

**UNIVERSITATEA “BABEȘ-BOLYAI” CLUJ-NAPOCA
FACULTATEA DE ȘTIINȚE ECONOMICE ȘI GESTIUNEA AFACERILOR
DOMENIUL FINANȚE**

TEZĂ DE DOCTORAT

- REZUMAT -

INVESTIGAȚII PRIVIND STRATEGIA DE GESTIUNE A PORTOFOLIILOR – CAZUL BURSA DE VALORI BUCUREȘTI

Conducător de doctorat:

Prof. univ. dr. IOAN TRENCA

Doctorand:

CRISTINA IOANA CURUȚIU (căs. Balint)

Cluj-Napoca

2012

Structura tezei de doctorat

Lista abrevierilor

INTRODUCERE

Capitolul 1. PIAȚA DE CAPITAL DIN ROMÂNIA ÎN CONTEXTUL ADERĂRII LA UNIUNEA EUROPEANĂ

- 1.1. Prevederi legislative ale Uniunii Europene cu privire la piețele de capital
- 1.2. Rolul piețelor de capital în cadrul Uniunii Europene
- 1.3. Construcția pieței de capital
- 1.4. Piața românească de capital
 - 1.4.1. Cadrul legislativ
 - 1.4.2. Societățile de servicii de investiții financiare (S.S.I.F.)
 - 1.4.3. Bursa de Valori București (B.V.B.)
 - 1.4.4. Fondurile de investiții
- 1.5. Performanțele Bursei de Valori București
 - 1.5.1. Evoluția pieței de capital
 - 1.5.2. Evoluția pieței românești de capital raportată la cea a piețelor externe
 - 1.5.3. Evoluția investițiilor pe piața de capital

Capitolul 2. STRATEGII DE GESTIUNE A PORTOFOLIILOR

- 2.1. Eficiența informațională a piețelor de capital
 - 2.1.1. Teoria piețelor
 - 2.1.2. Implicațiile ipotezei eficiente asupra managementului investițiilor
 - 2.1.3. Anomalii bursiere
- 2.2. Diversificarea riscului și construirea portofoliilor eficiente
 - 2.2.1. Diversificarea riscului
 - 2.2.2. Criteriul medie-varianță în construirea portofoliilor eficiente
 - 2.2.3. Modele indiciale în construirea portofoliilor eficiente
- 2.3. Organizarea gestiunii portofoliilor și strategii de gestiune
 - 2.3.1. Gestiunea pasivă
 - 2.3.2. Gestiunea activă
- 2.4. Măsurarea performanțelor portofoliilor
 - 2.4.1. Măsurile tradiționale ale performanței portofoliilor
 - 2.4.2. Descompunerea performanței în cazul gestiunii active

2.4.3. Măsurarea abilității de market timing

2.5. Gestiunea alternativă

Capitolul 3. ANOMALII BURSIERE ȘI STILURI DE GESTIUNE

3.1. Anomalii bursiere. Prezentare generală

3.1.1. Efectul de talie

3.1.2. Efectul P.E.R.

3.1.3. Efecte sezoniere – efectul lunii ianuarie

3.2. Metodologia cercetării și rezultate empirice

3.2.1. Metodologia cercetării

3.2.2. Rezultate empirice

Capitolul 4. MODELE DE ECHILIBRU FINANCIAR ȘI UTILIZAREA ACESTORA ÎN CONSTRUIREA DE STRATEGII

4.1. Modelul ARBITRAGE PRICING THEORY (APT)

4.1.1. Teoria de arbitraj

4.1.2. Construirea modelelor derivate din teoria de arbitraj

4.1.3. Comparăție între APT și CAPM

4.2. Metodologia cercetării și rezultate empirice

4.2.1. Metodologia cercetării

4.2.2. Rezultate empirice

4.3. Utilizarea modelului APT pe piața românească de capital

4.3.1. Previzionarea rentabilității financiare

4.3.2. Construirea unor portofolii de arbitraj

Concluzii

Bibliografie

Lista figurilor

Lista graficelor

Lista tabelelor

Anexe

Cuvinte cheie: piață de capital, acțiuni, volatilitate, efectul de talie, efectul P.E.R., efectul lunii ianuarie, factori macroeconomici, modelul Arbitrage Price Theory, portofolii de arbitraj

Introducere

Evoluțiile din piețele de capital oglindesc percepțiile investitorilor cu privire la perspectivele de dezvoltare al mediului economico-financiar național, apreciate într-un sistem de referință dat de performanțele economice și ale altor state. Ultimele decenii s-au înscris sub semnul transformărilor aduse de globalizarea piețelor, aceasta reprezentând un proces care a determinat o accentuare treptată a competitivității, dar și modificări importante.

După 1989, piața românească de capital este prezentată ca un sistem reglementat, cu un cadru instituțional adecvat. Aceasta a fost, însă, transformată începând cu 1995.

Ulterior s-a creat piața Rasdaq, s-au perfecționat mecanismele de tranzacționare, iar în 2002 a intrat în vigoare un nou cadru legislativ, care a urmărit eficiența instituțiilor pieței, transparența informațiilor, dar și protecția investitorilor.

Intrarea în vigoare a legii pieței de capital (Legea 297/2004) a reprezentat expresia conformării legislative a pieței românești în procesul de integrare a României în Uniunea Europeană.

Teza își propune să analizeze acea componentă a pieței de capital, care este denumită în literatura anglo-saxonă „equity market”. Pentru a înțelege o piață de capital, în cazul nostru pentru a înțelege piața de capital din România, este necesar să parcurgem mai întâi modelele economice și financiare care descriu echilibrul ei. Sigur că aceste modele nu oferă soluția ideală, dar acestea vor fi analizate prin prisma rezultatelor pe care le generează pe piața românească de capital. Aceste modele vor fi măsurate în funcție de piață, iar acceptarea sau respingerea unui model reprezintă o consecință a confruntării cu datele culese din realitate. Un model poate fi considerat a fi unul de succes dacă oferă rezultate cât mai aproape de condițiile concrete ale pieței decât un alt model existent.

Teoria modernă a portofoliilor s-a dezvoltat pornind de la ideea că variațiile cursurilor acțiunilor sunt în totalitate imprevizibile. Această idee s-a concretizat în teoria piețelor eficiente, care stipulează că, la un moment dat, cursul unei acțiuni reflectă toate informațiile disponibile, care au dus la formarea sa.

Teoria piețelor eficiente, însă, a devenit controversată, mai ales, după detectarea anumitor anomalii ale pieței de capital, cum ar fi: efectul de talie, efectul P.E.R., respectiv efectul lunii ianuarie.

În ceea ce privește definiția portofoliului, acesta constituie o grupare de active. Gestiunea de portofoliu constă în constituirea unor astfel de grupări de active, astfel încât evoluția prețurilor de pe piață ale acestora să asigure atingerea obiectivelor de rentabilitate stabilite de investitor, cu respectarea restricțiilor privind riscul, determinat de alocarea activelor.

Însă, o gestiune performantă a unui portofoliu nu poate avea fundament fără a lua în considerare problematica rentabilității și a riscului activelor individuale. Rentabilitatea este definită pe baza câștigului/pierderii ce rezultă ca urmare a deținerii unei anumite valori mobiliare pe o anumită perioadă de timp. În ceea ce privește riscul, o măsură a acestuia este reprezentată de *coeficientul de volatilitate* β al unui activ. Acest coeficient măsoară gradul de sensibilitate al acțiunilor în cauză la variația rentabilității pieței. Conform

teoriei moderne a portofoliilor, β este elementul central pentru că el măsoară riscul sistematic al titlului sau portofoliului. Un portofoliu va fi cu atât mai riscant cu cât titlurile care îl conțin vor avea un β mai mare.

Studiul modelelor de gestiune a portofoliilor arată faptul că analiza gestiunii portofoliului de titluri poate fi realizată cu ajutorul modelului *Markowitz* (1952), care permite, în urma corelării în pereche a activelor existente în portofoliu, determinarea portofoliului cu varianță minimă absolută, având ca punct de pornire riscul și rentabilitatea unui portofoliu diversificat de titluri. Este modelul cel mai cunoscut în descrierea rentabilității și riscului unei investiții. Ideea modelului este aceea că variația cursului/ prețului/ valorii unui titlu, sau portofoliu de titluri, este determinată de piață, pe de o parte, și de alte cauze specifice, pe de alta. Markowitz consideră însă că ratele de rentabilitate variază și în funcție de risc, iar prin combinarea mai multor titluri în portofoliu se pot obține rentabilități superioare pentru riscul asumat. Concluzia cea mai importantă este că un investitor își poate reduce volatilitatea portofoliului sau (adică riscul acestuia) și poate (în același timp) să-i crească rentabilitatea.

Totuși, numărul foarte mare de informații necesare pentru aplicarea modelului, a dus la dezvoltarea și la apariția unui simplificat pentru analiza portofoliului de către *Sharpe* (1964), care urmărește să stabilească o corelație între rentabilitățile individuale ale titlurilor și un factor macroeconomic și, de asemenea, mai urmărește să stabilească o stratificarea riscului total. Modelul propune o nouă metodă de evaluare a activelor financiare după criteriile obiective ale pieței financiare. Astfel se folosește un model unifactorial care presupune că rentabilitatea oricărui titlu financiar este într-o relație liniară cu o variabilă macroeconomică.

Un alt aspect demn de luat în seama este volatilitatea unui titlu, adică sensibilitatea sa la mișcările pieței. *Volatilitatea* măsoară această sensibilitate a titlului față de mișcările pieței. Ea poate fi pozitivă (cel mai adesea) sau negativă (mai rar) și mai mult sau mai puțin puternică, după cum fluctuațiile pieței le accentuează sau le atenuează pe cele ale titlului. Relația dintre rentabilitatea unui titlu și rentabilitatea pieței este scoasă în evidență prin intermediul *modelului de piață* (Sharpe, 1964). Modelul de piață reprezintă relația liniară dintre rentabilitatea individuală a titlurilor și rentabilitatea generală a pieței bursiere. Funcția care aproximează corelația dintre cele două rentabilități este o dreaptă, numită dreapta de regresie. Cel mai important dintre parametrii funcției de regresie este coeficientul *beta* (coeficientul de volatilitate). Pentru a testa efectiv dacă modelul este aplicabil, se poate verifica dacă rentabilitatea înregistrată pe piața de un titlu coincide cu rentabilitatea estimată pentru acesta.

Riscul unui titlu de valoare se compune, conform teoriei lui Sharpe, din două părți și anume riscul sistematic aferent pieței de capital în ansamblu și explicat prin dependența de factorul macroeconomic și riscul specific fiecărui titlu, care poate fi înlăturat prin diversificare. Acest model, cunoscut și sub denumirea de modelul diagonal, a dat posibilitatea dezvoltării ulterioare a *modelului CAPM* (Sharpe, 1964), care stabilește existența posibilității unei investiții pe piața de capital în active cu risc zero și cu o rentabilitate caracteristică. În formarea modelului, se va considera combinația a două plasamente: un activ fără risc și un portofoliu riscant. În varianta clasică, CAPM este un model de echilibru, valoarea fiind o funcție ce depinde de rentabilitatea estimată și de riscul asumat de investitori. CAPM este un model ex-ante: sunt imaginate

stările posibile ale pieței și rentabilitățile asociate fiecărei stări, pentru fiecare activ al pieței în parte se anticipează o valoare a ratei de rentabilitate fără risc și a rentabilității estimate a pieței financiare.

Perfecționarea modelelor prezentate anterior a fost realizată prin introducerea unui nou model *modelul APT* - Arbitrage Price Theory – (Ross, 1976) ca o dezvoltare a modelului unifactorial CAPM. Altfel spus, modelul CAPM nu constituie decât o formă particulară a modelului APT, urmărindu-se să se stabilească o legătură între rentabilitatea individuală a unui titlu din cadrul portofoliului și mai multe variabile macroeconomice. Ideea de bază a acestei teorii este aceea că un activ financiar ar trebui evaluat identic pe diferitele piețe pe care este tranzacționat. Fiecare titlu trebuie să ofere investitorilor un randament care să compenseze riscul asumat prin acel plasament, pornind, ca și în cazul CAPM, de la o rată fără risc. De asemenea, acest model implică identificarea variabilelor macroeconomice cu influență asupra rentabilității titlurilor și stabilirea în mod individual a influenței acestor variabile prin aplicarea modelului APT și oferă o fundamentare riguroasă pentru măsurarea relației risc-rentabilitate, fiind însă mai complex prin acceptarea unei varietăți de surse de risc. Modelul APT este considerat cel mai riguros model multidimensional al riscului. El pornește de la considerarea rentabilității oricărui titlu drept o funcție liniară a modificărilor unui număr de factori comuni tuturor titlurilor. În modelul original APT dezvoltat de Stephan Ross (1976) nu sunt specificați factorii de risc ce ar trebui luați în considerare în analiza randamentului unui titlu. Studiile ulterioare au arătat ca printre elementele avute în vedere de investitori s-ar număra: modificarea neprevăzută a ratei inflației, a primei de risc, a cursului de schimb și a ratei dobânzii. Identificarea acestor factori se face prin utilizarea analizei factoriale, mai exact a analizei componentelor principale. Toate anticipările cu privire la valoarea unui activ sunt deja incluse în prețul acestui activ, astfel că acest model măsoară sensibilitatea randamentului unui titlu la modificările neprevăzute ale factorilor de risc. Modelul APT prezintă și unele dezavantaje, cum ar fi faptul că nu poate preciza câți factori comuni de risc sunt, respectiv care sunt acești factori.

