelor în timp, lucrarea nu surprinde în totalitate evoluția valorii de piață a firmelor pe termen lung. De asemenea, eterogeneitatea datelor nu permite respectarea tuturor ipotezelor aferente metodei OLS. Calitatea rezultatelor ar putea fi îmbunătățită prin includerea în eșantion a firmelor din Europa Centrală și de Est și adăugarea altor variabile explicative, precum impactul guvernantei corporative.

Bibliografie

1. Articole

1. Adjaoud, F. (1988). La rentabilité des entreprises canadiennes: quelques caractéristiques et facteurs explicatifs, *Revue canadienne des sciences de l'administration*, Vol. 5, Nr. 4, pp.64-71, <https://doi.org/10.1111/j.1936-4490.1988.tb00496.x>;
2. Anton, S. G. (2016). The Impact of Leverage on Firm Growth. Empirical Evidence from Romanian Listed Firms, *Review of Economic and Business Studies*, Vol. 9, Nr. 2, pp.147-158, DOI 10.1515/rebs-2016-0039;
3. Anton, S. G. (2018). Leverage and firm growth: an empirical investigation of gazelles from emerging Europe, *International Entrepreneurship and Management Journal*, Vol. 15, Nr. 1, pp.209-232, <https://doi.org/10.1007/s11365-018-0524-5>;
4. Braune, E., Grand, B. (2013). Les déterminants de la création de valeur des entreprises industrielles de haute technologie : la place du pouvoir de marché et des dépenses de corporate venturing, *Finance, Contrôle et Stratégie*, Vol. 16, Nr. 3, DOI:10.4000/fcs.1374;
5. Brown, G., Cliff, M. (2005). Investor Sentiment and Asset Valuation, *The Journal of Business*, Vol. 78, Nr. 2, pp. 405-440, <https://www.jstor.org/stable/10.1086/427633>;
6. Capelle-Blancard, G. (2017). A quoi servent les (centaines de milliers de milliards de) transactions boursières?, *Revue d'économie financière*, Nr. 127, pp.37-58, <https://www.jstor.org/stable/44649727>;
7. Carosi, A. (2016). Do local causations matter? The effect of firm location on the relations of ROE, R&D, and firm size with market-to-book, *Journal of Corporate Finance*, Vol. 41, pp.388-409, <https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2016.10.008>;
8. Cibulskiene, D. (2010). Investor sentiment effect on stock returns in Scandinavian stock market, *Economics and Management*, Nr. 15, pp.929-940, <https://www.researchgate.net/publication/228752467>;
9. Ciolac, I., C. (2006). Managementul bazat pe valoare – nouă filozofie managerială, *Revista Oeconomica*, Nr. 3, pp.167-185, www.oeconomica.org.ro;
10. Cohn, R., Lessard, D. (1981). Are markets efficient? Tests of alternative hypotheses, *The Effect of Inflation on Stock Prices: International Evidence*, *The Journal of Finance*, Vol. 36, Nr. 2, <https://doi.org/10.2307/2327011>;
11. Diop și colab. (2018). L'impact des disequilibres du taux de change reel sur la performance du secteur manufacturier au Senegal, *Revue d'économie du développement*, Vol. 26, pp.107-138, www.cairn.info;
12. Disle, C. (2005). Contextualiser la valeur de l'entreprise à l'aide des informations financières, *Comptabilité et Connaissances*, www.researchgate.net;
13. Dragotă, V., Șerbănescu, V. (2010). Some issues concerning Romanian Investors's behaviour. Result of a survey, *Theoretical and Applied Economics*, Vol. 17, Nr. 1, pp.5-16, <https://www.researchgate.net/publication/41137179>;

