



Munich Personal RePEc Archive

Particularities of applying Modern Portfolio Theory on the Romanian capital market

Panait, Iulian and Diaconescu, Tiberiu

Hyperion University

1 December 2012

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/44248/>

MPRA Paper No. 44248, posted 10 Feb 2013 19:07 UTC

PARTICULARITĂȚI ALE APLICĂRII TEORIEI MODERNE A PORTOFOLIULUI ÎN CAZUL ACȚIUNILOR LISTATE LA BURSA DE VALORI BUCUREȘTI

Panait Iulian

Universitatea Hyperion din București, Facultatea de Științe Economice

iulian.panait@gmail.com

Diaconescu Tiberiu

Universitatea Hyperion din București, Facultatea de Științe Economice

iulian.panait@gmail.com

Abstract

Acest articol investighează aspectele particulare ale selecției portofoliului pe piața românească de acțiuni, conform criteriului propus de Harry Markowitz de maximizare a raportului dintre rentabilitatea așteptată și risc. Utilizând date zilnice pentru cele mai lichide 36 de companii tranzacționate la Bursa de Valori București în perioada ianuarie 2010 - martie 2012 am pus în evidență forma și caracteristicile mulțimilor de combinații posibile a câte N dintre cele 36 de active selectate pentru studiu.

Abstract

This article studies the particularities of portfolio selection on the Romanian stock market using the risk-return maximization criteria introduced by Harry Markowitz (1952). We used daily prices for the 36 most liquid companies traded on Bucharest Stock Exchange during January 2010 – March 2012 and we emphasized the shape and the characteristics of the sets of possible combinations of N out of the total 36 selected assets.

Cuvinte cheie: randamente ale acțiunilor, portofoliu, piețe emergente, medie, varianță.

Key words: stock returns, portfolio, emerging stock markets, expected return, variance

Clasificare J.E.L.: G01, G11, G12, G14, G15, G17, G32.

1. Introducere

În anul 1952, Harry Markowitz, profesor al Universității din New York, a propus o abordare inovativă a investițiilor, care în foarte scurt timp a devenit populară în mediul academic și al profesioniștilor pe piețele financiare.

Această teorie a fost cunoscută mai târziu sub numele de Teoria Modernă a Portofoliului ("Modern Portfolio Theory" în limba engleză) iar pentru formularea sa profesorului Harry Markowitz i-a fost acordat Premiul Nobel pentru economie în anul 1990.

Spre deosebire de abordarea tradițională bazată pe analiză tehnică și fundamentală, în cadrul acestei teorii accentul cade pe analiza performanței întregului portofoliu (pe baza raportului dintre randament și risc). Principiul de bază al acestei teorii a fost expus simplu, printr-o formulare concisă: cu cât este mai mare riscul investiției, cu atât este mai mare randamentul pe care îl va cere un investitor rațional. Astfel formulat, investitorii vor fi dispuși să accepte investiții cu risc doar în schimbul unei prime compensatoare.

Articolul de față realizează investigații asupra particularităților existente în cazul acțiunilor românești tranzacționate la Bursa de Valori București cu privire la aplicarea principiilor de selecție a activelor desprinse din Teoria Modernă a Portofoliului.

Pentru clarificarea acestor aspecte, restul studiului este organizat după cum urmează:

secțiunea 2 prezintă cele mai relevante lucrări în domeniu; secțiunea 3 descrie datele utilizate în studiu precum și metodologia aplicată; secțiunea 4 prezintă rezultatele pe care obținute și rezumă cele mai importante concluzii.

2. Stadiul actual al cunoașterii în domeniul investigat

Diversificarea portofoliului și nivelul optim al acesteia sunt subiecte adesea prezente în literatura de specialitate, începând de la apariția teoriei moderne a portofoliului și până în momentul actual. Numeroși autori pornesc de la principiul diversificării egale a portofoliului, generează combinații succesive de N luate câte K portofolii (unde N este numărul total de active disponibile pe piața respectivă, în vreme ce K ia pe rând valori de la 1 la N) calculând de fiecare dată media aritmetică simplă a varianțelor (sau abaterilor standard) acestor portofolii și apoi trasând grafice care arată dependența riscului de portofoliu de numărul de active componente. Scopul este acela de a identifica acel număr de active din portofoliu de la care câștigul suplimentar din diversificare prin creșterea dimensiunii numerice a portofoliului devine nesemnificativ.

Cele mai cunoscute studii în domeniu care au la bază o astfel de abordare au fost realizate de Solnik (1974 și 1983), Hughes, Logue, and Sweeney (1975), Lessard (1976), Agmon and Lessard (1977), Shapiro (1978), Montgomery (1982), Rugman (1976), Palepu, (1985), Keim, Hwang, Burgers (1993), Sambharya (1995), Simmonds and Lamont (1996), Hitt, Hoskisson, Kim (1997). În general lucrările de acest tip se referă fie la portofolii formate pe o anumită piață locală, fie dau diversificării o dimensiune internațională.

Deși piața bursieră românească este de anvergură destul de redusă prin comparație cu alte burse din țări învecinate ale căror economii sunt comparabile sau chiar mai mici decât economia României, ea s-a bucurat de-a lungul timpului de mult interes din partea cercetătorilor români, literatura în domeniu fiind suficient de bogată.