Prețurile activelor sunt în general considerate a fi sensibile la ultimele evoluții din domeniul economic. Experiența de zi cu zi pare să susțină punctul de vedere că prețurile activelor individuale sunt influențate de o gamă largă de evenimente neprevăzute și că unele evenimente au un efect mai important asupra prețurilor activelor decât altele (Chen et al., 1986). Astfel, diferite modele pot fi folosite pentru a determina rentabilitățile activelor.

Modelul APT pornește de la ideea ca rentabilitatea fiecărui activ depinde de influența variabilelor macroeconomice (Brealey et al., 2006). Modelul APT a fost dezbătut pe larg în literatură de către Chen (1983), Connor & Korajczyk (1986), Berry et al. (1988), Groenewold & Fraser (1997), Sharpe (1982) și studiat pe mai multe piețe, cum ar fi de către Antoniou et al. (1998) pe Bursa din Londra, Dhankar & Esq (2005) pe Bursa din India, Berry et al. (1988) pe S&P 500 și Chen et al. (1986) pe Bursa de la New York, Azeez & Yonezawa (2003) pe Bursa din Japonia și în final de către Anatolyev (2005) pe Bursa din Rusia.

Relația dintre piața de capital și variabilele macroeconomice a constituit subiectul numeroaselor studii de specialitate, analizându-se influența variabilelor asupra cursurilor titlurilor listate. De asemenea, au fost

studiate și anomaliile care pot să apară pe piața de capital, observându-se că societățile cu capitalizare mică, respectiv cu o valoare a P.E.R. scăzută obțin rentabilități superioare.

În această lucrare s-a analizat piața de capital din România, testându-se influența pe care variabilele macroeconomice o au asupra ei, dar și existența anomaliilor bursiere.

Primul capitol al tezei prezintă informații generale legate de piața de capital din România. Primul aspect urmărit face referire la modificările legislative care au apărut din prisma procesului de aderare a României la Uniunea Europeană. Al doilea aspect urmărește modul de organizare și performanțele pieței de capital din România.

Astfel, au fost prezentate transformările continue în plan legislativ asupra performanțelor oferite de Bursa de Valori București, în contextul actual. În acest sens, s-a analizat atât activitatea instituțională, cât și rezultatele existente, punând accentul pe performanța generală a pieței, randamentele obținute de investitori și la diversificarea instrumentelor financiare care operează pe piața de capital autohtonă. Performanțele pieței de capital interne au fost apreciate și din perspectiva comparării cu cele obținute pe piețele mature de capital.

În concluzie, piața de capital s-a transformat rapid din punct de vedere al cadrului legislativ și instituțional, însă în ceea ce privește rezultatele obținute, acestea au avut nevoie de un proces de durată.

Capitolul doi oferă soluții de selectare a activelor financiare, de grupare și evaluare a performanței acestora. De asemenea, prezintă conceptele de bază cu care operează teoria portofoliilor, procesul de construire și optimizare a portofoliilor, dar și tehnicile de gestiune, oferind totodată o sinteză a principalelor modele de măsurare a performanței.

În capitolul trei se analizează literatura dedicată anomaliilor bursiere, urmând ulterior și testarea acestora pe piața românească de capital. Anomaliile observate sunt efectul de talie, efectul P.E.R, respectiv efectul lunii ianuarie. Perioada de observare este împărțită în două subperioade, și anume: ianuarie 2003 – decembrie 2007, respectiv ianuarie 2008 – decembrie 2010, pentru a se putea face analiza pieței înainte de criză și în timpul crizei.

Capitolul patru cuprinde pe lângă trecerea în revistă a literaturii de specialitate, testarea modelului APT pe piața românească, luându-se în considerare 30 de titluri listate la categoria I și categoria II. Pe lângă verificarea acurateții modelului asupra Bursei de Valori București s-a încercat identificarea variabilelor macroeconomice care influențează rentabilitatea pieței românești de capital, fiind selectate următoarele: inflația, rata dobânzii, rata șomajului, prețul aurului, indicele prețului producției industriale, câștigul salarial mediu net, rata de schimb și indicele BET-C. Perioada analizată a fost ianuarie 2002 – iunie 2010.

Capitolul este structurat după cum urmează: în prima parte, va fi prezentată partea teoretică și prezentarea modelului APT cu avantajele aferente folosirii lui, după care, în cea de-a doua parte este analizată pe lângă eșantionul de date analizat (cele 30 de titluri listate la categoria I și II de la BVB și variabilele analizate) și metodologia folosită pentru cercetare (regresia liniară care va fi folosită în analiza cantitativă), iar în final sunt prezentate rezultatele empirice.

Ultima parte a tezei este rezervată sintetizării și analizei rezultatelor cercetării, dar și trasării principalelor direcții viitoare de cercetare privind piața românească de capital.

Sinteza capitolelor cuprinse în teza de doctorat

Sinteza capitolului 1

PIAȚA DE CAPITAL DIN ROMÂNIA ÎN CONTEXTUL ADERĂRII LA UNIUNEA EUROPEANĂ

- 1.1. Prevederi legislative ale Uniunii Europene cu privire la piețele de capital
- 1.2. Rolul piețelor de capital în cadrul Uniunii Europene
- 1.3. Construcția pieței de capital
- 1.4. Piața românească de capital
- 1.5. Performanțele Bursei de Valori București

Acest capitol este destinat pieței românești de capital și în special Bursei de Valori București (BVB). În prima parte sunt prezentate informații generale legate de piața de capital, dar și modalitatea de construcție a acesteia ca urmare a aderării la Uniunea Europeană. În continuare, cea de-a doua parte face referire la modul de organizare al pieței românești de capital, iar ultima parte prezintă performanțele înregistrate de BVB.

Cadrul de reglementare european aferent intermediarilor de servicii de investiții financiare, piețelor reglementate și sistemelor alternative de tranzacționare îl constituie principala normă europeană aplicabilă acestui domeniu, și anume *Directiva 2004/39/CE privind piețele de instrumente financiare sau MIFID¹*, așa cum mai este denumită. Aceasta directivă a fost adoptată de Parlamentul și Consiliul European în aprilie 2004, fiind o directivă care cuprinde principiile generale aplicabile serviciilor de investiții financiare, piețelor reglementate și sistemelor multilaterale de tranzacționare (sisteme alternative de tranzacționare în legislația noastră).

Piața de capital este importantă pentru buna funcționare a mecanismului financiar și a economiei de piață. Crearea unei piețe globale susținând astfel eficiența sistemului financiar, facilitând reducerea costurilor capitalului și alocarea optimă a resurselor.

În ansamblul ei, piața de capital mijlocește și acțiunea instituțiilor financiare de tipul fondurilor mutuale, al fondurilor de investiții și, în general, al altor intermediari financiari cu acțiune și activitate diferită în spectrul economiilor naționale, după cum aceste piețe sunt reglementate.

Piața de capital se manifestă în economia unei țări prin mecanisme specifice și funcționează într-un cadru legal, structural și organizatoric.

În România instituțiile și mecanismele pieței de capital au început să se cristalizeze în anii '90. Prima lege a pieței de capital, Legea 52, a apărut în anul 1994, an în care s-a înființat și Comisia Națională a Valorilor Mobiliare (CNVM) ca autoritate de reglementare și supervizare a pieței de capital.

Procesul de apariție și dezvoltare a pieței de capital românești își are așadar, începuturile în primele demersuri de creare a unei piețe a capitalului autohton, prin stimularea inițiativei private.

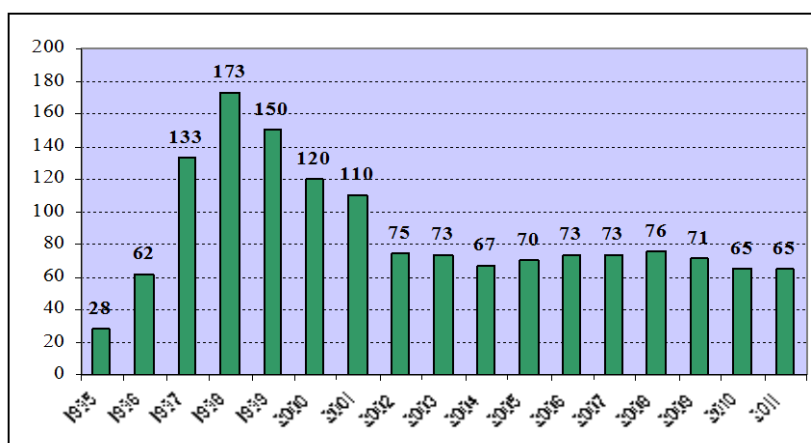
¹ Markets in Financial Investments Directive

Constituirea pieței de capital și a bursei de valori în România este reglementată de **Legea 52/1994 privind valorile mobiliare și bursele de valori**. Prin apariția Legii 297/2004 privind piața de capital s-a urmărit, în principal, atingerea unui obiectiv specific și absolut necesar, având în vedere procesul de integrare al României în Uniunea Europeană, și anume alinierea legislației în materie la standardele Uniunii Europene. În acest sens, s-au preluat, pe de o parte, o serie de directive europene în materie, iar pe de altă parte, s-a preluat modelul legislativ european și anume reglementarea globală a pieței.

Astfel, pe piața din România funcționau trei burse, și anume: Bursa de Valori București, Bursa Electronică RASDAQ și Bursa Monetar Financiară și de Mărfuri Sibiu. La sfârșitul anului 2006, procesul de fuziune dintre BVB și BER a fost finalizat, iar în ceea ce privește fuziunea și cu BMFMS, aceasta a eșuat datorită unor situații conflictuale, lucru care a dus la dezvoltarea pieței de produse derivate și pe BVB.

Cumpărările și vânzările de acțiuni și de alte instrumente financiare pe piața de capital se realizează prin firme specializate numite Societăți de Servicii de Investiții Financiare (numite și SSIF, societăți de brokeraj sau societăți de intermediere). SSIF sunt instituții financiare al căror obiectiv principal este intermedierea tranzacțiilor de vânzare și de cumpărare de instrumente financiare pe piața de capital.

Grafic 1. Evoluția numărului de SSIF



Sursa: rapoarte anuale ale CNVM

În țara noastră activitatea bursieră datează din anul 1839, prin întemeierea bursei de comerț, iar la 1 decembrie 1882 a avut loc deschiderea oficială a Bursei de Valori București, care după o întrerupere de 5 decenii a fost reînființată în anul 1995, prima zi de tranzacționare fiind 20 noiembrie 1995. Cota Bursei de Valori București este structurată pe următoarele sectoare: sectorul valorilor mobiliare emise de persoane juridice române ; sectorul obligațiunilor și a altor valori mobiliare emise de către stat, de către autorități ale administrației publice centrale și locale și de către alte autorități, respectiv sectorul internațional.

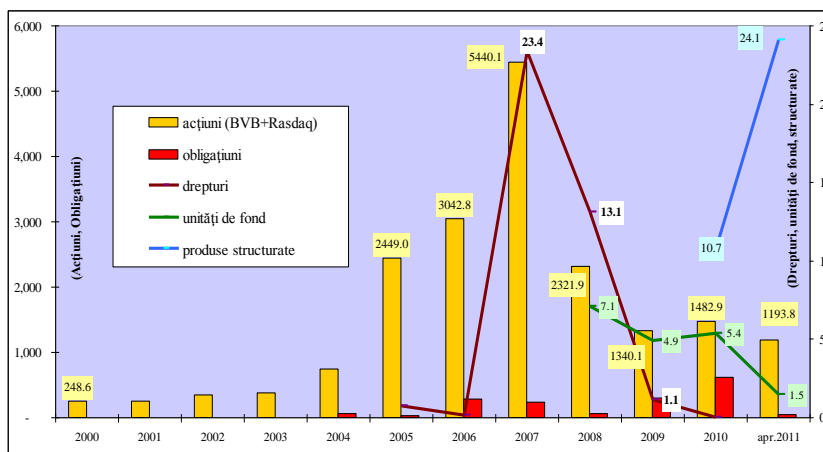
Sectorul valorilor mobiliare emise de persoane juridice române cuprinde două categorii : acțiuni și obligațiuni. Sectorul acțiunilor se împarte în trei categorii: categoria I, categoria a II-a (de bază) și categoria a III-a.

În secțiunea de **bursă Rasdaq** se regăsesc doar instrumentele financiare emise de entitățile din România, respectiv *acțiuni și drepturi*, ambele tipuri fiind încadrate în una din categoriile I-R, II-R, III-R.

Un alt element de noutate în structura operațională a pieței de capital, este dat de instituirea **sistemului alternativ de tranzacționare (ATS)**.

Piața de capital din România se menține o piață a acțiunilor. Prin comparație, valorile tranzacționate ale emisiunilor de obligațiuni rămân la un grad scăzut de reprezentativitate, în timp ce unitățile de fond se tranzacționează începând cu anul 2007, iar produsele structurate sunt lansate abia din anul 2010.

