

# Redefinirani Fama French trofaktorski model za istočnoeuropske narode EU

---

**Gojsalić, Domina**

**Master's thesis / Diplomski rad**

**2019**

*Degree Grantor / Ustanova koja je dodijelila akademski / stručni stupanj:* **University of Zagreb, Faculty of Science / Sveučilište u Zagrebu, Prirodoslovno-matematički fakultet**

*Permanent link / Trajna poveznica:* <https://um.nsk.hr/um:nbn:hr:217:833735>

*Rights / Prava:* [In copyright](#)/[Zaštićeno autorskim pravom.](#)

*Download date / Datum preuzimanja:* **2025-03-29**



*Repository / Repozitorij:*

[Repository of the Faculty of Science - University of Zagreb](#)



**SVEUČILIŠTE U ZAGREBU**  
**PRIRODOSLOVNO–MATEMATIČKI FAKULTET**  
**MATEMATIČKI ODSJEK**

Domina Gojsalić

**REDEFINIRANI FAMA FRENCH**  
**TROFAKTORSKI MODEL ZA**  
**ISTOČNOEUROPSKE NARODE EU**

Diplomski rad

Voditelj rada:  
prof.dr.sc. Boris Podobnik

Zagreb, rujan 2019.

Ovaj diplomski rad obranjen je dana \_\_\_\_\_ pred ispitnim povjerenstvom u sastavu:

1. \_\_\_\_\_, predsjednik
2. \_\_\_\_\_, član
3. \_\_\_\_\_, član

Povjerenstvo je rad ocijenilo ocjenom \_\_\_\_\_.

Potpisi članova povjerenstva:

1. \_\_\_\_\_
2. \_\_\_\_\_
3. \_\_\_\_\_

*Zahvaljujem svom mentoru na svim savjetima  
tijekom izrade ovog diplomskog rada.*

# Sadržaj

<b>Kratice i pojmovi</b>	<b>v</b>
<b>Uvod</b>	<b>1</b>
<b>1 Moderna teorija portfelja</b>	<b>6</b>
1.1 Markowitzev optimizacijski problem . . . . .	8
1.2 Capital asset pricing model (CAPM) . . . . .	12
1.3 Faktorski model . . . . .	14
<b>2 Fama French trofaktorski model</b>	<b>16</b>
2.1 Metodologija . . . . .	19
<b>3 Redefinirani Fama French trofaktorski model</b>	<b>22</b>
3.1 Podaci . . . . .	23
3.2 Ekspalatorne varijable . . . . .	24
3.3 Zavisne varijable . . . . .	25
3.4 Testiranje modela . . . . .	25
3.5 Analiza i rezultati . . . . .	26
<b>4 Usporedba modela na hrvatskom tržištu kapitala</b>	<b>29</b>
4.1 Zagrebačka burza . . . . .	29
4.2 Podaci . . . . .	29
4.3 Varijable modela . . . . .	30
4.4 Analiza podataka . . . . .	33
4.5 Rezultati . . . . .	37
4.6 Zaključak . . . . .	42
<b>A Dodatak</b>	<b>43</b>
<b>Bibliografija</b>	<b>50</b>