Încă înainte de relansarea efectivă, post decembrie 1989, a Bursei de Valori București, Popa (1995) dezbate pe larg asupra mecanismelor pieței, instituțiilor implicate în funcționarea acesteia, rolului pe care ar trebui să-l aibă în privatizarea companiilor de stat și tranziția la economia de piață, toate fiind aspecte de mare interes la momentul respectiv, și care au rămas de actualitate până în prezent.

Pele (2008) și Armeanu (2008) au testat ipoteza de piață eficientă și aplicabilitatea modelului Markowitz asupra pieței bursiere românești, rezultatele obținute nefiind însă suficient de clare pentru a afirma sau respinge vreuna dintre cele două ipoteze.

Bonaci și Matis (2010) au analizat modalitatea în care informația contabilă (datele financiare ale companiilor) influențează comportamentul investitorilor la Bursa de Valori București și au concluzionat că există în general o reacție a pieței la momentul apariției informației financiare, sugerând totodată că investitorii par a se ghida mai mult după informația prezentată pe modelul standardelor internaționale de contabilitate și raportare financiară decât pe cel românesc.

Lupu I. și Dumitrescu D.G. (2010) au studiat mișcările zilnice ale prețurilor acțiunilor și indicilor cotați la Bursa de Valori București în imediata vecinătate temporală a anunțurilor făcute de Institutul Național de Statistică referitoare la evoluția produsului intern brut, precum și a comunicatelor conținând prognoze de creștere economică ale Comisiei Naționale de Prognoză. Autorii au concluzionat că piața de capital românească reacționează în oarecare măsură la aceste anunțuri macroeconomice și că se poate determina o relație de cauzalitate între acestea și mișcările prețurilor activelor financiare cotate la bursă, la momentul anunțurilor respective.

Chirila V., Chirila C. și Pintilescu C (2009) au studiat caracteristicile volatilității randamentelor acțiunilor românești prin comparație cu cele ale altor active financiare tranzacționate pe piețele de capital europene utilizând modele ARCH/GARCH, GARCH-

M, EGARCH.

De asemenea, există autori care au studiat comportamentul pieței românești de capital pe perioade mai lungi de timp, cum este cazul Sabau M. și Funar S. (2006) care au investigat evoluția Bursei de Valori București în perioada nov. 1995 – nov. 2005.

3. Metodologia și datele utilizate

Teoria Modernă a Portofoliului este opusă, ca și concepție, metodei tradiționale de alegere a investițiilor. Ea este creația economiștilor care încearcă să înțeleagă piața ca întreg, spre deosebire de mare masa de analiști financiari care cercetează fiecare investiție individual sau o raportează la alte investiții individuale existente pe piață. În cadrul acestei teorii se studiază deciziile investitorilor care își propun optimizarea raportului randament/risc, sau, în termeni statistici, medie/varianță.

În plus față de importanța ei ca teorie verificabilă empiric cu privire la formarea cererii de active financiare pe piața bursieră, analiza medie/varianță are și alte două semnificații utile: (1) oferă o metodă practică și aplicabilă de construcție a portofoliilor, și (2) se situează la baza modelului de evaluare a prețurilor activelor financiare („Capital Asset Pricing Model” în limba engleză, sau prescurtat CAPM) pe care îl vom discuta ulterior. Cu toate că între analiza medie/varianță și CAPM există multe puncte comune, este foarte important să remarcăm distincția importantă între cele două. În vreme ce analiza medie/varianță oferă o teorie generală cu privire la comportamentul investitorilor individuali indiferent dacă piața ca ansamblu se află sau nu la echilibru, CAPM oferă o teorie generală asupra prețurilor activelor în condiții de echilibru pe piață.

Așa cum e cazul celor mai multe modele financiare, câștigul potențial sau rentabilitatea așteptată sunt considerate a fi egale cu media randamentelor trecute (sau media randamentelor aferente diferitelor scenarii de evoluție) iar riscul este varianța sau, după caz, abaterea standard a acestor randamente față de medie (așa cum am discutat în cadrul capitolului 2). Totodată, se presupune că nu există costuri de tranzacționare și nici alte „fricțiuni” în piață (restricții instituționale), sau dacă există ele sunt minore și pot fi ignorate de model. Această ipoteză restrictivă poate fi considerată foarte puternică și ca atare nerealistă în cazul multor piețe emergente și de frontieră, dar poate fi la limită acceptată în cazul piețelor foarte mari și lichide (un bun exemplu în acest sens fiind piețele bursiere din SUA și Marea Britanie, sau piața valutară internațională).

Presupunem că investitorii vor prefera întotdeauna un randament așteptat („expected return” în limba engleză - prescurtat ER) mai mare față de unul mai mic, dar în același timp avem în vedere și faptul că ei au aversiune la risc, deci dacă li se oferă variante de plasament cu același randament așteptat vor prefera varianta care presupune cel mai mic risc. Matematic putem exprima aceste preferințe astfel: dacă $ER_A \geq ER_B$ și în același timp $var(R_A) \leq var(R_B)$, atunci un investitor rațional și informat va prefera investiția A în locul investiției B. Desigur, dacă spre exemplu $ER_A > ER_B$ și în același timp $var(R_A) > var(R_B)$, atunci pe baza criteriului medie/varianță nu putem spune care va fi portofoliul preferat de investitor.