Grafic 2. Valoarea tranzacționată (mil.euro)



Sursa: www.bvb.ro

Pe lângă instrumentele menționate anterior (acțiuni și obligațiuni), la BVB se mai întâlnesc și *instrumente financiare derivate și indici bursieri*.

Investițiile pe piața de capital se fac prin intermediul instituțiilor specifice acestor piețe. Termenul generic folosit pentru acest fel de instituții de gestiune a capitalului investitorilor este acela de fond de investiții. Fondurile de investiții se pot clasifica în două mari categorii: **fonduri deschise de investiții** (“open end funds” sau “UCITS” - Undertakings for Collective Investment in Transferable Securities) și **fonduri închise de investiții** (“closed end funds” sau Non UCITS).

În ceea ce privește evoluția pieței românești, dar și sumele tranzacționate pe piața românească de capital se poate observa un nivel extrem de redus în comparație cu tranzacțiile de pe piețele de capital mature.

Tabel 1. Analiza comparativă a capitalizărilor bursiere la nivel internațional (mld.Euro)

	Germania	Romania	Statele Unite	Japonia
2006	1241.96	18.86	14644.02	3503.47
2007	1439.96	21.52	13358.12	2942.00
2008	797.06	6.47	8338.92	2238.85
2009	900.77	8.40	10465.98	2294.93
2010	1065.71	9.78	12934.78	2864.67

Susa: <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/>

Valorile tranzacționate la BVB sunt datorate investitorilor nerezidenți care investesc și tranzacționează pe această piață, în special cumpărătorilor/ vânzătorilor din Cipru care au avut cea mai mare participare, iar domeniul de interes cel mai atractiv rămâne cel al intermediarilor financiar-bancare.

Sinteza capitoului 2

STRATEGII DE GESTIUNE A PORTOFOLIILOR

- 2.1. Eficiența informațională a piețelor de capital
- 2.2. Diversificarea riscului și construirea portofoliilor eficiente
- 2.3. Organizarea gestiunii portofoliilor și strategii de gestiune
- 2.4. Măsurarea performanțelor portofoliilor
- 2.5. Gestiunea alternativă

De-a lungul timpului investitorii de pe piețele de capital au căutat să găsească o metodă de identificare a valorii reale a unui activ financiar care să le permită obținerea unor profituri considerabile. Cele mai multe modele s-au bazat pe metoda cash-flow-urilor actualizate sau pe metoda activului net corectat. Aceste modele sunt de cele mai multe ori pline de subiectivism, din cauza variabilelor luate în calcul sau prezintă erori de măsurare sau lipsă de completitudine, astfel încât valorile obținute diferă de cele mai multe ori semnificativ față de prețul de piață.

Ipoieza piețelor eficiente (engl. **EMH** – Efficient Market Hypothesis) are un impact semnificativ asupra procesului investițional și al managerilor de portofoliu, deoarece presupune că nici un investitor nu poate obține o rentabilitate superioară pieței și că cea mai bună strategie este cea de tipul “buy and hold”. Cea mai mare parte a modelelor de evaluare utilizate de teoria financiară pornesc de la premisa existenței pieței eficiente. O piață de capital eficientă este o piață în care prețul activelor financiare se ajustează imediat la apariția unor noi informații cu privire la emitentul activului financiar sau al mediului în care acesta își desfășoară activitatea, astfel încât prețul curent reflectă toate informațiile disponibile despre acel emitent.

Markowitz a demonstrat că alegerea portofoliului se poate reduce la analiza a două mărimi: rata de rentabilitate așteptată a portofoliului și dispersia sau abaterea medie pătratică, ca măsură a riscului. Dacă numărul titlurilor incluse în portofoliu crește, abaterea medie pătratică a portofoliului se va apropia de zero, riscul putând fi eliminat doar în cazul unei corelații perfect negative, ceea ce e destul de rar întâlnit în practică.

Așadar, diversificarea permite reducerea riscului, dar nu permite niciodată eliminarea completă a acestuia. Riscul de piață se referă la factori macroeconomici precum: produsul intern brut, inflație, rata medie a dobânzii, cursul valutar, recesiuni și variații ale ratei dobânzii. Acești factori afectează toate firmele simultan. Deoarece toate firmele sunt afectate în aceeași direcție de către acești factori, acest tip de risc nu poate fi eliminat prin diversificare. Acest risc se mai numește și risc sistematic. Riscul neexplicat de piață este cunoscut ca risc diversificabil, specific sau nesistematic.

Markowitz (1959) a dezvoltat un model de determinare a portofoliilor eficiente, care oferă cea mai bună rentabilitate posibilă pentru un anumit nivel al riscului sau prezintă cel mai scăzut risc posibil pentru o anumită rată de rentabilitate. Orice investitor rațional va selecta un portofoliu situat pe curba care mărginește aria portofoliilor fezabile, între tangenta verticală și cea orizontală. Această porțiune superioară a curbei a fost denumită de către Markowitz **frontiera eficientă**. O dată cu introducerea activului fără risc, frontiera eficientă se va transforma dintr-o curbă în dreaptă, iar cele mai bune portofolii sunt cele obținute din combinarea activului fără risc cu portofoliul de active riscante.

Sharpe a elaborat modelul diagonal de selecție a portofoliilor, în încercarea sa de a găsi un model simplificat de selecție a portofoliului. Pe baza modelului diagonal, dar și a modelelor cu mai mulți indici au fost construite modelul CAPM (Capital Asset Pricing Model) și modelul multifactorial APT (Arbitrage Pricing Theory).

În legătură cu principiile de construire a portofoliilor există două mari curente opuse: *top-down* și *bottom-up*. Primul se referă la faza de alocare a activelor (existând alocare strategică și alocare tactică), iar al doilea se concentrează pe problema selectării titlurilor individuale. Fiecare investitor va încerca să realizeze o selecție optimală, iar pentru acest lucru majoritatea apelează la manageri specializați pe stiluri de gestiune. Aceste stiluri de gestiune se împart în două mari categorii: tehnici ale gestiunii pasive și tehnici ale gestiunii active.

Gestiunea activă prezintă două forme principale, și anume: **selectivitatea** (presupune selecționarea/achiziționarea titlurilor subevaluate, și vânzarea celor supraevaluate) și **market-timingul** (presupune previzionarea mișcărilor generale ale pieței).

Pe lângă tehnicile de gestiune, mai trebuie menționate și cele de măsurare a performanței. Există trei metode care pot fi utilizate pentru măsurarea performanței portofoliilor de instrumente financiare și acestea au fost propuse succesiv de Treynor (1965), Sharpe (1966) și Jensen (1968).

Un alt tip de gestiune este cea alternativă, care în ultima perioadă a cunoscut o amplă dezvoltare. Din categoria investițiilor alternative fac parte: fondurile de investiții, fondurile de hedging, companiile închise netranzaționate pe piețele reglementate (engl. private equity), fondurile de capital de risc (engl. venture capital) sau fondurile de investiții pe indici.

Sinteza capitolului 3

ANOMALII BURSIERE ȘI STILURI DE GESTIUNE

3.1. Anomalii bursiere. Prezentare generală

3.2. Metodologia cercetării și rezultate empirice

Teoria piețelor eficiente a devenit controversată, mai ales, după detectarea anumitor anomalii ale pieței de capital. Unele dintre principalele anomalii care au fost identificate sunt următoarele: *efectul de talie*, *efectul P.E.R.* și *efectul lunii ianuarie*.

Efectul de talie este una dintre cele mai vechi și mai importante anomalii, de când Banz (1981) a raportat că firmele mici au randamente mai mari decât societățile mari. Efectul a fost studiat și observat pe diverse piețe, cum ar fi: piața americană (Reinganum, 1981; Brown et al., 1983; Ibbotson, 1984; Lamoureux și Sanger, 1989), piața germană de capital (Stehle, 1997), respectiv cea din Marea Britanie (Grossman și Shore, 2003).

Sanjoy Basu (1977) a demonstrat că societățile cu o valoare P.E.R. scăzută au înregistrat rentabilități superioare. Efectul P.E.R. a fost observat pe piețele de capital din întreaga lume: 13 țări din întreaga lume (Fama și French, 1998); Marea Britanie (Levis, 1989; Gregory, Harris și Michou - 2001; Levis și Liodakis, 2001); Marea Britanie și câteva țări europene (Brouwer, van der Put și Veld - 1997; Bird și Whitaker, 2003); Olanda (Doeswijk, 1997); Finlanda (Booth, Martikainen, Perttunen și Yli-Olli – 1994); Japonia (Aggarwal, Rao și Hiraki - 1990; Chan, Hamao și Lakonishok – 1991; Cai, 1997; Park și Lee, 2003); Taiwan (Chou și Johnson, 1990); Noua Zeelandă (Chin, Prevost și Gottesman - 2002).

Efectul lunii ianuarie a fost studiat pentru prima dată de către Wachtel (1942). Rozeff și Kinney (1976) au demonstrat că rentabilitățile acțiunilor cotate pe piața americană sunt mult mai mari în prima lună comparativ cu celelalte luni. Keim (1983) folosește variabile dummy pentru a testa efectul lunii ianuarie și demonstrează relația dintre efectul lunii ianuarie și efectul de talie. Studii ulterioare au demonstrat că acesta este un fenomen internațional (Gultekin și Gultekin, 1983; Nassir și Mohammad, 1987; Ho, 1999), deși mai puțin proeminent pe piețele emergente (Claessens et al. 1995; Fountas și Segedakis, 2002; Ho 1990). Mustafa și Gultekin (1983) au testat 17 țări printre care Danemarca, Germania, Olanda, Spania, Statele Unite și Anglia, iar Tinic, Barone - Anderson și West (1987) au testat indicele bursei din Toronto. Mehdian și Perry (2002) au analizat indicele Dow Jones, NYSE și SP500 (1964-1998).

Principalele explicații legate de efectul lunii ianuarie sunt următoarele: ipoteza tax-loss-selling (Branch, 1977; Dyl, 1977; Schultz, 1985); ipoteza window-dressing (Haugen și Lakonishok – 1988; Ritter și Chopra – 1989); ipoteza turn-of the-year 'liquidity' (Ogden, 1990), ipoteza informațiilor contabile (Rozeff și Kinney, 1976) și diferența bid-ask (Keim, 1989).

După o trecere în revistă a literaturii de specialitate, scopul acestui capitol este testarea anomaliilor pe piața românească de capital, în vederea exploatării rezultatelor obținute. Testarea s-a făcut pe 30 de titluri alese aleator, listatela BVB atât la categoria I, cât și la categoria II. Ulterior, aceste titluri au fost împărțite în

trei portofolii, în funcție de valorile înregistrate. Portofoliul 1 va conține titlurile cu cele mai mari valori înregistrate, iar portofoliul 3 cu cele mai mici valori. Perioada de observare este împărțită în două subperioade, și anume: ianuarie 2003 – decembrie 2007, respectiv ianuarie 2008 – decembrie 2010, pentru a se putea observa situația existentă înainte de criză, respectiv în timpul crizei.

A. Efectul de talie

- **Prima perioada de observație (ianuarie 2003 – decembrie 2007)**

Tabel 2. Valori descriptive privind portofoliile studiate în cazul efectului de talie (ianuarie 2003 – decembrie 2007)

	P1	P2	P3
Medie	0.041905	0.043931	0.044944
Abaterea standard	0.615452	0.165122	0.185245
Skewness	0.648594	2.279694	2.471000
Kurtosis	17.159540	12.361870	14.358530

Sursa: prelucrările autorului

Datorită faptului că societățile cu capitalizare mică (P3) nu au obținut rentabilități superioare, după cum se poate observa și din tabelul anterior, se poate afirma că nu există efect de talie pe piața românească de capital în perioada analizată (ianuarie 2003 – decembrie 2007), iar din analiza abaterii standard reiese că portofoliul 1 (P1) este cel mai riscant. Skewness înregistrează valori pozitive, astfel distribuția este înclinată spre stânga, ceea ce implică faptul că aceasta prezintă mai multe valori extreme spre dreapta, iar majoritatea valorilor sunt mici. Kurtosis e influențat de vârfurile distribuției și de grosimea cozilor. Valorile înregistrate sunt cu mult peste 3 ceea ce înseamnă că diferă semnificativ de distribuția normală, în special în cazul P1.

Ulterior folosindu-se testul T s-a testat ipoteza nulă că mediile portofoliilor luate două câte două sunt egale și testul F pentru a se observa egalitatea varianțelor.

Tabel 3. Testarea egalității portofoliilor analizate în cazul efectului de talie (ianuarie 2003 – decembrie 2007)

Portofolii	T-test		F-test	
	Valoare	probabilitate	Valoare	probabilitate
P1 – P2	0.022927	0.9818	13.89246	0
P1 – P3	0.034092	0.9729	11.03812	0
P2 – P3	0.029427	0.9766	1.25859	0.4143

Sursa: prelucrările autorului

Așadar, se poate observa că indiferent în ce portofoliu s-ar investi se va obține o rentabilitate foarte apropiată, însă din punct de vedere al riscului pe care investitorul și-l va asuma, acesta riscă cel mai mult investind în P1 în comparație cu celelalte două.