# Korištene kratice i pojmovi

## Kratice

AMEX - American Stock Exchange

CAPM - Capital Asset Pricing Model

EU - Europska Unija

FF - Eugene Fama i Kenneth French / Fama French

FF3FM- Fama French trofaktorski model

IE EU zemlje- zemlje Istočne Europe članice Europske Unije

MTP - moderna teorija portfelja

MVO - *mean-variance* optimizacijski problem

NASDAQ - National Association of Securities Dealers Automated Quotations

NYSE - New York Stock Exchange

RH - Republika Hrvatska

StoxxEETM Index - Stoxx EU Enlarged Total Market Index

## Knjigovodstveni pojmovi

- BE (eng. *book value of equity*) - knjigovodstvena vrijednost poduzeća

$$BE = (\text{vrijednost imovine, aktive}) - (\text{vrijednost svih obveza})$$

- ME (eng. *market value of equity*) – tržišna vrijednost poduzeća

$$ME = (\text{broj dionica}) * (\text{cijena dionice})$$

- NI (eng. *neto income*) - neto dobit poduzeća

$$NI = (\text{ukupni prihodi}) - (\text{ukupni rashodi s porezom})$$

- CFO (eng. *cash from operations*) - neto novčani tok od poslovnih aktivnosti

# Uvod

Pojmovi povrata i rizika financijske imovine temeljna su načela racionalnog ulaganja. Od pojave prvih burzi pa sve do današnjih modernih financijskih sustava sa visokoorganiziranim tržištima kapitala, postavlja se pitanje na koji način i uz pomoć kojih faktora možemo objasniti povrate investicija. Uz to, jedan od osnovnih principa teorije tržišta kapitala je odrediti kako rizik investicije utječe na njezin očekivani povrat te što bi sve u sebi trebala sadržavati premija za preuzeti rizik. Unatoč uvijek prisutnom riziku, investitori i dalje ulažu u financijske instrumente jer rastom rizika raste i prinos koji donosi financijski instrument. Svi racionalni investitori žele formirati portfelj koji ima što veći prinos uz što manji rizik i upravo taj investicijski cilj doveo je do pojave moderne teorije portfelja, koja započinje s Markowitzevim (1952) modelom izbora optimalnog portfelja u uvjetima rizika i neizvjesnosti. Na tim temeljima Sharp (1964) razvija svoj model određivanja cijene uloženog kapitala (CAPM), u kojem očekivani povrat na imovinu prikazuje kao linearnu funkciju tržišnog rizika. Od objavljivanja CAPM-a pronađene su brojne anomalije.

Kod mnogih investicijskih strategija zabilježen je višak povrata za razliku od strategija koje su koristile CAPM. Banz (1981) promatrajući odnos između povrata i tržišne vrijednosti dionica, zaključuje kako dionice male tržišne kapitalizacije imaju u prosjeku veće povrate od dionica velike kapitalizacije. Stattman (1980) te Rosenberg, Read i Lantshein (1985) iznose tvrdnju da su povrati pozitivno povezani s omjerom knjigovodstvene i tržišne vrijednosti poduzeća. Fama i French (1992) potvrđuju postojanje ranijih nepravilnosti te godinu kasnije (1993) objavljuju utjecajan rad u kojem proširuju CAPM kako bi u njega ukomponirali spomenute anomalije. Predlažu trofaktorski model koji sadrži dva dodatna faktora s ulogom da aproksimiraju tržišnu vrijednost dionice te omjer knjigovodstvene i tržišne vrijednosti.

Rasprava oko toga jesu li novouvedene komponente faktori rizika, predstavljaju li pak iracionalnost investitora ili su samo slučajan proizvod obrade podataka postala je jedna od najspornijih u financijskoj literaturi. To je posebno važno za zemlje Istočne Europe članice Europske Unije zbog velike uloge burze u privatizacijskom procesu navedenih zemalja, koja također služi kao važno mjerilo ostvarenog napretka pri prelasku iz planskog u tržišno gospodarstvo. Upravo na takvim tržištima u razvoju javljaju se brojne nepravilnosti Fama Frenchovog trofaktorskog modela. Tržišta u razvoju od razvijenih tržišta najviše

se razlikuju u području transparentnosti financijskih izvješća, likvidnosti, korupciji, transakcijskim troškovima te još brojnim drugim političkim i kulturnim specifičnostima koje mogu utjecati na procjenu vrijednosti poduzeća, a time i na dobit od ulaganja u dionice takvih poduzeća. Navedene karakteristike povećavaju nesigurnosti i rizik pri investiranju na tržištima kapitala takvih zemalja, što sa sobom nosi i veće povrate. Foye, Mramor i Pahor (2013) u svom radu promatraju dionice na burzama spomenutih IE EU zemalja kod kojih Fama Frenchov trofaktorski model pokazuje lošu sposobnost pri objašnjavanju povrata, te predlažu redefinirani trofaktorski model u kojem faktor koji opisuje tržišnu vrijednost poduzeća zamjenjuju s procjeniteljem za računovodstvene manipulacije [17].