Portofoliile care satisfac criteriul medie/varianță sunt numite portofolii eficiente în vreme ce portofoliile pentru care randamentul așteptat este mai mic iar varianța este mai mare decât cele ale altor portofolii, sunt numite portofolii ineficiente. Aceasta înseamnă că un investitor rațional nu va prefera niciodată un astfel de portofoliu ineficient dacă pe piață există și variante de portofolii eficiente.

În cazul unui portofoliu format din două active oarecare, caracterizate prin $ER_1 = \mu_1$, $ER_2 = \mu_2$, deviațiile standard σ_1 și σ_2 , precum și de coeficientul de corelație ρ_{12} putem scrie că: $R_p = w_1 R_1 + w_2 R_2$, unde w_1 și w_2 reprezintă ponderile investițiilor în cele două active,

deci $w_1 + w_2 = 1$. Asta înseamnă că randamentul așteptat (ER) pentru portofoliu se poate scrie astfel:

$$ER_p = w_1 ER_1 + w_2 ER_2 = w_1 \mu_1 + w_2 \mu_2$$

În același timp varianța acestui portofoliu se poate scrie ca:

$$\begin{aligned} \sigma_p^2 &= E(R_p - ER_p)^2 = E[w_1(R_1 - \mu_1) - w_2(R_2 - \mu_2)]^2 \\ &= w_1^2 \sigma_1^2 + w_2^2 \sigma_2^2 + 2w_1 w_2 \sigma_1 \sigma_2 \rho_{12} \end{aligned}$$

Dacă investitorul este preocupat nu de randamentul așteptat al portofoliului, ci în principal de minimizarea riscului (varianței) acestuia, atunci înlocuind în formula de mai sus că $w_2 = 1 - w_1$ și diferențiind ecuația rezultată în funcție de singura necunoscută pe care o conține (adică de w_1) iar apoi punând condiția de extrem vom obține că:

$$\frac{\partial \sigma_p^2}{\partial w_1} = 2w_1 \sigma_1^2 - 2(1 - w_1) \sigma_1^2 + 2(1 - 2w_1) \rho_{12} \sigma_1 \sigma_2 = 0$$

Rezolvarea acestei ecuații conduce către soluția:

$$w_1^* = \frac{\sigma_2^2 - \rho_{12} \sigma_1 \sigma_2}{\sigma_1^2 - \sigma_2^2 - 2\rho_{12} \sigma_1 \sigma_2} = \frac{\sigma_2^2 - \sigma_{12}}{\sigma_1^2 + \sigma_2^2 - 2\sigma_{12}}$$

iar conform condiției de mai sus, $w_2^* = 1 - w_1^*$

Așadar portofoliul de varianță minimă este acel portofoliu care este format în pondere w_1^* din activul 1 și în pondere w_2^* din activul 2. Pe acest model al portofoliului cu două active putem trage câteva concluzii foarte importante pentru discuția referitoare la preferința investitorilor raționali pentru active și pentru modul în care aceștia își construiesc portofolii.

În primul rând observăm că riscul portofoliului este dependent atât de riscurile individuale ale activelor componente cât și de modul în care acestea se corelează unul cu celalalt (adică de covarianță - notată aici cu σ_{12} , sau de coeficientul de corelație - notat aici cu ρ_{12}). Continuând acest simplu raționament matematic, observăm faptul că, grație dependenței de corelația dintre cele două active, riscul portofoliului este maxim dacă $\rho_{12} = 1$ și este minim dacă $\rho_{12} = -1$. Asta înseamnă că întregul risc de portofoliu poate fi eliminat prin diversificare dacă $\rho_{12} = -1$, adică dacă randamentele celor două active evoluează cu amplitudini similare și simultan în direcții opuse, deci dacă sunt perfect negativ corelate. Concluzia acestei observații este aceea că un activ oarecare poate fi foarte riscant dacă este privit individual ca investiție nediversificată, dar dacă este inclus într-un portofoliu alături de un alt activ cu care este negativ corelat poate conduce la scăderea riscului de ansamblu al acelui portofoliu. Ca atare, investitorii vor fi interesați să cumpere și un astfel de activ, cu toate că individual privit el este ineficient conform definiției anterioare.

Strict din punct de vedere teoretic putem generaliza acesta discuție referitoare la portofoliile de două active presupunând cazuri ipotetice a două active oarecare cu valori fixe ale riscului și randamentului așteptat și variind coeficientul de corelație dintre ele pentru a prezenta formele teoretic posibile pe care le iau mulțimile ipotetice de portofolii pentru fiecare caz în parte.

Cuthbertson și Nitzsche (2004) realizează o astfel de proiecție grafică a mulțimii posibile a portofoliilor de două active în funcție de coeficientul de corelație dintre ele și concluzionează ca atunci când coeficientul de corelație este perfect egal cu -1 (deci cele două active sunt perfect negativ corelate) există un portofoliu unic pentru care riscul este minim. În mod particular în această situație de coeficient de corelație egal cu -1 portofoliul de risc minim are chiar risc zero. Implicațiile acestei situații pentru managerii de active bursiere sunt uriașe: se poate obține teoretic o investiție bursieră cu risc zero!