14. Drine, I., Rault, C. (2003). On the Long-Run Determinants of Real Exchange Rates for Developing Countries: Evidence from Africa, Latin America and Asia, <https://ssrn.com/abstract=411620>;
15. Fama, E. (1970). Efficient capital market: a review of theory and empirical work, *The Journal of Finance*, Vol. 25, Nr. 2, pp.383-417, <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1970.tb00518.x>;
16. Fernandes și colab. (2013). Does sentiment matter for stock market returns? Evidence from a small European market, *Journal of Behavioral Finance*, Vol. 14; Nr. 4, DOI:10.1080/15427560.2013.848867;
17. Finegan, P. (1991). Maximizing shareholder value at the private company, *Journal of Applied Corporate Finance*, Vol. 4, Nr. 1, pp.30-45, <https://doi.org/10.1111/j.1745-6622.1991.tb00570.x>;
18. Gordon, M. (1959). Dividends, earnings, and stock prices, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 41, Nr. 2, pp.99-105, <http://www.jstor.org/stable/1927792>;
19. Graham, J. (1996). Debt and the marginal tax rate, *Journal of Financial Economics*, Vol. 41, Nr. 1, pp.41-73, [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(95\)00857-B](https://doi.org/10.1016/0304-405X(95)00857-B);
20. Guimaraes, R. P., Unterberdoerster, O. (2006). What's Driving Private Investment in Malaysia? Aggregate Trends and Firm-Level Evidence, *IMF Working Papers*, DOI:10.5089/9781451864502.001;
21. Hall, J., Brummer, L. (1999). The Relationship between the Market Value of a Company and Internal Performance Measurements, <https://ssrn.com/abstract=141189>;
22. Hirsch, B., Seaks, T. (1993). Functional Form in Regression Models of Tobin's q, *Review of Economics and Statistics* Vol. 75, Nr. 2, pp.381-85, DOI:10.2307/2109449;
23. Jensen, M. (1986). Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers, *The American Economic Review*, Vol. 76, Nr. 2, pp.323-329, <https://www.jstor.org/stable/1818789>;
24. Kareem, J.I., Awodiran, M.A. (2018). Capital Structure and Financial Performance of Nigerian Listed Firms: An Agency Cost Theory Perspective, *Journal of Contemporary Accounting and Security Studies*, Vol. 2, pp.77-89, <https://ssrn.com/abstract=3395760>;
25. Lang, L., Litzenberger, R. (1988). Dividend announcements, Cash Flow Signaling vs. Free Cash Flow Hypothesis?, *Journal of Financial Economics*, Nr. 24, pp.181-191, [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(89\)90077-9](https://doi.org/10.1016/0304-405X(89)90077-9);
26. Lazăr, S. (2016). Determinants of firm performance: Evidence from Romanian listed companies, *Revue of Economic Business Studies*, Vol. 9, Nr. 1, pp.53-69, DOI:10.1515/rebs-2016-0025;
27. Lloyd, W., Jahera, J. (1994). Firm-diversification effects on performance as measured by Tobin's Q, *Managerial and Decision Economics*, Vol. 15, Nr. 3, pp.259-266, <https://doi.org/10.1002/mde.4090150307>;
28. McConnell, J., Servaes, H. (1990). Additional evidence on equity ownership and corporate value, *Journal of financial economics*, Nr. 27, pp.595-612, [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(90\)90069-C](https://doi.org/10.1016/0304-405X(90)90069-C);
29. Miloud, T., Cabrol, M. (2011). Les facteurs stratégiques influençant l'évaluation des start-ups par les capitaux-risqueurs, *Management & Avenir*, DOI:10.3917/mav.049.0036;
30. Moati, F. (2000). Evaluer les performances d'un secteur d'activité, *Cahier de recherche*, Vol. 6, Nr. 148, DOI:10.13140/RG.2.2.34037.63208;

31. Modigliani, F., Miller, M. (1958). The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment, *The American Economic Review*, Vol. 48, Nr.3, pp.261-297, www.jstor.org/stable/1809766;
32. Mouelhi, C., Saint-Pierre, J. (2009). The Relationship between External and Internal Performance Measures of the Firm: A Reassessment by the Econometrics of Dynamic Non-Stationary Panels, <https://ssrn.com/abstract=1421599>;
33. Mourougane, A., Roma, M. (2002). Can Confidence Indicators be useful to predict short term real GDP growth?, European Central Bank, Working paper, Nr.133, DOI:10.1080/1350485032000100305;
34. Mrhari, M., Daoui, D. (2018). Impact de la volatilité de change sur la performance financière des entreprises cotées, *European Scientific Journal*, Vol. 14, Nr. 19, DOI: <https://doi.org/10.19044/esj.2018.v14n19p1>;
35. Mule, R. K. Și colab. (2015). Corporate size, profitability and market value: an econometric panel analysis of listed firms in Kenya, *European Scientific Journal*, Vol. 11, Nr. 13, pp.376-396;
36. Oprea, D. Ș., Brad, L. (2014). Investor Sentiment and Stock Returns: Evidence from Romania, *International Journal of Academic Research in Accounting, Finance and Management Sciences*, Vol. 4, Nr. 2, pp.19-25, DOI:10.6007/IJARAFMS/v4-i2/764;
37. Oseni, J., E. (2009). Determinants of stock prices in the capital market, <https://ssrn.com/abstract=1326912>;
38. Ottosson, E., Weissenrieder, F. (1998). Cash Value Added - a new method for measuring financial performance, Gothenburg University Working Paper, <https://ssrn.com/abstract=58436>;
39. Paquerot, M. (2000). Efficacite des structure de controle et enracinement des dirigeants, *Finance, Controle et stratégie*, Vol. 3, Nr. 2, pp.5-27;
40. Pound, J. (1988). Proxy contests and the efficiency of shareholder oversight, *Journal of Financial Economics*, Vol. 20, pp.237-265, [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(88\)90046-3](https://doi.org/10.1016/0304-405X(88)90046-3);
41. Rehman, S.S.F. (2013). Relationship between financial leverage and financial performance: empirical evidence of listed sugar companies of Pakistan, *Global Journal of Management and Business Research Finance*, Vol. 13, Nr. 8, pp.33-40;
42. Rouabah, A. (2007). L'inflation et la rentabilité des actions: une relation énigmatique et une casse-tête pour les Banques Centrales, *Economie et prévision*, Nr. 177, pp.19-34, www.cairn.info;
43. Sahut, J. M., Gharbi, H. O. (2011). Influence des actionnaires institutionnels français et étrangers sur la performance financière des firmes, *La revue de sciences de gestion*, Nr. 251, pp.51-62, www.cairn.info;
44. Schmeling, M. (2009). Investor sentiment and stock returns: Some international evidence, *Journal of Empirical Finance*, Nr. 16, pp.394-408, DOI:10.1016/j.jempfin.2009.01.002;
45. Sharma, G. D. (2010). Impact of macro-economic variables on stock prices in India, *Global Journal of Management and Business Research*, Vol. 10, Nr. 7, <https://ssrn.com/abstract=1827462>;
46. Singhal, R., Parkash, M. (2016). Tobin's Q ration and firm performance, *International Research Journal of Applied Finance*, Vol. 7, Nr. 4, DOI:10.0704/article-2;
47. Toit, E., Wet, J. (2007). Return on Equity: A Popular, But Flawed Measure of Corporate Financial Performance, *South African Journal of Busines Management*, Vol. 38, Nr. 1, pp.59-69, DOI:10.4102/sajbm.v38i1.578;