## Pregled literature

- **Nepravilnosti Fama French modela (1993)**

Mnogi financijski analitičari smatraju kako su rezultati Fame i Frencha (1993) zapravo pokazatelji iracionalnosti i tržišne neefikasnosti, posebno ako se u obzir uzme komponenta omjer knjigovodstvene i tržišne vrijednosti. Bihevioralisti poput DeBondta i Thaler (1987), Lakonishokog, Shleifera i Vishnyja (1994) te Haugena (1995) podržavaju hipotezu da je veza između povrata i BE/ME faktora posljedica investitorove prejake reakcije na bilo kakve vijesti o tržištu. Investitori, promatrajući ponašanja cijena dionica u prethodnim razdobljima, preoptimistično vrednuju dionice s malim BE/ME omjerom, dok postaju pretjerano pesimistični za dionice s visokim BE/ME omjerom. Kada se na kraju prekomjerna reakcija ispravi, dionice s velikim BE/ME omjerom ostvaruju veće povrate od onih sa malim omjerom, koji odbace s obzirom na visoka očekivanja tržišta [15]. Drugi kritičari trofaktorskog modela pak propituju valjanost metodologije Fame i Frencha (1993). Black (1993) smatra kako veza između povrata i faktora modela generalno ne vrijedi, već je slučajna posljedica obrade podataka te kao takva neće opstati kada model testiramo na drugim podacima i u nekom drugom vremenskom periodu. Berk (1995) smatra kako će portfelj, formiran s ranije definiranim faktorima, vremenom premašiti tržište bez obzira predstavljaju li oni rizik ili su rezultat iracionalnosti investitora ili možda obrade podataka. Međutim u radu Berk teoretski potvrđuje postojanje negativne veze između tržišne kapitalizacije i povrata. Kao odgovor svima, Fama i French (1998) primjenjuju svoj raniji rad na globalne podatke koji su se sastojali od 13 razvijenih tržišta i 16 tržišta u razvoju. Kod tržišta u razvoju Fama i French utvrđuju da, iako nestaje značajnost efekta veličine, još uvijek postoji značajna veza između BE/ME i povrata. Classenes, Dasgupta i Glen (1998) nakon provedenih istraživanja o povratima na brojnim burzama tržišta u razvoju, također zaključuju kako tržišna vrijednost dionice ima manju sposobnost objašnjavanja povrata kod tržišta u razvoju nego kod razvijenih tržišta. Cakici i Tan (2012) promatraju utjecaj veličine, BE/ME vrijed-



nosti te momenta na području Latinske Amerike, Azije i Istočne Europe te utvrđuju postojanje vrijednosne premije u svim promatranim regijama, koja je podjednako značajna za dionice velike i male tržišne kapitalizacije. Zaremba (2012) promatra utjecaj istih faktora samo na tržištu Poljske u razdoblju od 2011.-2014. te pronalazi snažne dokaze za utjecaj BE/ME vrijednosti i momenta, dok se premija veličine ponovno pokazala manje značajnom. Dolinar (2013) testira Fama French trofaktorski model na povratima 37 dionica izlistanih na Zagrebačkoj burzi u periodu 2007.-2013. Zaključuje kako se faktor BE/ME pokazao boljim procjeniteljem rizika od ME faktora, te FF3FM boljim modelom za određivanje cijene dionica na hrvatskoj burzi u usporedbi s jednofaktorskim modelima. Veliki dio varijacije kod povrata ipak ostaje neobjašnjen, što ostavlja prostora za neke druge faktore. U skladu s tim rezultatima i na tržištima u razvoju 8 IE EU zemalja, koje u svom radu promatraju Foye, Mramor i Pahor (2013), pokazala se mala značajnost FF3FM-a. Pri analizi modela zaključuju kako kod opisa povrata, tržišna kapitalizacija ima malu eksplanatornu moć za razliku od omjera knjigovodstvene i tržišne vrijednosti koji zadržava dio značajnosti [17].