Pe de altă parte, dacă revenim asupra observației ca randamentul așteptat al oricărui portofoliu de două active este o combinație liniară ponderată a randamentelor celor două

elemente care îl compun, concluzionăm ca întotdeauna randamentul unui portofoliu pe piața spot (în absența tranzacțiilor în marjă și a vânzărilor short) va respecta relația:

$$\min(ERA, ERB) \geq ERP \geq \max(ERA, ERB)$$

Adăugând la precedenta relație faptul că, în majoritatea covârșitoare a situațiilor, randamentul așteptat de la o acțiune tranzacționată la bursă este mai mare decât rata fără risc oferită de plasamentele în obligațiuni de stat, ajungem la constatarea că, în general, randamentul așteptat pentru portofoliul format din combinația de două (sau mai multe) acțiuni este și el în general mai mare decât rata fără risc.

În concluzie, pentru cazul particular al unui portofoliu format din două acțiuni cu coeficient de corelație egal cu -1, avem teoretic posibilitatea de a forma un portofoliu cu risc zero și randament mai mare decât rata fără risc! Aceasta observație are chiar o și mai mare implicație pentru managerii de portofoliu decât cea menționată anterior. Din păcate însă, condițiile reale de piață nu ne oferă posibilitatea de a găsi companii ale căror evoluții de preț să fie perfect negativ corelate. Această situație poate fi întâlnită doar între instrumente financiare sintetice sau derivate: contracte pe diferență („Contracts For Difference” în limba engleză, sau CFDs), contracte futures, produse structurate, fonduri deschise de investiții tranzacționate bursier („Exchange Traded Funds” în limba engleză, sau ETFs), etc.

Dacă generalizăm cele două relații prezentate anterior pentru randamentul și riscul portofoliului de N active vom obține că:

$$ER_p = \sum_{i=1}^N w_i ER_i$$

$$\sigma_p^2 = \sum_{i=1}^N w_i^2 \sigma_i^2 + \sum_{i=1}^N \sum_{j=1; j \neq i}^N w_i w_j \sigma_i \sigma_j \rho_{ij}$$

În cazul particular în care toate cele N active sunt complet necorelate ($\rho_{ij}=0$) varianța portofoliului se reduce la:

$$\sigma_p^2 = \sum_{i=1}^N w_i^2 \sigma_i^2$$

Dacă la ipotezele simplificatoare de mai sus adăugăm și presupunerea că toate activele au aceeași varianță ($\sigma_i^2 = \sigma^2$) și că portofoliul este egal diversificat ($w_i=1/N$), atunci obținem:

$$\sigma_p^2 = \frac{1}{N^2} N \sigma^2 = \frac{1}{N} \sigma^2$$

Pentru situația în care portofoliul este foarte puternic diversificat putem presupune că $N \rightarrow \infty$, deci varianța portofoliului se apropie de zero. Așadar dacă foarte multe riscuri de amplitudine identică și necorelate între ele sunt incluse într-un portofoliu, riscul aceluia portofoliu tinde către zero ca urmare a efectului benefic al diversificării. Această concluzie este foarte utilă în special managerilor din asigurări, și explică de ce primele (sau costurile) unor asigurări individuale imobiliare, auto, de răspundere civilă sau de transport al unor mărfuri reprezintă doar o mică fracție din valoarea acestora. Asiguratorul se bazează pe faptul că toate aceste riscuri sunt în foarte mare măsură necorelate atunci când calculează și stabilește valoarea primei.

Riscul total al unui plasament bursier depinde în parte de o sumă de factori care influențează randamentul tuturor activelor de pe piață (de exemplu rata dobânzii, rata de creștere economică, catastrofe naturale de mare amploare, conflicte sociale și militare etc.), și care sunt în general cunoscute sub denumirea de „riscuri de piață”.

În același timp însă, riscul total al unui plasament bursier este influențat și de evenimente specifice companiei respective (de exemplu câștigarea sau pierderea de clienți și cotă de

piață, fluctuația prețurilor materiilor prime, fraude interne, erori operaționale și de management, riscuri contractuale etc.), și care în general sunt denumite „riscuri specifice” sau „riscuri individuale”. Tocmai aceste riscuri individuale pot fi eliminate sau pot fi foarte mult reduse prin diversificare în cazul unor portofolii care cuprind foarte multe active necorelate și cu riscuri de amplitudine similară.

Empiric, relația care există între riscul unui portofoliu și numărul de titluri incluse în acesta a fost studiată pentru prima dată pe piața americană de către Evans și Archer (1968). Ulterior, Solnik (1995) a realizat un studiu comparativ pe atât pe piața americană, cât și pe cele mai importante piețe europene.

În studiul realizat de Cuthbertson și Nitzsche (2004) asupra companiilor din indicele S&P500 se evidențiază concluzia că fie și numai o diversificare aleatorie a portofoliului produce efecte benefice asupra acestuia, în sensul reducerii riscului de ansamblu. Autorii observă că varianța portofoliului scade foarte rapid pe măsură ce numărul de active din portofoliu crește de la 1 la 10. Totodată ei observă că după ce portofoliul deja cuprinde în structura sa 30 de active efectul benefic al creșterii diversificării prin includerea unor active suplimentare este din ce în ce mai redus, adică riscul de ansamblu al portofoliului respectiv scade foarte lent.