- **A doua perioadă de observație (ianuarie 2008 – decembrie 2010)**

În continuare a fost testat dacă există efect de talie pe piața românească de capital și se poate observa că valorile înregistrate sunt negative, datorită scăderii valorii acțiunilor pe timpul crizei.

Tabel 4. *Valori descriptive privind portofoliile studiate în cazul efectului de talie (ianuarie 2008 – decembrie 2010)*

	P1	P2	P3
Medie	-0.010061	-0.028306	-0.028175
Abaterea standard	0.156634	0.137267	0.261277
Skewness	-1.219665	-0.830798	-0.418105
Kurtosis	5.710904	4.947385	13.646630

Sursa: prelucrările autorului

Din tabelul anterior reiese și faptul că portofoliul cel mai riscant este P3, lucru care poate fi observat și în urma testării cu ajutorul testului F. În ceea ce privește skewness, aceasta înregistrează valori negative, distribuția având coada mai lungă spre stânga. Kurtosis are valori mai mari decât 3, ceea ce înseamnă că diferă semnificativ de distribuția normală, în special în cazul P3, apărând probabilitatea ridicată pentru valori extreme.

B. Efectul P.E.R.

- **Prima perioada de observație (ianuarie 2003 – decembrie 2007)**

Tabel 5. *Valori descriptive privind portofoliile studiate în cazul efectului P.E.R. (ianuarie 2003 – decembrie 2007)*

	P1	P2	P3
Medie	0.035571	-0.012659	0.021675
Abaterea standard	0.772686	0.440303	0.418080
Skewness	-1.446021	-1.363860	-1.085097
Kurtosis	10.895240	6.261953	12.513220

Sursa: prelucrările autorului

Datorită faptului că societățile cu o valoare P.E.R. mică (P3) nu au obținut rentabilități superioare, după cum se poate observa și din tabelul anterior, se poate afirma că nu există efect P.E.R. pe piața românească de capital în perioada analizată (ianuarie 2003 – decembrie 2007), iar din analiza abaterii standard reiese că portofoliul 1 (P1) este cel mai riscant. Skewness înregistrează valori negative, iar distribuția va avea coada mai lungă spre stanga, majoritatea valorilor fiind mari. Kurtosis înregistrează, ca și în cazul efectului de talie, valori peste 3 ceea ce înseamnă că diferă semnificativ de distribuția normală, în special în cazul P3.

Din tabelul următor reiese și faptul că investitorul va obține rentabilități similare indiferent de portofoliul în care va investi, însă din punct de vedere al riscului asumat se observă că cel mai mare risc apare în momentul investirii în P1, și riscuri foarte apropiate dacă se investește în P2, respectiv P3.

Tabel 6. Testarea rentabilitatii medii a portofoliilor analizate în cazul efectului P.E.R. (ianuarie 2003 – decembrie 2007)

Portofolii	T-test		F-test	
	Valoare	probabilitate	valoare	Probabilitate
P1 – P2	0.391073	0.6966	3.079664	0.0001
P1 – P3	0.114064	0.9094	3.415759	0.0000
P2 – P3	0.407766	0.6843	1.109133	0.7129

Sursa: prelucrările autorului

- **A doua perioadă de observație (ianuarie 2008 – decembrie 2010)**

În continuare a fost testat dacă se întâlnește efectul P.E.R. pe piața românească de capital și se poate observa că valorile înregistrate sunt negative la fel ca și în cazul capitalizării, pentru aceeași perioadă analizată, datorită scăderii valorii acțiunilor pe timpul crizei, iar din analiza abaterii standard reiese că portofoliul 1 (P1) este cel mai riscant.

Tabel 7. Valori descriptive privind portofoliile studiate în cazul efectului P.E.R. (ianuarie 2008 – decembrie 2010)

	P1	P2	P3
Medie	-0.007676	-0.018698	-0.056669
Abaterea standard	0.928700	0.732878	0.630681
Skewness	0.431706	0.695758	-1.261557
Kurtosis	8.154376	4.626260	6.794321

Sursa: prelucrările autorului

C. Efectul lunii ianuarie

Modelul folosit este următorul:

$$R_t = \mu + \sum_{i=1}^{11} a_i D_i + \sum_{i=1}^p \phi_i R_{t-i} + \varepsilon_t$$

unde R_t reprezintă rentabilitatea titlului, iar μ , a_i și ϕ_i sunt parametrii; ε_t este termenul eroare și D_i variabilele dummy lunare, unde $D_i = 1$ pentru luna i și 0 în celelalte cazuri. Variabilele dummy indică lunile anului și $i = \text{Februarie (1)} - \text{Decembrie (11)}$. În această regresie a fost adăugat și un termen autoregresiv, pentru a face față oricărei corelații seriale care poate să apară datorită tranzacțiilor nesincronizate. Testul efectului lunii ianuarie este un test care se bazează pe estimarea coeficientului μ .

În cazul testării efectuate pe piața românească de capital, s-a folosit modelul care a descris comportamentul rentabilităților în timpul perioadei observate, și anume modelul GARCH(p,q). Studiile

anterioare au aratat că un model GARCH(1,1) surprinde volatilitatea condiționată a rentabilității destul de bine. Se va folosi și un model ARCH(1) pentru a elimina orice corelație care poate să apară.

$$R_t = \mu + \sum_{i=1}^{11} a_i D_i + \phi R_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\tau_{\varepsilon_t}^2 = h_t = b_0 + b_{1a} \varepsilon_{t-1}^2 + b_{1b} h_{t-1}$$

De asemenea, s-a mai investigat și componenta sezonieră în volatilitate, ecuația devenind astfel:

$$\tau_{\varepsilon_t}^2 = h_t = b_0 + b_{1a} \varepsilon_{t-1}^2 + c_1 febr + \dots + c_{11} dec$$

- **Prima perioada de observație (ianuarie 2003 – decembrie 2007)**

Tabel 8. Testarea efectului lunii ianuarie (ianuarie 2003 – decembrie 2007)

	P1 (valori mari)	P2	P3 (valori mici)	BET-C
μ	0.167	0.199	0.333	0.010
a_1	-0.184	-0.157	-0.379	-0.060
a_2	-0.106	-0.339	-0.363	0.037
a_3	-0.244	-0.225	-0.310	-0.021
a_4	-0.173	-0.269	-0.285	0.016
a_5	-0.199	-0.189	-0.333	0.069
a_6	-0.087	-0.109	-0.301	-0.014
a_7	-0.159	-0.166	-0.203	0.049
a_8	-0.139	-0.161	-0.326	0.054
a_9	-0.048	-0.204	-0.139	-0.010
a_{10}	-0.279	-0.151	-0.428	-0.048
a_{11}	0.034	-0.213	-0.168	0.175
R_{t-1}	-0.005	-0.120	0.573	-0.029
Ecuția varianței				
b_0	0.002	0.001	0.003	0.000
b_{1a}	2.644	-0.091	1.892	2.253
b_{1b}	-0.015	1.139	-0.071	-0.003

Sursa: prelucrările autorului

În tabelul anterior se poate observa că valorile înregistrate în luna ianuarie sunt pozitive, iar valorile aferente celorlalte luni au coeficienți negativi. Și în cazul indicelui BET-C se poate observa efectul lunii ianuarie, însă valoarea înregistrată nu este una semnificativă, spre deosebire de cele trei portofolii analizate. Mai mult, efectul lunii ianuarie este mai puternic în cazul P3 (care conține societățile cu capitalizare mică) decât a celorlalte două.

În ceea ce privește estimarea varianței, chiar dacă valorile sunt reduse, coeficienții estimați ai constantei sunt pozitivi, însă coeficienții b_{1a} și b_{1b} sunt atât negativi cât și pozitivi, ceea ce nu e în conformitate cu specificațiile ecuației varianței. Mai mult, $b_{1a} + b_{1b}$ nu este mai mică decât 1 pentru perioada analizată. Așadar, estimările făcute nu satisfac cerințele.

În urma investigării existența componentei sezoniere în volatilitate s-a putut observa că din luna martie până în luna octombrie coeficienții sunt negativi pentru toate cele 3 portofolii. Cele mai mari valori sunt înregistrate pentru lunile ianuarie, excepție făcând P1 unde în luna decembrie este observată cea mai mare valoare, respectiv luna noiembrie pentru P3. Astfel, se poate afirma că și din punct de vedere al volatilității apare efectul lunii ianuarie.

- **A doua perioadă de observație (ianuarie 2008 – decembrie 2010)**

Se poate observa că valorile înregistrate în luna ianuarie sunt negative, excepție făcând doar P3. În cazul indicelui BET-C valoarea înregistrată este tot una negativă. Astfel se poate afirma că în perioada analizată doar în cazul portofoliului P3 a putut fi observat efectul lunii ianuarie.

În cazul ecuației varianței, valorile sunt reduse, iar coeficienții estimați ai constantei sunt pozitivi. Coeficienții b_{1a} și b_{1b} sunt atât negativi cât și pozitivi, ceea ce nu e în conformitate cu specificațiile varianței. Excepție fac portofoliul P2 și indicele BET-C, unde atât b_{1a} , cât și b_{1b} sunt pozitivi, iar $b_{1a} + b_{1b}$ este mai mică decât 1. Așadar, estimările făcute satisfac cerințele doar în cazul portofoliului P2 și a indicelui BET-C.

Din punct de vedere al volatilității, însă, se poate se poate afirma că apare efectul lunii ianuarie.

Tabel 9. Testarea efectului lunii ianuarie (ianuarie 2008 – decembrie 2010)

	P1 (valori mari)	P2	P3 (valori mici)	BET-C
μ	-0.044	-0.068	0.138	-0.013
a_1	-0.018	0.037	-0.164	0.008
a_2	0.154	0.262	-0.109	0.138
a_3	0.111	0.115	0.057	-0.067
a_4	-0.046	-0.246	-0.295	-0.124
a_5	-0.052	-0.035	-0.286	0.026
a_6	0.360	0.087	-0.123	0.089
a_7	-0.078	0.038	-0.135	-0.008
a_8	-0.010	0.136	-0.118	0.054
a_9	-0.101	0.055	-0.178	-0.010
a_{10}	-0.038	0.021	-0.201	-0.018
a_{11}	0.010	0.128	-0.140	0.065
R_{t-1}	0.126	-0.305	-0.328	0.427
Ecuația varianței				
b_0	0.014	0.000	0.000	0.000
b_{1a}	-0.114	0.341	-0.006	0.512
b_{1b}	0.679	0.592	0.838	0.469

Sursa: prelucrările autorului

Astfel, în urma testării celor trei anomalii s-a putut observa că în perioada ianuarie 2003- decembrie 2007 (înainte de criză) pe piața românească de capital este prezent doar efectul lunii ianuarie pentru toate

portofoliile testate, indiferent de capitalizarea înregistrată de societățile incluse în fiecare portofoliu. Asadar, investitorii pot obține rentabilități superioare în momentul în care vor face tranzacții în această perioadă a anului.

În timpul crizei (ianuarie 2008- decembrie 2010) valorile înregistrate au fost negative, datorită scăderii foarte mari a prețurilor acțiunilor pentru titlurile testate. Însă, din punct de vedere al efectului lunii ianuarie, în perioada ianuarie 2008- decembrie 2010, se poate observa că această anomalie este prezentă în cazul portofoliului care conține societățile cu capitalizare redusă. Ca urmare, investitorii pot obține câștiguri pe perioada crizei în momentul investirii în societăți care înregistrează valori mici ale capitalizării.

Sinteza capitolului 4

MODELE DE ECHILIBRU FINANCIAR ȘI UTILIZAREA ACESTORA ÎN CONSTRUIREA DE STRATEGII

4.1. Modelul ARBITRAGE PRICING THEORY (APT)

4.2. Metodologia cercetării și rezultate empirice

4.3. Utilizarea modelului APT pe piața românească de capital

Un principiu fundamental în finanțe este legat de relația risc-rentabilitate. În prezent, cele mai folosite două modele care furnizează informații legate de relația risc-rentabilitate sunt CAPM și APT. În această parte, vor fi prezentate aceste modele, dar accentul va fi pus pe APT și în special pe factorii care influențează rentabilitatea.

Arbitrage Pricing Theory (APT) este un model multifactorial prin care rentabilitatea unui activ este explicată de mai mulți factori pornind de la raționamente bazate pe conceptul de arbitraj.

Un model de regresie care include mai multe variabile independente este cunoscut sub numele de regresie multiplă. Relația dintre variabila independentă Y și a diverselor variabile independente, adică X_i s, este dată de:

$$Y = \alpha + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_n X_n + \varepsilon$$

În cazul cercetării prezente se va înlocui X_i s cu variabile macroeconomice. Ecuația regresiei va fi următoarea:

$$R_{it} = \beta_{1i} INF_t + \beta_{2i} DOB_t + \beta_{3i} SOM_t + \beta_{4i} AU_t + \beta_{5i} IPP_t + \beta_{6i} SAL_t + \beta_{7i} CS_t + \beta_{8i} Rbet - c_t + \varepsilon_t$$

unde: R_{it} este rentabilitatea calculată a titlului i pentru luna t ; INF_t este rentabilitatea inflației; DOB_t este rentabilitatea ratei dobânzii; SOM_t este rentabilitatea ratei șomajului; AU_t este rentabilitatea aurului; IPP_t este rentabilitatea indicelui prețului producției industriale; SAL_t este rentabilitatea câștigului mediu salarial net; CS_t este rentabilitatea ratei de schimb RON/EURO și $Rbet-c$ este rentabilitatea indicelui BET-C. Estimarea se va face pentru β_{1i} , β_{2i} , ..., β_{8i} . Acest lucru se va repeta pentru $i = 1, 2, \dots, 30$ titluri, astfel încât vom avea 30 valori pentru fiecare beta.