- **Motivacija za redefinirani model**

Fama i French (1992) pokazali su kako je BE/ME povezan s relativnom razinom profitabilnosti poduzeća, stoga se mjera profitabilnosti poduzeća postavlja kao smisljena zamjena za ME faktor. Postoji znatna količina literature koja se bavi prirastom i prirodom zarade. Voditelji poduzeća s namjerom da potaknu investitore na kupnju dionica i povećaju tržišnu vrijednost poduzeća skloni su krivotvorenju knjigovodstvenih izvješća. Autori poput Dechow, Sloan i Sweeneyja (1995) predlažu različite modele za otkrivanje upravljanja zaradom te naglašavaju važnost kontrole financijskih rezultata poduzeća. Svi zaključuju kako su obračunate obveze znatno podložnije manipulaciji od novčanog toka nastalog poslovnim aktivnostima (CFO). Khancel El Mehdi (2011) i Li, Niu, Zhang i Lary (2011) iznose dokaze o krivom vrednovanju obračunatih obveza kod tržišta u nastajanju, Tunisa i Kine, indicirajući kako NI/CFO može koristiti kao procijenitelj kvalitete zarade. Uzevši sve navedeno u obzir Foye, Mramor i Pahor (2011) predlažu NI/CFO kao zamjenu za ME na tržištima, poput onih u razvoju, gdje je ME pokazao slabu eksplanatornu sposobnost pri opisu povrata.

- **Karakteristike IE EU zemalja**

Tržišta kapitala imaju veliku ulogu tijekom ekonomskog razvoja zemalja, stoga su posebno bitna za IE EU nacije, u njihovom procesu privatizacije i prelaska s planskog na tržišno gospodarstvo. Jedna od karakteristika dobrog funkcioniranja burze je efikasnost pri vrednovanju cijena dionica. Fama (1970) iznosi hipotezu efikas-

nog tržišta, prema kojoj cijene dionica trebaju u potpunosti odražavati sve dostupne i relevantne informacije na tržištu. Foy (2011) istražuje pitanje efikasnosti burzi IE EU zemalja te pokušava odrediti koji faktori su značajni za kretanje prinosa dionica. Zaključuje kako burze u promatranim zemljama nisu ni u najmanjoj mjeri efikasne. Suprotno pretpostavkama mnogih drugih istraživanja, burze IE EU zemalja ne pokazuju niti najslabiji oblik tržišne efikasnosti u godinama poslije ulaska u Europsku Uniju, što mnogim investitorima otvara mogućnost zarade na netipičnim povratima. Neki istraživači su smatrali kako je uzrok neefikasnosti burzi IE EU zemalja njihova veličina, jer većina ih je malog opsega. Međutim veliki broj dionica izlistanih na Varšavskoj burzi obzirom na druga tržišta kapitala van razmatranja, opovrgava tu tezu. Rezultati pokazuju kako Poljsko tržište kapitala nije ništa efikasnije od tržišta ostalih IE EU zemalja. Pri utvrđivanju efikasnosti tržišta kapitala, Foy (2011) u obzir uzima i likvidnost dionica, te ustanovljava kako likvidnost djelomično utječe na neefikasnost tržišta, ali je u potpunosti ne objašnjava. Necula i Radu (2012) dokazuju postojanje dugog pamćenja kod dionica zemalja u razvoju Centralne i Istočne Europe, što je još jedan od pokazatelja neefikasnosti tržišta kapitala na tim područjima.