48. Verona, F. (2019). Investment, Tobin's Q and Cash Flows across time and frequencies, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 85, Nr. 2, pp.331-346, <https://ssrn.com/abstract=3399531>;
49. Vintilă, G., Gherghina, Ș., C. (2014), The influence of financial intermediaries' ownership on firm value. Empirical evidence for the companies listed on the Bucharest Stock Exchange, *Procedia Economis and Finance*, Nr. 15, pp.959-967, [https://doi.org/10.1016/S2212-5671\(14\)00655-8](https://doi.org/10.1016/S2212-5671(14)00655-8);
50. Weissenrieder, F. (1997). Value Based Management: Economic Value Added or Cash Value Added, <https://ssrn.com/abstract=156288>;
51. Yoon, P.S., Starks, L. (1995). Signaling, Investment Opportunities, and Dividend Announcements, *The Review of Financial Studies*, Vol. 8, Nr. 4, pp.995-1018, <https://www.jstor.org/stable/2962297>;
52. Zavala, M. R.V., Salgado, R. J. S. (2019). Empirical evidence on the relationship of capital structure and market value among Mexican publicly listed companies, *Contaduría y Administración* Vol. 64, Nr. 1, pp.1-29, <http://dx.doi.org/10.22201/fca.24488410e.2018.1377>.

2. Teze de doctorat

1. Kerzabi, D. (2015). These de doctorat: Les déterminants de la valeur actionnariale: Cas des entreprises maghrebines cotées en bourse, Université de Tlemcen.

3. Cărți, capitole de carte

1. Damodaran, A. (2006). Chapitre 18. La structure de financement : arbitrages et théories, *Finance d'entreprise*, pp.725-771;
2. Friedman, M. (1993). *La monnaie et ses pièges*, ed. Dunod, Paris;
3. Kumar, R. (2018). Chapter 3. Efficient capital markets and its implications, *Valuation*, pp.73-91;
4. Teall, J. (2018). Chapter 11. Market Efficiency, *Financial trading and investing*, pp.325-367;
5. Teall, J. (2018). Chapter 6. Random Walks, Risk and Arbitrage, *Financial trading and investing*, pp.169-198.

4. Conferințe

1. Battacharya, B., Mukherjee, J. (2003). Causal relationship between stock market and exchange rate, foreign exchange reserves and value of trade balance: a case study for India, *Fifth Annual Conference on Money and Finance in the Indian Economy*;
2. St-Pierre și colab. (2005). Les facteurs de croissances des PME manufacturieres sur les marchés locaux et internationaux, *Conference 9-ieme: Journées scientifiques de l'Agence Universitaire de la Francophonie, Cluj-Napoca*.

5. Pagini Web

1. Banca Națională a României, www.bnr.ro;
2. Eurostat, <https://ec.europa.eu>;
3. INSSE, www.insse.ro;
4. Orbis Database, www.bvdinfo.com