Solnik (1995) constată că nivelul minim până la care se poate diminua riscul unui portofoliu ca urmare a procesului de diversificare este diferit de la o piață bursieră la alta. Totodată el observă că atingerea unui nivel anume de risc pentru un portofoliu diversificat se realizează cu un număr diferit de active, în funcție de specificul pieței bursiere respective.

Această constatare, coroborată cu valoarea comisioanelor de tranzacționare (care deși sunt foarte reduse pe piețele mature și lichide, totuși nu pot fi neglijate, iar în cazul burselor emergente sau de frontieră prezintă niveluri semnificative) și cu costurile de accesare a informației relevante pentru luarea deciziilor explică de ce dincolo de un anumit nivel de diversificare (specific fiecărei piețe, așa cum au arătat Evans, Solnik și Cuthbertson în studii separate) aceasta nu mai este eficientă, deci riscul portofoliului începe să scadă prea lent în raport cu costul suplimentar pe care diversificarea îl presupune. De aceea, este de înțeles faptul că majoritatea investitorilor preferă să dețină portofolii formate dintr-un număr relativ redus de active. De asemenea, adesea investitorii individuali preferă să dețină participații în fonduri deschise de investiții sau fonduri de pensii pentru că în acest fel au acces la o mică „felie” dintr-un portofoliu deja foarte larg și suficient de bine diversificat (uneori chiar la nivel internațional).

În ceea ce privește randamentul acestor portofolii selectate aleator dar suficient de bine diversificate, se observă că începând cu o anumită dimensiune el devine foarte apropiat de randamentul pieței în ansamblu. Spre exemplu, în studiul realizat de Cuthbertson și Nitzsche se constată că portofoliile formate din mai mult de 30 de active egal ponderate aduc în general un randament anual foarte apropiat de cel al indicelui.

Pentru investigarea aplicării criteriului Markowitz de selecție a portofoliului în cazul acțiunilor listate la Bursa de Valori București am inclus în studiu primele 36 cele mai lichide companii tranzacționate pe piața bursieră românească. Pentru atingerea scopului propus am studiat și calculat în prealabil caracteristicile statistice ale randamentelor acestora și matricea coeficienților de corelație. Am utilizat serii de date zilnice cu privire la prețurile de tranzacționare ale acestor companii pentru perioada ianuarie 2010 - martie 2012 oferite prin amabilitatea Departamentului Tranzacționare al Bursei de Valori București.

4. Rezultate și concluzii

În prima etapa a studiului am utilizat cazul concret a două perechi de active pe piața bursieră românească. Deși din păcate nu am reușit să identificăm active cu corelație negativă pe termen lung, există numeroase exemple de perechi de active cu corelație pozitivă puternică dar și cu corelație pozitivă foarte slabă. Spre exemplu între SIF2 Moldova și SIF5 Oltenia există un coeficient de corelație pe termen lung de 0,9039, în vreme ce între Aerostar Bacău și Oltchim Rm. Vâlcea am calculat un coeficient de corelație pe termen lung de numai 0,1361.

Tabelul 1. Exemplul a două perechi de active pe piața bursieră românească

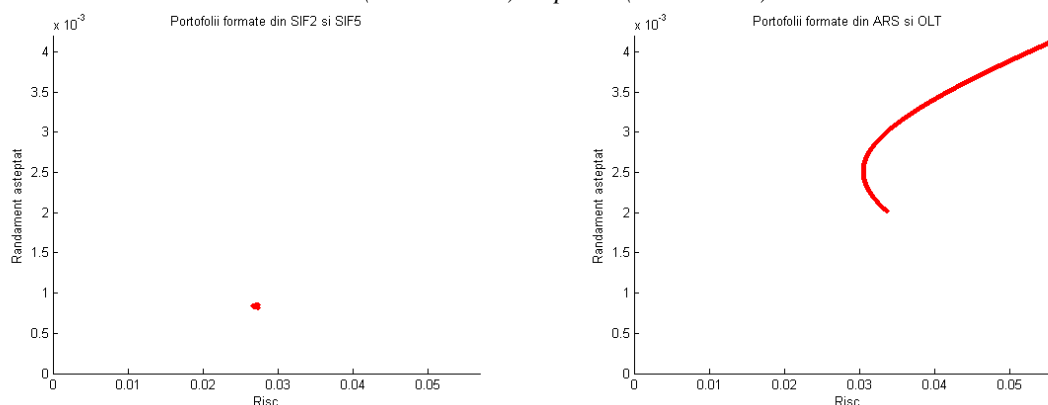
| | SIF2 Moldova | SIF5 Oltenia | Oltchim | Aerostar |
|-------------------------|--------------|--------------|---------|----------|
| Simbol | SIF2 | SIF5 | OLT | ARS |
| Randament așteptat | 0.0822% | 0.0851% | 0.4147% | 0.2015% |
| Risc | 2.7330% | 2.7320% | 5.6106% | 3.3646% |
| Coeficient de corelație | 0.9039 | | 0.1361 | |