În continuare se va folosi regresia bazată pe eşantioanele reprezentative. Ecuația acestei regresii este următoarea:

$$\bar{R}_i = \lambda_0 + \lambda_1\beta_{1i} + \lambda_2\beta_{2i} + \lambda_3\beta_{3i} + \dots + \lambda_8\beta_{8i} + \varepsilon_i$$

unde \bar{R}_i este rentabilitatea medie calculată logaritmic pentru titlul i , iar β_{1i} până la β_{8i} reprezintă sensibilitatea pentru factorul j și măsoară riscul inerent al titlurilor studiate; λ reprezintă recompensarea pentru aceste riscuri (riscul prețurilor). Prin urmare, β_{ij} reprezintă variabilele diferite pentru fiecare dintre cele 30 titluri, în timp ce λ_{ij} sunt aceleași pentru fiecare titlu.

Scopul cercetării efectuate în acest capitol este de a identifica variabilele macroeconomice care influențează prețurile variabilelor testate și de a observa efectele pozitive ale acestora asupra pieței românești de capital, iar în final, s-a efectuat testarea modelului APT, în funcție de valorile obținute anterior, cu efectuarea unei simulări viitoare și propunerea unui arbitraj.

Variabilele testate sunt reprezentate de către cele 30 de companii care sunt listate la BVB la categoria I și II. Variabilele macroeconomice selectate fiind următoarele: inflația, rata dobânzii, rata șomajului, prețul aurului, indicele prețului producției industriale, câștigul salarial mediu net, rata de schimb și indicele BET-C. Perioada de observare este ianuarie 2002 - iunie 2010. Ulterior, această perioadă a fost împărțită în două subperioade, și anume: ianuarie 2002 – octombrie 2008, respectiv noiembrie 2008 – iunie 2010, pentru a se putea observa situația existentă înainte de criză, respectiv în timpul crizei.

- **Perioada totală de observație (2002 – 2010)**

Tabelul următor conține o distribuție a rezultatelor obținute pentru fiecare din cele 30 de titluri.

Tabel 10. Distribuția rezultatelor obținute conform primei regresii pe perioada 2002 – 2010

	(-9.5,-1]	(-1,0]	(0,1]	(1,7.5]
β_1	1	3	16	10
β_2	1	10	15	4
β_3	0	17	13	0
β_4	0	7	22	1
β_5	11	2	4	13
β_6	10	4	4	12
β_7	1	21	7	1
β_8	10	4	8	8

Sursa: prelucrările autorului

După cum se poate observa variabilele alese sunt semnificative pentru titluri. În cazul R^2 ajustat, valoarea acestuia diferă de la un titlu la altul, înregistrând chiar și valori negative. Cu toate acestea în unele cazuri valorile sunt aproape de 74%, iar majoritatea se încadrează în intervalul 15 – 74%, ceea ce este destul de promițător.

S-a mai studiat și corelația între variabilele macroeconomice, majoritatea corelațiilor fiind relativ slabe și nesemnificative. Cu privire la corelațiile existente între cele 30 de titluri și variabilele macroeconomice,

datele arată din nou corelații relativ slabe și nesemnificative, principalele corelații fiind cu factorul de piață, și anume BET-C.

În momentul în care se vor înlocui datele anterioare se vor obține următoarele rezultate:

$$\hat{R}_i = -0.002718 + 0.008828\beta_{\text{BET-C}} + (-0.006012)\beta_{\text{DOB}} + (-0.000665)\beta_{\text{SOM}} + 0.025519\beta_{\text{AU}}$$

$$\begin{matrix} (-0.587675) & (1.696837) & (-2.322294) & (-0.124787) & (4.099288) \\ + 0.000170\beta_{\text{INF}} + 0.006678\beta_{\text{IPP}} + 0.013371\beta_{\text{SAL}} + 0.007225\beta_{\text{RS}} \\ (0.336933) & (4.340652) & (3.066665) & (2.808488) \end{matrix}$$

cu R^2 ajustat = 0.695270. Rezultatele arată că două variabile nu influențează, și anume β_{SOM} (rata șomajului) și β_{INF} (inflația). Celelalte variabile oferă o descriere foarte bună a comportamentului dintre rentabilitățile medii și cele previzionate de către APT, explicând peste 69% din rentabilitățile medii ale eșantionului transversal. Acest lucru sugerează faptul că modelul APT este capabil să explice variația transversală a rentabilităților din cadrul pieței românești de capital, și mai precis din cadrul pieței românești de acțiuni.

Primele de risc sunt pozitive pentru factorul de piață BET-C, gramul de aur, inflație, indicele prețurilor producției industriale, câștigul mediu salarial net și ratei de schimb RON/EURO și negative pentru dobânda de referință și rata șomajului, deși valorile sunt foarte scăzute. Conform ipotezei nule, constanta ar trebui să fie zero, însă în cazul de față aceasta este negativă și relativ semnificativă.

Oricum aceste rezultate oferă informații legate de modul în care ar trebui determinate rentabilitățile așteptate pentru titluri. De exemplu, pentru titlul Rompetrol Well Services (PTR) valoarea β pentru cursul de schimb este egală cu 1.547502. Dacă un investitor ar considera ca rata de schimb ar crește, investitorul ar putea să cumpere mai multe acțiuni PTR pentru a le deține în portofoliu. Această creștere a ratei de schimb ar duce la o contribuție de $1.547502 * 0.007225 = 0.011180\%$ la rentabilitatea așteptată a titlului PTR, ceea ce ar putea fi suficient pentru a recompensa un investitor pentru riscul adițional asumat.

- **Analiza subperioadelor observate**

Perioada totală de observație (ianuarie 2002 – iunie 2010) va fi împărțită în două subperioade, putându-se astfel calcula și compara datele obținute înaintea crizei financiare, respectiv în timpul acesteia.

A). Prima subperioadă (ianuarie 2002 - octombrie 2008)

Pentru această perioadă s-au luat în considerare doar 6 variabile macroeconomice, și anume: factorul de piață (BET-C), dobânda de referință, gramul de aur, indicele prețurilor producției industriale, câștigul salarial mediu net și rata de schimb RON/EUR. Celelalte 2 variabile analizate pe perioada 2002-2010 (rata șomajului și inflația), nu au mai fost luate în considerare datorită faptului că s-a observat că nu influențează cele 30 de titluri alese.

Tabel 11. Distribuția rezultatelor obținute conform primei regresii pe perioada ianuarie 2002 – octombrie 2008

	(-6,-1]	(-1,0]	(0,1]	(1,5.5]
β1	2	2	12	14
β2	2	9	14	5
β3	0	8	21	1
β4	11	6	7	6
β5	1	16	12	1
β6	7	7	9	7

Sursa: prelucrările autorului

La fel ca și pentru perioada 2002-2010, și pentru prima subperioadă se poate observa, că variabilele macroeconomice sunt semnificative pentru titlurile alese. Majoritatea valorilor R^2 ajustat se situează în intervalul 20 – 78%.

În momentul în care se vor înlocui datele prezentate vom avea următoarele rezultate:

$$\hat{R}_i = 0.002156 + 0.011584\beta_{\text{BET-C}} + (-0.010826)\beta_{\text{DOB}} + 0.027548\beta_{\text{AU}} + 0.009982\beta_{\text{IPP}} +$$

$$(0.323454) \quad (2.103587) \quad (-2.106410) \quad (4.971110) \quad (5.022997)$$

$$+ 0.018002\beta_{\text{SAL}} + 0.007431\beta_{\text{RS}}$$

$$(3.341029) \quad (2.356920)$$

cu R^2 ajustat = 0.645119. Variabilele oferă o descriere foarte bună a comportamentului dintre rentabilitățile medii și cele previzionate de către APT, explicând peste 65% din rentabilitățile medii ale eșantionului transversal. Acest lucru sugerează faptul că modelul APT este capabil să explice variația transversală a rentabilităților din cadrul pieței românești de acțiuni.

Primele de risc sunt pozitive pentru factorul de piață BET-C, gramul de aur, indicele prețurilor producției industriale, câștigul mediu salarial net și ratei de schimb RON/EURO și negativă pentru dobânda de referință. În ceea ce privește valoarea constantei, aceasta este foarte aproape de zero, pozitivă și relativ semnificativă.

Dacă luăm din nou ca exemplu titlul Rompetrol Well Services (PTR) a cărei valoare β pentru cursul de schimb este egală cu 0.993598. În momentul în care rata de schimb ar înregistra o creștere, acest lucru ar duce la o contribuție de $0.993568 * 0.007431 = 0.007383\%$ la rentabilitatea așteptată a titlului PTR, cu 0.003797% mai puțin decât în cazul analizei făcute pe întreaga perioadă.

B). A doua subperioadă (noiembrie 2008 – iunie 2010)

Tabel 12. Distribuția rezultatelor obținute conform primei regresii pe perioada noiembrie 2008 – iunie 2010

	(-9,-1]	(-1,0]	(0,1]	(1,29.5]
β1	1	3	17	9
β2	4	6	10	10
β3	9	12	5	4
β4	7	1	1	21
β5	1	11	8	10
β6	9	3	3	15

Sursa: prelucrările autorului

Astfel se poate observa că variabilele macroeconomice sunt mult mai semnificative pentru titlurile alese decât în cazul întregii perioade, respectiv a primei subperioade. Majoritatea valorilor pentru R^2 ajustat sunt în intervalul 20 – 85%.

După ce au fost înlocuite datele obținute anterior s-au obținut următoarele valori:

$$\begin{aligned} \hat{R}_i = & -0.002341 + (-0.000279)\beta_{\text{BET-C}} + (-0.019725)\beta_{\text{DOB}} + 0.043825\beta_{\text{AU}} + 0.002835\beta_{\text{IPP}} \\ & (-0.391695) \quad (-0.035544) \quad (-4.675947) \quad (9.203761) \quad (3.693716) \\ & + (-0.007738)\beta_{\text{SAL}} + 0.012336\beta_{\text{RS}} \\ & (-1.986643) \quad (8.565241) \end{aligned}$$

cu R^2 ajustat = 0.822965. Rezultatele arată că factorul de piață BET-C nu influențează prețul titlurilor, în timp ce celelalte variabile oferă o descriere foarte bună a relației dintre rentabilitățile medii și cele previzionate de către APT, explicând peste 82% din rentabilitățile medii ale eșantionului transversal.

Primele de risc sunt pozitive pentru gramul de aur, indicele prețurilor producției industriale și ratei de schimb RON/EURO și negative pentru factorul de piață BET-C, dobânda de referință și câștigul salarial mediu, însă cu valori sunt foarte scăzute. Constanta este negativă și relativ semnificativă.

În ceea ce privește contribuția creșterii ratei de schimb la rentabilitatea așteptată a titlului PTR, aceasta ar fi egală cu $0.842008 * 0.012336 = 0.010387\%$, cu 0.000793% mai puțin față de întreaga perioadă.

Pentru a se putea determina rentabilitatea de echilibru se vor alege aleator șapte titluri dintre cele 30 studiate anterior. Cele șapte titluri alese sunt: Antibiotice (ATB), BRD - Groupe Societe Generale (BRD), Oil Terminal (OIL), Banca Transilvania (TLV), Azomureș (AZO), Alro (ALR) și Omv Petrom (SNP).

Pentru aceste titluri s-au identificat șase factori de risc cu acțiune comună. Rentabilitățile așteptate și sensibilitățile estimate sunt date în tabelul următor:

Tabel 13. Rentabilitățile așteptate ale titlurilor și sensibilitățile estimate

Titlul	Rentab. așteptată	a_{i1}	a_{i2}	a_{i3}	a_{i4}	a_{i5}	a_{i6}
ATB	11.3474	0.150695	-0.321218	-0.788396	7.797775	0.653775	1.180737
BRD	7.2103	1.499838	-0.240044	-0.171804	-5.349606	-0.432876	2.089640
OIL	11.8390	-0.020094	-2.326571	-0.703646	0.998876	-0.680680	-1.201255
TLV	4.9480	0.640459	1.334397	-3.280207	16.880030	1.197927	15.600580
AZO	17.0200	0.956963	0.558884	-1.963989	15.701990	0.299082	7.657105
ALR	6.7139	1.429831	0.947343	-0.120648	10.051730	-0.847803	-1.550132
SNP	2.9270	1.392625	1.043759	-0.074641	-0.854919	-0.143375	3.312683

Sursa: prelucrările autorului

Rata fără risc este de -0.234100%, iar primele de risc asociate celor șase factori de risc sunt următoarele: -0.0279%, 1.9725%, 4.3825%, 0.2835%, 0.7738%, respectiv 1.2336%. Rentabilitățile factorilor care influențează prețul titlurilor sunt următoarele: 5.559163, 0, -6.833516, 0.142426, -4.826288, respectiv 0.505842.