Sursa datelor: Bursa de Valori București, calcule ale autorului

După ce am calculat caracteristicile statistice de mai sus pentru randamentele celor două perechi de active în perioada ianuarie 2010 – martie 2012, am procedat în continuare la generarea de portofolii aleatoare variind ponderile alocate în cadrul fiecărei perechi de active. Pentru calcule a fost folosită platforma Matlab, generându-se câte un milion de variante posibile de portofolii pentru fiecare pereche în parte, și reprezentând apoi grafic rezultatele obținute în același sistem de axe dat de medie și deviație standard. Rezultatul este prezentat în *Figura 1*. Deși atât graficul din partea stângă cât și cel din dreapta reprezintă câte o mulțime de un milion de portofolii aleatoare posibile, constatăm că portofoliile formate din active cu comportament similar (în cazul nostru SIF2 și SIF5) și ca atare având un coeficient de corelație foarte apropiat de 1 aduc doar un foarte mic (chiar nesemnificativ) beneficiu din diversificare. În același timp se observa ca portofoliile formate din active slab corelate (de exemplu OLT și ARS) oferă o plajă mult mai largă de variante și combinații între randamentul și riscul portofoliului rezultat.

O altă observație extrem de importantă care se desprinde din exemplul practic de mai sus este aceea că, deși atât OLT cât și ARS au individual riscuri mai mari decât oricare dintre activele care formează perechea SIF2 și SIF5, așa cum se constată din cele două grafice de mai sus, grație faptului ca au un coeficient de corelație mai redus ele dau naștere unor combinații de portofolii care oferă riscuri similare cu cele ale portofoliilor formate din SIF2 și SIF5 însă în condițiile unor randamente așteptate de câteva ori mai mari.

Figura 1. Forma mulțimii de portofolii posibile formate din perechile de active (SIF2 și SIF5) respectiv (OLT și ARS)



Acest rezultat, ce poate fi replicat în condiții reale de tranzacționare pe piața bursieră românească, ilustrează probabil cel mai bine esența teoriei moderne a portofoliului introdusă de Harry Markowitz în studiul sau din 1952.

În a doua parte a studiului am făcut referiri doar la trei dintre cele patru active: SIF2 Moldova (SIF2), Oltchim Rm. Vâlcea (OLT) și respectiv Aerostar Bacău (ARS). De data aceasta am reprezentat pe același grafic (deci în același interval de valori pentru axele de randament așteptat și de risc) atât mulțimile portofoliilor posibile reprezentând combinații de două active cât și mulțimea portofoliilor posibile reprezentând combinații simulate ale tuturor celor 3 active. Ceea ce am urmărit a fost formularea unei concluzii despre cum se poziționează mulțimea portofoliilor de trei active în raport cu mulțimile portofoliilor de 2 active. Valorile caracteristicilor statistice ale activelor sunt prezentate mai jos în *Tabelul 2*. În vreme ce reprezentarea grafică se regăsește în *Figura 2*. Ca și în studiul anterior, am folosit programul Matlab pentru a genera câte un milion de portofolii aleatoare pentru fiecare caz în parte.

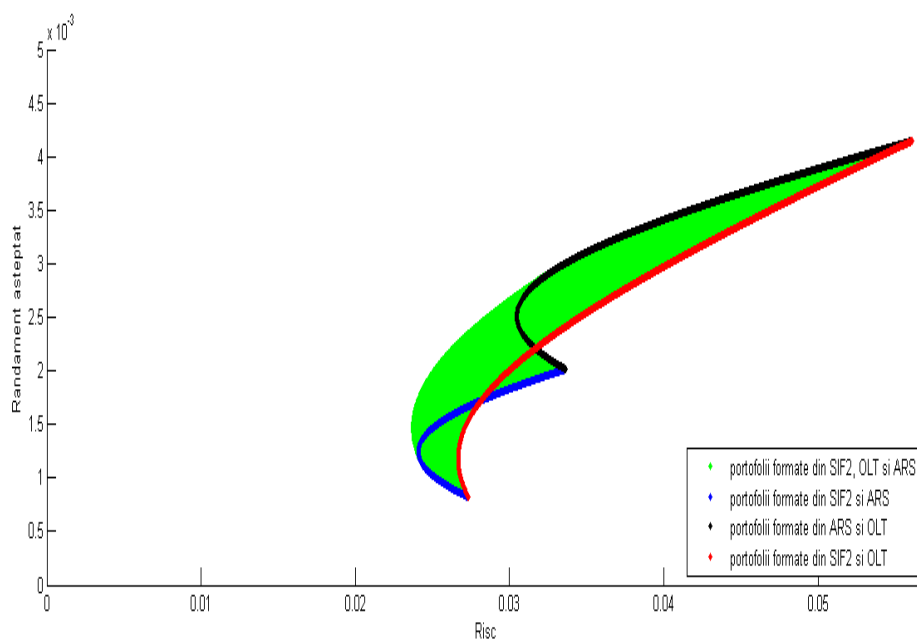
Cea mai importantă concluzie care se desprinde din *Figura 2*. este că mulțimea portofoliilor de 3 active este deplasată mai la stânga graficului față de oricare dintre mulțimile de portofolii cu 2 active posibile prin combinații de 3 luate câte 2. Asta înseamnă că portofoliul de 3 active oferă un mai mare beneficiu provenit din diversificare decât oricare dintre cele 3 portofolii de 2 active. Așadar există variante de portofolii cu 3 active cu risc mai redus decât oricare dintre portofoliile posibile de 2 active. Aceasta este o foarte importantă concluzie a Teoriei Moderne a Portofoliului pe care o putem regăsi pe orice piață, inclusiv pe piața bursieră românească, așa cum dovedește studiul de față.