Rentabilitatea de echilibru a fiecărui titlu se va calcula după modelul:

$$E(R_i) = \lambda_0 + \sum_{k=1}^K a_{ik}\lambda_k + \sum_{k=1}^K a_{ik}\tilde{F}_{k,t} + e_{i,t}$$

Astfel, în tabelul 14 se pot observa rentabilitățile de echilibru obținute.

Tabel 14. Rentabilitățile de echilibru ale celor șapte titluri

	ATB	BRD	OIL	TLV	AZO	ALR	SNP
Rentabilitățile de echilibru $E(R_i)$	4.735139%	9.290159%	8.231837%	19.49348%	18.25715%	12.43445%	11.79400%

Sursa: prelucrările autorului

Rentabilitatea așteptată a celor șapte titluri este diferită de cea de echilibru. Titlurile BRD, TLV, AZO, ALR și SNP sunt supraevaluate, iar titlurile ATB și OIL subevaluate. Investitorii, în cazul de față, vor achiziționa titlurile ATB și OIL și vor vinde celelalte cinci titluri, până în momentul în care, în urma modificărilor prețurilor acțiunilor, se va atinge nivelul de echilibru.

În continuare se vor propune 2 portofolii de arbitraj. În cazul fiecăruia se vor lua în considerare șase factori de risc și un număr de titluri egal cu șapte, respectiv opt.

A. Portofoliul 1 – 7 titluri și 6 factori de risc

Titlurile folosite în acest caz sunt: ATB, BRD, OIL, TLV, AZO, ALR și SNP.

Portofoliul de arbitraj este cel care nu necesită fonduri din partea investitorului, dar care să ducă la un câștig, având astfel risc zero.

Rezolvându-se sistemul de ecuații s-a obținut pentru toate titlurile aceeași soluție, și anume 0. Așadar, rentabilitatea portofoliului de arbitraj va fi egală cu 0, în cazul propus.

B. Portofoliul 2 – 8 titluri și 6 factori de risc

Titlul adăugat primului portofoliu este Siretul Pașcani (SRT), a cărui rentabilitate așteptată este egală cu 3.8715%, iar $E(R_{SRT}) = 4.7521\%$, ceea ce reprezintă o supraevaluare a titlului.

Un astfel de sistem cu 7 ecuații și 8 necunoscute prezintă o infinitate de soluții. Pentru a se rezolva, se va fixa arbitrar o pondere pentru unul dintre cele opt titluri, sistemul devenind astfel unul în care numărul de ecuații este egal cu numărul necunoscutelor. Deoarece titlul ATB este subevaluat de către piață s-a fixat o pondere pozitivă pentru acesta. Fie această pondere, $a = 0.3$. Soluțiile sistemului vor fi atunci egale cu $b = 0.051601$, $c = -0.101035$, $d = 0.022195$, $e = -0.049884$, $f = 0.066715$, $g = -0.029652$ și $h = -0.259940$.

Ponderile astfel obținute verifică condițiile de arbitraj din sistem. În continuare se va verifica dacă portofoliul generează o rentabilitate pozitivă, rentabilitatea portofoliului de arbitraj fiind egală cu:

$$R_{pf(\text{arbitraj})} = 0.3 \times 11.3474\% + (0.051601) \times 7.2103\% + (-0.101035) \times 11.8390\% + (0.022195) \times 4.9480\% + (-0.049884) \times 17.0200\% + 0.066715 \times 6.7139\% + (-0.029652) \times 2.9270\% + (-0.259940) \times 3.8715\% = \mathbf{1.195695\%} > 0 \text{ (lunar)},$$

ceea ce reprezintă o rentabilitate anuală de 14.348338%, rentabilitate mult mai avantajoasă decât în cazul altor instrumente financiare, iar riscul asumat este egal cu zero.

Ca și o concluzie a acestui capitol, se poate observa că investitorii pot urmări evoluția variabilelor macroeconomice în momentul în care se decid să investească pe piața de capital, ca urmare a faptului că acestea vor influența prețurile titlurilor listate la Bursa de Valori București. Aceste rezultate oferă informații legate și de modul în care ar trebui determinate rentabilitățile așteptate pentru titluri. Astfel, dacă un investitor ar considera că rata de schimb ar crește, acesta ar putea să cumpere mai multe acțiuni pentru a le deține în portofoliu. Această creștere a ratei de schimb ar duce la o contribuție la rentabilitatea așteptată a respectivului titlu achiziționat, ceea ce ar putea fi suficient pentru a recompensa un investitor pentru riscul adițional asumat. De asemenea, investitorii ar putea să își formeze anumite portofolii, astfel încât, în momentul investirii în ele, să obțină rentabilități mult mai avantajoase decât în cazul altor instrumente financiare, la un risc asumat egal cu zero.

Concluzii generale

Tematica abordată în cadrul tezei a fost structurată în patru capitole, în cadrul cărora s-au prezentat atât aspecte teoretice, cât și aspecte practice, cele din urmă făcând parte din cercetarea efectuată.

Consider că tema propusă este una de actualitate în urma aderării României la Uniunea Europeană, dar și datorită interesului ridicat față de piața de capital din România, și în special asupra Bursei de Valori București.

Primul capitol are în vedere aspectele de bază care au condus la conturarea legislativă și instituțională a arhitecturii actualei piețe de capital. Tot aici a fost prezentat tabloul actual al pieței de capital și evoluțiile înregistrate pe piața reglementată.

În capitolul 2 au fost trecute în evidență conceptele de bază cu care operează teoria portofoliilor, dar și tehnicile de gestiune, oferindu-se și o sinteză a principiilor modele de măsurare a performanței.

Ultimele două capitole constituie partea de cercetare, respectiv testarea anomaliilor bursiere care pot să apară pe piața românească de capital, dar și testarea modelului APT pe piața românească de capital, încercând, de asemenea, identificarea factorilor relevanți care influențează prețul acțiunilor listate la Bursa de Valori București (BVB).

Capitolul 3 a pus accent pe anomaliile bursiere existente, fiind analizate efectul de talie, efectul P.E.R. și efectul sezonier (efectul lunii ianuarie). Testarea a fost făcută din prisma celor 30 de titluri listate atât la categoria I, cât și la categoria II, luându-se în considerare două perioade de observație, și anume: ianuarie 2003 – decembrie 2007, respectiv ianuarie 2008 – decembrie 2010, adică înainte de criză și în timpul crizei.

În urma testării efectuate s-a putut observa că în perioada dinaintea crizei nu există efect de talie sau efect P.E.R., însă apare efectul lunii ianuarie, iar în timpul crizei, datorită scăderii valorii acțiunilor pe timpul crizei s-au obținut valori negative atât în cazul efectului de talie, cât și în cazul efectului P.E.R. În ceea ce privește efectul lunii ianuarie s-a putut observa că pe perioada crizei doar în cazul celui de-al treilea portofoliu (care conține societățile - în număr de 10 - care cu cea mai mică capitalizare), în rest obținându-se doar valori negative.

În ultimul capitol al tezei a fost prezentat modelul APT, părerea cercetătorilor legată de acesta și determinarea factorilor. În cadrul cercetării au fost luate în calcul opt variabile macroeconomice: inflația, rata dobânzii, rata șomajului, prețul aurului, indicele prețului producției industriale, câștigul salarial mediu net, rata de schimb și indicele BET-C.

Scopul acestui capitol a fost de a cerceta acuratețea modelului asupra celor 30 de titluri, dar și care sunt variabilele care influențează prețurile acestor titluri, precum și crearea unui portofoliu de arbitraj.

S-a putut observa că variabilele macroeconomice folosite au influență asupra prețurilor titlurilor alese.

În cazul întregii perioade de observație (ianuarie 2002 – iunie 2010), majoritatea variabilelor oferă o descriere foarte bună a comportamentului dintre rentabilitățile medii și cele previzionate de către APT, excepție făcând doar două variabile care nu influențează, și anume β_{SOM} (rata șomajului) și β_{INF} (inflația). În ceea ce privește prima subperioadă pentru care s-a făcut separat testarea (ianuarie 2002 – octombrie 2008), s-au luat în considerare doar cele șase variabile care au influențat titlurile pe întreaga perioadă de analiză, și s-a putut observa că acestea influențează cele 30 de titluri. Analiza făcută pe perioada crizei financiare (noiembrie 2008 – iunie 2010), arată o influență importantă a variabilelor testate, excepție făcând una dintre cele șase variabile analizate, și anume factorul de piață BET-C.

În continuare, s-a testat modelul pe piață românească, determinându-se rentabilitatea de echilibru, iar pentru aceasta s-au ales șapte titluri dintre cele 30 studiate anterior. În urma calculelor efectuate, s-a putut observa o diferență între rentabilitatea așteptată a celor șapte titluri și cea de echilibru. Astfel, titlurile BRD, TLV, AZO, ALR și SNP sunt supraevaluate, iar titlurile ATB și OIL subevaluate, ceea ce va duce la achiziționarea titlurilor ATB și OIL și la vânzarea celorlalte cinci, până în momentul în care, în urma modificărilor prețurilor acțiunilor, se va atinge nivelul de echilibru.

În partea de final, s-au propus 2 portofolii de arbitraj. În cazul fiecăruia s-au luat în considerare cei șase factori de risc și un număr de titluri egal cu șapte, respectiv opt. În cazul primului portofoliu propus, rentabilitatea acestuia este egală cu 0, iar în cazul celui de-al doilea (care conține opt titluri), rentabilitatea lunară a acestuia este egală cu 1.195695%, ceea ce reprezintă o rentabilitate anuală de 14.348338%.

Așadar, rezultatele obținute arată că modelul APT funcționează pe piața din România. În ceea ce privește variabilele macroeconomice luate în calcul, exceptând rata șomajului și inflația, acestea influențează prețurile titlurilor analizate, atât pe întreaga perioadă de studiu, cât și pe cele două subperioade observate.

În final, concluzionăm prin a afirma că rezultatele obținute în cadrul acestei teze de doctorat sunt utile în special pentru investitori, care pot lua în considerare în momentul în care decid să investească atât anomaliile existente pe piață, cât și influența variabilelor macroeconomice asupra prețurilor acțiunilor listate la Bursa de Valori București.

Bibliografie

1. Aggarwal, R., Rao, R.P., Hiraki, T., (1990), "Regularities in Tokyo Stock Exchange Security Returns: P/E, Size, and Seasonal Influences", *Journal of Financial Research*, vol. 13, no. 3, pg. 249-263.
2. Anatolyev, S., (2005), "A ten-year retrospection of the behaviour of Russian stock returns", *BOFIT Discussion Papers 9/2005*. Helsinki: Bank of Finland, Institute for Economies in Transition.
3. Antoniou, A., Garrette, I., Priestley, R., (1998), "Macroeconomic variables as common pervasive risk factors and the empirical content of the Arbitrage Pricing Theory", *Journal of Empirical finance*, vol. 5, no. 3, pg. 221–240
4. Azeez, A. A. & Yonezawa, Y., (2003), "Macroeconomic factors and the empirical content of the Arbitrage Pricing Theory in the Japanese stock market", *Japan and the World Economy*, pg. 1–24
5. **Balint Cristina**, Gica Oana, *Is the January effect present on the Romanian capital market?*, 8th International Strategic Management Conference, June 2012 (in curs de publicare)
6. **Balint Cristina**, *Methods of portfolio management - a review of literature -*, STUDIA UNIVERSITATIS BABES-BOLYAI. NEGOTIA, Categ CNCSIS B+, 2/2008, P.135-146
7. **Balint Cristina**, *Analysis of the portfolio management methods*, STUDIA UNIVERSITATIS BABES-BOLYAI. NEGOTIA, Categ CNCSIS B+, 3/2009, P.141-149
8. **Balint Cristina-Ioana**, *Do the macroeconomic factors influence the Romanian equity prices?*, STUDIA UNIVERSITATIS BABES-BOLYAI. NEGOTIA, Categ CNCSIS B+, Studia Negotia 2/2011, 2011, P.89 –105
9. **Balint Cristina**, *New Opportunities for Bucharest Stock Exchange after Romania's Integration*, 6th International Conference of PhD Students, University of Miskolc, Hungary, Innovation and Tehnology Transfer Centre, University of Miskolc, 2007, P. 91-96
10. **Balint Cristina**, *The correlation between the macroeconomic variables and the Bucharest stock exchange share prices*, Finanțe.Provocările viitorului, nr 1/2010, pp. 189-95. Editura Universitaria Craiova 2010
11. Ball, R., (1978), "Anomalies in Relationships Between Securities' Yields and Yield-Surrogates", *Journal of Financial Economics*, vol. 6, pg. 103-126
12. Ball, R., (1992), "The Earnings-Price Anomaly", *Journal of Accounting and Economics*, vol. 15, no. 3, pg. 319-345
13. Banz, R., (1981), "The relationship between returns and market value of common stock", *Journal of Financial Economics*, vol. 9, pg. 3-18
14. Barlev, B., Denny, W., Levy, H., (1988), "Using accounting data for portfolio management", *Journal of Portfolio Management*, vol. 14, no. 3, pg. 70-77
15. Basu, S., (1975), "The Information Content of Price-Earnings Ratios", *Financial Management*, vol. 4, no. 2, pg. 53-64
16. Basu, S., (1977), "Investment performance of common stocks in relation to their price earnings ratios: A test of the efficient market hypothesis", *Journal of Finance*, vol. 32, pg. 663-682
17. Basu, S., (1983), "The Relationship Between Earnings' Yield, Market Value and the Returns for NYSE Common Stocks: Further Evidence", *Journal of Financial Economics*, vol. 12, no. 1, pg. 129-156