Tabelul 2. Caracteristici statistice ale randamentelor zilnice pentru trei active tranzacționate pe piața bursieră românească

| | SIF2 Moldova | Oltchim | Aerostar |
|---------------------------|--------------|---------|----------|
| Simbol | SIF2 | OLT | ARS |
| Randament așteptat | 0.0822% | 0.4147% | 0.2015% |
| Risc | 2.7330% | 5.6106% | 3.3646% |
| Coeficienți de corelație: | | | |
| SIF2 Moldova | 1.0000 | 0.2716 | 0.3012 |
| Oltchim | 0.2716 | 1.0000 | 0.1361 |
| Aerostar | 0.3012 | 0.1361 | 1.0000 |

Sursa datelor: Bursa de Valori București, calcule ale autorului

Figura 2. Mulțimi de portofolii din cate 2 și 3 componente



Mergând mai departe, am generalizat acest studiu luând în considerare toate cele 36 de companii incluse în cercetarea noastră, din dorința de a identifica forma mulțimii de portofolii aleatoare posibile.

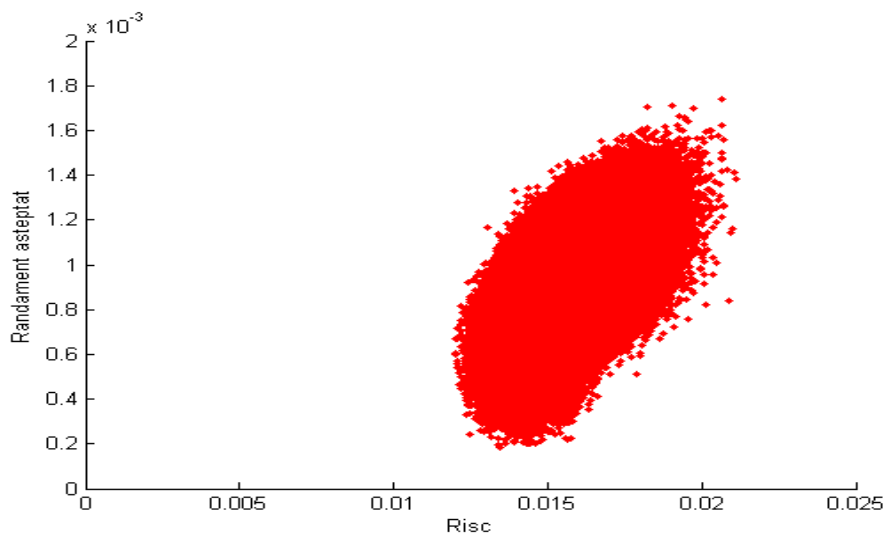
Figura 3 prezentată mai jos arată forma pe care o ia mulțimea portofoliilor posibile construite ca o combinație de 36 de companii tranzacționate pe piața bursieră românească. Între aceste 36 de companii se regăsesc atât unele foarte lichide (în număr de 18 și care împreună acoperă peste 92% din valoarea medie zilnică a tranzacțiilor din perioada ianuarie 2010 - martie 2012) dar și companii mai puțin și mai rar tranzacționate, așadar eșantionul selectat este reprezentativ pentru bursa românească în ansamblu, chiar dacă el nu include toate companiile listate.

Tabelul 3. Caracteristici statistice ale randamentelor zilnice pentru 36 de active tranzacționate pe piața bursieră românească

| Simb. | Rand. | Risc | Simb. | Rand. | Risc | Simb. | Rand. | Risc |
|-------|-----------|----------|-------|-----------|----------|-------|-----------|----------|
| ACIS | 0.000448 | 0.013208 | BRK | -0.000436 | 0.027292 | RRC | -0.000435 | 0.030335 |
| ALR | 0.001013 | 0.025811 | COMI | -0.001447 | 0.028094 | SIF1 | 0.0005 | 0.028217 |
| ALT | 0.000234 | 0.028123 | DAFR | -0.000622 | 0.027632 | SIF2 | 0.000822 | 0.02733 |
| ALU | -0.000623 | 0.028964 | IAMU | 0.000693 | 0.039496 | SIF3 | 0.0006 | 0.028209 |
| AMCP | -0.000075 | 0.031417 | MATA | 0.001367 | 0.06421 | SIF4 | 0.000534 | 0.026243 |
| ARAX | -0.000034 | 0.02837 | MCAB | 0.005694 | 0.101444 | SIF5 | 0.000851 | 0.02732 |
| ARS | 0.002015 | 0.033646 | MTCR | 0.001416 | 0.055636 | SNP | 0.001243 | 0.021967 |
| ATB | -0.000186 | 0.021926 | NEPT | 0.000033 | 0.037503 | TEL | 0.000623 | 0.022304 |
| AZO | 0.003824 | 0.030323 | OLT | 0.004147 | 0.056106 | TGN | 0.00149 | 0.019989 |
| BCC | -0.000855 | 0.022021 | PTRC | 0.007942 | 0.184122 | TLV | -0.000117 | 0.021803 |
| BIO | 0.000213 | 0.021609 | RMRA | 0.000552 | 0.077565 | UZC | -0.000139 | 0.008974 |
| BRD | -0.00016 | 0.018921 | ROCE | -0.000290 | 0.038279 | VNC | 0.000521 | 0.024952 |