18. Bernoulli, D. (1738), "Specimen theoriae novae de mensura sortis", Exposition of a New Theory on the Measurement of Risk
19. Berry et al., (1988), "An Error Components Model of the Impact of Plant Closing on Earnings", *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press, vol. 70, no. 4, pg. 701-707
20. Bhardwaj, R. K., Brooks, D., (1992), "The January Anomaly: Effects of Low Share Price, Transaction Costs, and Bid-Ask Bias", *Journal of Finance*, vol. 47, pg. 553-575
21. Bilson, C. M., Brailsford, T. J., Hooper, V. J., (2000), "Selecting macroeconomic variables as explanatory factors of emerging stock market returns", The Australian National University. *Working paper*, pg. 1-30.
22. Bird, R., Whitaker, J., (2003), "The performance of Value and Momentum Investment Portfolios: Recent Experience in the Major European Markets", *Journal of Asset Management*, vol. 4, no. 4, pg. 221-246
23. Black, F., (1972), "Capital Market Equilibrium with restricted Borrowing", *Journal of Business*, vol. 45, no. 3, pg. 444-455
24. Blume, E.M., Friend, I., (1978), "The Changing Role of the individual Investor", New York, John Wiley
25. Bodie, Z., Kane, A., Marcus, A., (2001), "Investments", 5th Edition
26. Bollerslev, T., (1986), "Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity", *Journal of Econometrics*, vol. 33, pg. 307-327
27. Booth, G.G., Martikainen, T., Perttunen, J., Yli-Olli, P., (1994), "On the Functional Form of Earnings and Stock Prices: International Evidence and Implications for the P/E Anomaly", *Journal of Business Finance and Accounting*, vol. 21, no. 3, pg. 395-408
28. Booth, D. G., Keim, D.B., (2000), "Is There Still a January Effect?" in: D. B. Keim and W. T. Ziemba (eds.), *Security Market Imperfections in Worldwide Equity Markets*. Cambridge: Cambridge University Press, pg. 169-178
29. Bossaerts, P., Fohlin, C., (2000), "Universal Banking and the Pricing of Securities Risk: Historical Evidence from Germany", *Econometric Society World Congress 2000 Contributed Papers 1596*, Econometric Society
30. Bower, T., Bower D., (1989), "Risk and the valuation of common stock", *Journal of Political Economy*, vol. 77, no. 3
31. Branch, B., (1977), "A tax loss trading rule", *Journal of Business*, vol. 50, pg. 198-207
32. Brealey et al., (2006), "Corporate Finance: International Edition", McGraw-Hill: New York, New York
33. Breeden, D., (1979), "An intertemporal asset pricing model with stochastic consumption and investment opportunities", *Journal of Financial Economics*, vol. 7, pg. 265-296
34. Brooks C., (2002), "Introductory econometrics for finance", Cambridge : Cambridge University Press.
35. Brouwer, I., van der Put, J., Veld, C., (1997), "Contrarian Investment Strategies in a European Context", *Journal of Business Finance and Accounting*, vol. 24, no. 9/10, pg. 1353-1366
36. Brown et al., (1983), "Estimation risk and simple rules for optimal portfolio selection", *Journal of Finance*, vol. 38, no. 4, pg. 1087-1093
37. Brown, K.C., Harlow, W.V., (1988), "Market overreaction: magnitude intensity", *Journal of Portfolio Management*, vol. 14, no. 3, pg. 6-13
38. Brown, K.C., Harlow, W.V., Tinic, S.M., (1988), "Risk aversion, uncertain information and market efficiency", *Journal of Financial Economics*, vol. 22, pg. 355-385
39. Cai, J., (1997), "Glamour and Value Strategies on the Tokyo Stock Exchange", *Journal of Business Finance and*

Accounting, vol. 24, no. 9/10, pg. 1291-1310

40. Campbell, J. Y., Shiller, R. J., (1988). "Stock Prices, Earnings, and Expected Dividends", *Journal of Finance, American Finance Association*, vol. 43, no. 3, pg. 661-676
41. Capelle-Blancard, G., Caouppéy-Soubeyran, J., (2008), "L'intégration des marchés boursières", *Questions internationales*, no. 34, pg.51
42. Chan, L., Hamao, Y., Lakonishok, J., (1991), "Fundamentals and stock returns in Japan", *The Journal of Finance*, vol. 46, no. 5, pg. 1739-1764
43. Chancharat, S., Valadkhani, A., Harvie, C., (2007), "The Influence of International Stock Markets and Macroeconomic Variables on the Thai Stock Market", *Applied Econometrics and International Development*, vol. 7, no. 1, pg. 221-238
44. Chen, N., (1983), "Some empirical tests of the theory of arbitrage pricing", *The Journal of Finance*, vol. 38, no. 5, pg. 1393-1414
45. Chen, N., Roll, R., & Ross, S., (1986), "Economic forces and the stock market", *Journal of Business*, vol. 59, no. 3, pg. 383-403
46. Chen, P., (1988), "Empirical and Theoretical Evidence of Monetary Chaos," *System Dynamics Review*, vol. 4, pg. 81-108
47. Cheng, A. C. S., (1996), "The UK stock market and economic factors: A new approach", *Journal of Business Finance & Accounting*, vol. 22, no. 1, pg. 129-142
48. Chin, J.Y.F., Prevost, A.K., Gottesman, A.A., (2002), "Contrarian Investing in a Small Capitalization Market: Evidence from New Zealand", *Financial Review*, vol. 37, no. 3, pg. 421-446
49. Cho, C. D., Eun, C. S., Senbet, L. W., (1986), "International Arbitrage Pricing Theory: An empirical investigation", *The Journal of Finance*, vol. 41, no. 2, pg. 313-329
50. Chou, S.-R., Johnson, K.H., (1990), "An Empirical Analysis of Stock Market Anomalies: Evidence from the Republic of China in Taiwan", *Elsevier Science Publishers*
51. Claessens, S. Kroner, K. F., Kneafsey, K. P., (1995), "Forecasting volatility in commodity markets", *Journal of Forecasting*, vol. 14, pg. 77-95
52. Clare, A. C., Thomas, S. H., (1994), "Macroeconomic factors, the APT and the UK stock market", *Journal of Business Finance and Accounting*, vol. 21, no. 3, pg. 309-330
53. Connor, G., (1995), "The three types of factor models: A comparison of their explanatory power", *Financial Analysts Journal*, vol. 51, no. 3, pg. 42-46
54. Connor, G., Korajczyk, R., (1986), "Performance measurement with the Arbitrage Pricing Theory: A new framework for analysis", *Journal of Financial Economics*, vol. 15, no. 3, pg. 373-394
55. Cook, T.J., Rozeff, M.S., (1984), "Size and Earnings/Price Ratio Anomalies: One Effect or Two?", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 19, no. 4, pg. 449-466
56. Cox, J., Ingersoll, J., Ross, S., (1985), "A theory of the term structure of interest rates", *Econometrica*, vol. 53, pg. 385-408
57. Cuthbertson, K., (2004), "Quantitative financial economics: Stocks, bonds and foreign exchange", Chichester: Wiley
58. DeBondt, W., Thaler, R., (1987), "Further evidence on investor overreaction and stock market seasonality", *Journal of Finance*, vol. 62

59. DeFusco, R., McLeavey, D., Pinto, J., Runkle, D., (2004), "Methods for Investment Analysis", 2nd edition
60. Dhankar, S. & Esq, R. S., (2005), "Arbitrage Pricing Theory and the Capital Asset Pricing Model – evidence from the Indian stock market", *Journal of Financial Management & Analysis*, vol. 18, no. 1, pg. 14–28
61. Doeswijk, R.Q., (1997), "Contrarian Investment in the Dutch Stock Market", *De Economist*, vol. 145, no. 4, pg. 573-598
62. Dowen, T., Bauman, S., (1986), "The relative importance of size, P/E and neglect", *The Journal of Portfolio Management*, vol. 12, no. 2, pg. 30-34
63. Draper, P., Paudyal, K., (1997), "Microstructure and Seasonality in the UK Equity Market", *Journal of Business Finance & Accounting*, vol. 24, pg. 1177-1204
64. Dyl, E.A., (1977), "Capital Gains Taxation and Year-End Stock Market Behavior", *The Journal of Finance*, vol. 32, pg. 165-175
65. Eleswarapu, V.R., Reinganum, M.R., (1993), "The seasonal behavior of the liquidity premium in asset pricing", *Journal of Financial Economics*, vol. 34, pg. 373-386
66. Elton, J., Gruber, J., Padberg, W., (1978), "Simple criteria for optimal portfolio selection: tracing out the efficient frontier", *Journal of Finance*, vol. 33, no. 1, pg. 296-302
67. Elton, E. J., Gruber M. J., Brown, S. J, Goetzman W. N., (2003), "Modern portfolio theory and investment analysis", 6th edition. USA: John Wiley & Sons, Inc.
68. Engle, R.F., (1982), "Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of U.K. inflation", *Econometrica*, vol. 50, pg. 987-1008
69. Evans, J.L., Archer, S.H., (1968), "Diversification and the reduction of dispersion: an empirical analysis", *Journal of Finance*, vol. 23, pg. 761-767
70. Eviews 5 user's guide, (2004), Irvine (CA): Quantitative Micro Software.
71. Fama, E.F., (1965), "Portfolio analysis in a stable Paretian market", *Management Science*, vol. 11, pg. 401-419
72. Fama, E.F., (1970), "Efficient capital markets: a review of theory and empirical work", *Journal of Finance*, vol. 25, pg. 383–417
73. Fama, E.F., (1972), "Components of Investment Performance", *Journal of Finance*, vol. 27, no. 3, pg. 551-567
74. Fama, E.F., Macbeth, J., (1973), "Risk, return, and equilibrium: Empirical tests", *Journal of Political Economy*, vol. 81, no. 3, pg. 607–636
75. Fama, E., French, K., (1988), "Permanent and temporary components of stock prices", *Journal of Political Economy*, vol. 96
76. Fama, E., (1998), "Market efficiency, long-term returns and behavioral finance", *Journal of Finance*, vol. 49
77. Filip, A., (2008), "Evaluarea performanței fondurilor mutuale din România", Casa Cărții de Știință, Cluj-Napoca
78. Fountas, S., Segredakis, N., (2002), "Emerging stock markets return seasonality: the January effect and the tax-loss selling hypothesis", *Applied Financial Economics*, vol. 12, pg. 291-299
79. French, K., Poterba, J., (1991), "Are Japanese stock price too high?", *Journal of Financial Economics*, vol. 29, no. 2
80. Friedman, M., Savage, L.J., (1948), "The Utility Analysis of Choices Involving Risk", *The Journal of Political Economy*, vol. 56, no. 4, pg. 279-304
81. Friend, I., (1977), "Recent developments in finance", *Journal of Banking and Finance*, vol. 1, no. 2, pg. 103-117

82. Fuller, T., Huberts, L., Levinson, M., (1993), "Return to E/P strategies, Higgledy-Piggledy Grow. Analysts forecast error, and omitted risk factor", *The Journal of Portfolio Management*, vol. 19, no. 2
83. Garcia, V., (1999), "Macroeconomic determinants of stock market development", *Journal of Applied Economics*, vol. 2, no. 1, pg. 29-59
84. Gehr, A., (1978), "Some tests of the Arbitrage Pricing Theory", *Journal of the Midwest Finance Association*, vol. 7, no. 4, pg. 91–95
85. Gilles, R. & Leroy, S. F., (1990), "On the Arbitrage Pricing Theory", *Economic Theory*, vol. 1, no. 3, pg. 213–229
86. Goodman, D., Peavy, J., (1985), "The risk universal nature of the P/E effect", *The Journal of Portfolio Management*, vol. 11, no. 4, pg. 14-16
87. Gordon, M., (1982), "The investment financing and valuation of the corporation", Homewood, Ill. Richard D. Irwing
88. Greene, W. H., (2003), "Econometric analysis", 5th edition. Upper Saddle River (NJ): Prentice Hall.
89. Gregory, A., Harris, R.D.F., Michou, M., (2001), "An Analysis of Contrarian Investment Strategies in the UK", *Journal of Business Finance and Accounting*, vol. 28, no. 9/10, pg. 1193-1228
90. Groenewold, N., Fraser, P., (1997), "Share prices and macroeconomic factors", *Journal of business finance and accounting*, vol. 24, no. 9, pg. 1367-1381
91. Grossman, R., Shore, S., (2003), "The Cross-Section of stock returns before World War I", draft of May 2003.
92. Gruber, M., (1971), "The Determinants of common stock prices", University Park. PA, Pennsylvania State University Press
93. Gunsel, N., Çukur, S., (2007), "The Effects of Macroeconomic Factors on the London Stock Returns: A Sectoral Approach", *International Research Journal of Finance and Economics*, vol. 10
94. Haugen, R.A., LAKONISHOK, J., (1988), "The Incredible January Effect: The Stock Market's Unsolved Mystery", Dow Jones-Irwin
95. Henriksson R.D., Merton R.C., (1981), "On the Market Timing and Investment Performance of Managed Portfolios II – Statistical Procedures for Evaluating Forecasting Skills", *Journal of Business*, pg. 513-533
96. Ho, Y.K., (1990), "Stock return seasonalities in Asia Pacific markets", *Journal of International Financial Management and Accounting*, vol. 2, pg. 44–77
97. Howe, J., (1986), "Evidence on stock market overreaction", *Financial Analysts Journal*, vol. 42
98. Ibbotson, R., Siegel, L., (1984), "The Demand for Capital Market Returns: A New Equilibrium Theory," *Financial Analysts Journal*, vol. 59, no. 1.
99. Jaffe, J., Keim, D.B., Westerfield, R., (1989), "Earnings Yields, Market Values, and Stock Returns", *Journal of Finance*, vol. 44, no. 1, pg. 135-148
100. Jahnke, G., Klaffke, S., Oppenheimer, R., (1987), "Price-earning ratios and security performance", *The Journal of Portfolio Management*, vol. 14, no. 1, pg. 32-46
101. Jegadeesh, N., (1992), "Does Market Risk Really Explain the Size Effect?", *Journal of Financial and Quantative Analysis*, vol. 27, pg. 337-351
102. Jensen, M., (1968), "The performance of mutual funds in the period 1945-1964", *Journal of Finance*, vol. 23, no. 2, pg. 389-416
103. Josey, T., Brooks, R. D., Faff, R. W., (2001), "Testing a two factor APT model on Australian industry equity portfolios: the effect of intervaling". *Applied Financial Economics*, vol. 11, no. 2, pg. 157–163