Sursa datelor: Bursa de Valori București, calcule ale autorului

Figura 3. Combinații posibile de portofolii din 36 de active pe piața bursieră românească



Pe graficul din *Figura 3*, sunt reprezentate prin puncte valorile de randament așteptat și de risc (abatere standard) pentru 2 milioane de portofolii ipotetice generate utilizând un program creat pe platforma Matlab pe bază de ponderi aleatorii. Observăm că mulțimea se prezintă sub forma unei mase compacte de combinații rentabilitate-risc. Toate portofoliile din interiorul acestei mase de compacte reprezintă combinații „ineficiente” din perspectiva Teoriei Moderne a Portofoliului deoarece ele sunt „dominate” de portofolii aflate chiar pe conturul ei și pentru care un investitor obține fie un randament mai mare în condiții de risc similar, fie un risc mai mic pentru același randament sperat.

5. Bibliografie

- [1] Agmon T., Lessard D. - Investor Recognition of Corporate International Diversification, 1977, *The Journal of Finance*, vol. 32, pag. 25-37
- [2] Armeanu D., Balu F.O. - Testing the efficiency of Markowitz model on Bucharest Stock Exchange, 2008, *Economic Computation and Economic Cybernetics Studies and Research*, vol. 42, nr. 1-2, pag. 201-217, ISSN: 0424-267X
- [3] Bonaci C.G., Matis D. – Accounting Information and its impact on investors’ behaviour: Analysis on the Romanian capital market, 2010, *AMIS 2010 – Proceedings of the 5th International Conference, Accounting and Management Information Systems*, pag. 903-921, ISBN: 978-606-505-347-2
- [4] Chirila V., Chirila C., Pintilescu C. – Characteristics of the return volatility of the stocks traded at the Bucharest Stock Exchange in comparison with the return volatility of the stocks traded in the euro area, 2009, *Proceedings of the 4th International Conference on Business Excellence*, vol.1, pag. 79-82, ISBN: 978-973-1747-11-8
- [5] Cuthbertson K., Nitzsche D. - *Quantitative Financial Economics*, John Wiley and Sons Ltd., 2004, ISBN: 0-470-09171-1
- [6] Evans J.L., Archer S.H. - Diversification and the reduction of dispersion: an empirical analysis, 1968, *Journal of Finance*, pag. 761-767.
- [7] Hitt M.A., Hoskisson R.E., Kim H. - *International Diversification: Effects on Innovation and Firm Performance in Product-Diversified Firms*, 1997, *Academy of Management Journal*, vol. 40, pag. 767-798
- [8] Hughes J.S., Logue D.E., Sweeney J.J. - Corporate International Diversification and Market Assigned Measures of Risk and Diversification, 1975, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol.10, pag. 627-637
- [9] Keim D.B. - Size-related anomalies and stock market return seasonality: further empirical evidence, 1983, *Journal of Financial Economics*, nr. 12, pag. 12-32.

- [10] Lessard D.R. - World, Country and Industry Relationships in Equity Returns: Implications for Risk Reduction through International Diversification, 1976, Financial Analysts Journal, pag. 32-38
- [11] Lupu I., Dumitrescu D.G. – Stock market reaction to news on macroeconomic growth. An event study analysis at the Bucharest Stock Exchange, 2010, Transformations in Business and Economics, vol.9, nr. 1, pag.361-376, ISSN: 1648-4460
- [12] Montgomery C.A. - The Measurement of Firm Diversification, 1982, Academy of Management Journal, vol. 25, pag. 299-307
- [13] Palepu K. - Diversification Strategy, Profit, Performance, and the Entropy Measure, 1985, Strategic Management Journal, vol. 6, pag. 239-255
- [14] Pele D.T., Voineagu V. - Testing market efficiency via decomposition of stock return. Application to Romanian Capital Market, 2008, Romanian Journal of Economic Forecasting, vol. 9, nr. 3, pag.63-79, ISSN: 1582-6163
- [15] Popa I. – Bursa, Editura Adevarul SA, 1995, ISBN: 973-95682-2-X
- [16] Rugman A.R. - Discussion: Corporate International Diversification and Market Assigned Measures of Risk and Diversification, 1984, Journal of Financial and Quantitative Analysis, pag. 651-652
- [17] Sambharya R.B. - The Combined Effect of International and Product Diversification Strategies on the Performance of U.S.-based Multinational Corporations, 1995, Management International Review, vol. 30, pag. 203-216
- [18] Simmonds P.G., Lamont B.T. - Product-market/International Diversification and Corporate Performance, 1996, The International of Journal of Organizational Analysis, vol. 4, pag. 252-267
- [19] Solnik B. - International arbitrage pricing theory, 1983, Journal of Finance, vol. 38, nr. 2, pag. 449-457
- [20] Solnik B. - Why not diversify international rather than domestically?, 1974, Financial Analysts Journal, vol. 30, nr. 4, pag. 48-54