104. Keim, D., (1983), "Size-Related Anomalies and Stock Return Seasonality: Further Empirical Evidence", *Journal of Financial Economics*, vol. 12, pg. 473-490
105. Keim, D. (1989), "Trading patterns, bid-ask spreads, and estimated security returns: The case of common stocks at calendar turning points", *Journal of Financial Economics*, vol. 25, no. 1, pg. 75-97
106. Kon, S., (1983), "The market timing performance of mutual fund managers", *Journal of Business*, vol. 56, no.3, pg. 323-347
107. Koutmos, G., Negakis, C., Theodossiou, P., (1993), "Stochastic behaviour of the Athens Stock Exchange", *Applied Financial Economics*, vol. 3, no. 2, pg. 119-126
108. Lakonishok, J., Schleifer, A., Vishny, R., (1994), "Contrarian Investment, Extrapolation, and Risk", *Journal of Finance*, vol. 49, pg. 1541-1578
109. Lamoureux, G., Sanger, G., (1989), "Firm Size and Turn-of-the-Year Effects in the OTC/NASDAQ Market", *Journal of Finance*, vol. 44, pg. 1219-1245
- 110., M., (1988), "Size related anomalies and trading activity of UK institutional investors. In: Stock market anomalies", ed. by Dimson, E. Cambridge University Press, pg. 155-176
111. Levis, M., Liodakis, M., (2001), "Contrarian Strategies and Investor Expectations: The U.K. Evidence", *Financial Analysts Journal*, vol. 57, no. 5, pg. 43-46
112. Levy, H., Lerman, Z., (1985), "Testing P/E ratio filters with stochastic dominance", *The Journal of Portfolio Management*, vol. 11, no. 2, pg. 31-40
113. Lintner, J., (1965), "The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets", *Review of Economics and Statistics*, vol. 47, pg. 13-37
114. Lofthouse, S., (2001), "Investment management", Chichester: Wiley.
115. Löflund, A., (1992), "Arbitrage Pricing Theory in a small open economy – empirical evidence from the Swedish stock market", *Swedish school of economics and business administration*, Research reports.
116. Malkiel, B., Cragg, J., (1970), "Expectations and the structure of share prices", *American Economic Review*, vol. 4, pg. 601-617
117. Markowitz, H., (1952), "Portfolio selection", *Journal of Finance*, vol.7, nr. 1
118. Markowitz, H., (1959), "Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments", John Wiley & Sons, New York
119. Mehdiian, S., PERRY, M.J., (2002), "Anomalies in US equity markets: a re-examination of the January effect", *Applied Financial Economics*
120. Merton, R., (1973), "An Intertemporal Capital Asset Pricing Model", *Econometrica*, vol. 41, no. 5, pg. 867-887
121. Merton, R.C, (1981), "On Market Timing and Investment Performance. I. An Equilibrium Theory of Value for Market Forecasts", *Journal of Business*, University of Chicago Press, vol. 54, no. 3, pg. 363-406
122. Morel, C., (2001), "Stock selection using a multifactor model – empirical evidence from the French stock market", *The European Journal of Finance*, vol. 7, no. 4, pg. 312-320
123. Mossin, J., (1966), "Equilibrium in a Capital Asset Market", *Econometrica*, vol. 34, pp. 768-783
124. Mustafa, N., Gultekin, B., (1983), "Stock market seasonality international evidence", *Journal of Financial Economics*, vol. 12, pg. 469-481
125. Nassir, A., Mohammad, S., (1987), "The January effect of stocks traded at the Kuala Lumpur stock exchange: an empirical analysis", *Hong Kong Journal of Business Management*, vol. 5, pg. 35-50

126. Nicholson, S.F., (1960), "Price-Earnings Ratios", *Financial Analysts Journal*, pg. 43-50
127. Nicholson, S.F., (1968), "Price-Earnings Ratios in relation to Investment Results", *Financial Analysts Journal*, vol. 24, no. 1, pg. 105-109
128. Ogden, J.P., (1990), "Seasonality in Aggregate Personal Income Growth and the January Effect", *Working paper, Jacobs Center for Management Studies, State &h*
129. Paavola, M., (2006), "Tests of arbitrage pricing theory using macroeconomic variables in the Russian equity market", *Department of Business Administration, Bachelor thesis*
130. Park, Y.S., Lee, J.-J., (2003), "An empirical study on the relevance of applying relative valuation models to investment strategies in the Japanese stock market", *Japan and the World Economy*, vol. 15, pg. 331-339
131. Peavy, J., Goodman, D., (1983), "The significance of P/E for portfolio return", *The Journal of Portfolio Management*, vol. 9, no. 2, pg. 43-47
132. Poon, S., Taylor, S.J., (1991), "Macroeconomic factors and the UK stock market", *Journal of Business Finance and Accounting*, vol. 18, no. 5, pg. 619-636
133. Pop, C., **Balint Cristina**, Dumbrav, P., *Bucharest Stock Exchange –The Effects of the Current Financial Crisis*, 5th Interdisciplinary Management Research Symposium, THE J.J. STROSSMAYER UNIVERSITY OF OSIJEK, Editor: Drazen Barkovic, Ph.D., Faculty of Economics in Osijek, Croatia, 978-953-253-061-2, <http://www.efos-oim.com/dok/management%20V.pdf>, 2009, P. 805-815
134. Pop Cornelia, Gavriletea Marius-Dan, **Balint Cristina**, *Is BET index portfolio representative for Bucharest Stock Exchange?*, Cabel's Directories and Ulrich's International Periodical Directory, www.ulrichsweb.com, European Journal of Management, 2008, P.199-204
135. Pop Cornelia, **Balint Cristina**, *The impact of Romania's accession to European Union on Bucharest Stock Exchange*, XII INTERNATIONAL CONFERENCE - RESTRUCTURING POTENTIAL UNDER GLOBALIZATION AND NEW ECONOMY CONDITIONS (ORGANIZATA DE: CRACOW UNIVERSITY OF ECONOMICS, SOEDERTOERN UNIVERSITY COLLEGE AND DURHAM UNIVERSITY, Department of Economics and Organization of Enterprises Cracow University of Economics, Editor: Ryszard Borowiecki and Andrej Jaki, 2007, P. 223-232
136. Poterba, J.M., Weisbenner, S.J., (2001), "Capital Gains Tax Rules, Tax-Loss Trading, and Turn-of-the-Year Returns", *The Journal of Finance*, vol. 56, no. 1, pg. 353-368
137. Priestley, R., (1996), "The Arbitrage Pricing Theory, macroeconomic and financial factors and expectations generating processes", *Journal of Banking & Finance*, vol. 20, no. 5, pg. 869-890
138. Prisăcariu, M., Ursu, S., Andrieș, A., (2008), "Piețe & instrumente financiare", Editura Universității Ioan Cuza, Iași
139. Reinganum, M., (1981), "A Misspecification of Capital Asset Pricing: Empirical Anomalies Based on Earnings Yields and Market Values", *Journal of Financial Economics*, vol. 9, pg. 19-46
140. Reinganum, M., (1982), "A Direct Test of Roll's Conjecture on the Firm Size Effect", *The Journal of Finance*, vol. 37, pg. 27-35
141. Reinganum, M., (1983), "The anomalous stock market behavior of small firms in January", *Journal of Financial Economics*, vol. 12, pg. 89-104
142. Rensburg Van, P., (1999), "Macroeconomic variables and the cross-section of Johannesburg Stock Exchange returns", *South African Journal of Business Management*, vol. 31, no. 1, pg. 31-43

143. Ritter, J.R., Chopra, N., (1989), "Portfolio Rebalancing and the Turn-Of-The-Year Effect", *The Journal of Finance*
144. Roll, R., (1981), "Performance evaluation and benchmark error II", *Journal of Portfolio Management*, vol. 7, no. 2, pg. 17-22
145. Roll, R., (1983), "Vas ist das? The turn-of-the-year effect and the return premia of small firms", *Journal of Portfolio Management*, vol. 9, pg. 18-28
146. Ross, S. A., (1976), "The Arbitrage Pricing Theory of Capital Asset Pricing", *Journal of Economic Theory*, vol. 13, no. 2, pg. 341-360
147. Rozeff, M., Kinney, W., (1976), "Capital market seasonality: the case of stock return", *Journal of Financial Economics*, vol. 3, no. 4, pg. 379-402
148. Rubinstein, M., (1976), "The valuation of uncertain income streams and the pricing of options", *Bell Journal of Economics*, vol. 7, pg. 407-425
149. Schultz, P., (1985), "Personal Income Taxes and the January Effect: Small Firm Stock Returns Before the War Revenue Act of 1917: A Note", *The Journal of Finance*, vol. 40, pg. 333-343
150. Sharpe, W., (1964), "Capital Asset Prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk", *The Journal of Finance*, vol. 19, no. 6, pg. 425-442
151. Sharpe, W., (1966), "Mutual fund performance", *Journal of Business*, vol. 6, no. 9, pg. 119-138
152. Sharpe, W., (1982), "Factors in New York Exchange security returns", *Journal of Portfolio Management*, vol. 8, pg. 5-19
153. Solnik, B.H., (1974), "Why not diversify internationally rather than domestically?", *Financial Analysts Journal*, pg. 48-53
154. Stehle, R., (1977), "An empirical test of the alternative hypotheses of national and international pricing of risky assets", *Journal of Finance*, vol. 32, pg. 493-502
155. Stoica, O., (2002), "Mecanisme și instituții ale pieței de capital. Piețe de capital emergente", Editura Economică, București, pg. 59
156. Tinic, S. M., Barone-Adesi, G., West, R.R., (1987), "Seasonality in Canadian Stock Prices: A Test of the 'Tax-Loss Selling' Hypothesis", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 22, pg. 51-64
157. Tobin, J., (1958), "Liquidity preference as behavior toward risk", *The Review of Economic Studies*, vol. 25, no. 2
158. Tobin, J., (1985), "The efficiency of financial markets: myths and realities", *Journal Of Financial and Quantitative Analysis*
159. Todea, Al., (2006), "Investiții", *Casa Cărții de Știință*, Cluj Napoca
160. Trenca Ioan, **Balint Cristina**, *Investment banking - oportunitati pentru piata romaneasca*, Conferinta internationala Finante-provocarile viitorului 10-11 mai 2007, Universitaria Craiova, 2007, P. 121-134
161. Trenca Ioan, **Balint Cristina**, *Bank competition and new start-up financing markets in Europe*, Competitiveness and European Integration, "Babes-Bolyai" University Cluj-Napoca, 26-27 October 2007, Casa de Editura ALMA MATER Cluj-Napoca, 2007, P. 208-213
162. Trenca Ioan, **Balint Cristina**, *Fondul European de Investitii si tendintele pietei fondurilor deschise de investitii europene (UCITS)*, Finante.Provocarile viitorului. An VII nr.7/2008. , Editura Universitaria Craiova, 2008, P.38-42

163. Treynor, J., (1965), "How to rate management in investment funds", *Harvard Business Review*, vol. 43, no. 1, pg. 63-75
164. Treynor, J., Mazuy, K., (1966), "Can mutual funds outguess the market", *Harvard Business Review*, vol. 44, pg. 131-136
165. Wachtel, S.B., (1942), "Certain Observations on Seasonal Movements in Stock Prices", *Journal of Business*, vol. 15, pg. 184-193
166. Wagner, W., Lau, S., (1971), "The effect of diversification on risk", *Financial Analysts Journal*, vol. 27, pg. 48-53