- **Knjigovodstvene manipulacije**

U mnogim istraživanjima pokazalo se kako postoje zemlje s određenom kvalitetom zarade, primjerice Hope (2003) tvrdi kako su i pravno porijeklo i nacionalna kultura bitni kod tumačenja javnih objavljivanja poduzeća. Ahmet (2009) promatra IE EU zemlje te ukazuje na postojanje znatne razlike u računovodstvenim praksama između zemalja koje su postale članicama EU prije i poslije 2004. Welc (2011) proučava dionice izlistane na Varšavskoj burzi u periodu 2000.-2009. i pronalazi dokaze agresivne računovodstvene prakse. Naime poduzeća s neto gubitcima nešto manjim od nule ( između -1,5% do 0%) prepravljaju te vrijednosti da budu tek nešto više od nule (između 0% i 2%). Capkun (2008) u radu ispituje postojanje manipulacije sa zaradom tijekom tranzicije na Međunarodno standardno financijsko izvještavanje u devet zemalja članica EU-a i otkriva da je Poljska ( jedina iz IE EU zemalja u promatranju) jedna od nacija koja pokazuje posebno visoku razinu manipulacije zaradom. Garrod, Kosi i Valentincic (2008) proučavajući privatna poduzeća u Sloveniji pronašli su pozitivan odnos profitabilnosti s vjerojatnosti i veličinom otpisa.

Redefinirani Fama French trofaktorski model za istočnoeuropske zemlje kojeg u svom radu iznose Foye, Mramor i Pahor (2013) koristi stoga NI/CFO za procijenu faktora rizika povezanog s manipulacijom zarade poduzeća.

Iako bi prema hipotezi efikasnog tržišta, ono u potpunosti trebalo predstavljati sve dostupne informacije, sumnje investitora u valjanost financijskih izvješća i stvarnu zaradu poduzeća sprječava sve informacije da budu diskontirane u cijenu dionica. Dakle, manjak efikasnosti kod tržišta kapitala IE EU zemalja ne utječe samo na investitore već i na odluke o korporativnim financijama poduzeća te širu ekonomiju zemalja [16].

U prvom poglavlju opisujemo teoretsku pozadinu razvoja modela vrednovanja financijske imovine, razvoj moderne teorije portfelja od Markowitzevog optimizacijskog problema do faktorskih modela. Drugo poglavlje bavi se metodologijom trofaktorskog modela Fama i Frencha. U trećem poglavlju iznosimo redefinirani trofaktorski model za IE EU zemlje, te navodimo rezultate koje su u svom istraživanju dobili Foye, Mramor i Pahor. Naposljetku uspoređujemo originalni i redefinirani Fama French trofaktorski model na dionicama hrvatskog tržišta kapitala.

# Poglavlje 1

## Moderna teorija portfelja

Moderna teorija portfelja (skraćeno MTP), koju je svojim modelom postavio Harry Markowitz (1952), jedan je od ključnih elemenata koji pomaže investitorima pri odabiru dionica koje će davati što veći prinos portfelja uz željenu razinu rizika [25]. U osnovi MTP-a leži ideja da povrate koji se ostvaruju na tržištima kapitala možemo modelirati diskretnim slučajnim varijablama. Uvodeći standardnu devijaciju kao mjeru rizičnosti investicija Markowitz dovodi u vezu očekivani povrat na investicije i njihovu rizičnost te formulira investicijski cilj u procesu investiranja. To mu omogućava da problem konstrukcije portfelja na tržištima kapitala svede na optimizacijski problem, u kojem izbor optimalnog portfelja temelji na optimizaciji odnosa očekivanog prinosa (eng. *mean*) i pripadnog rizika (eng. *variance*) portfelja. Stoga se takav optimizacijski problem često naziva *mean-variance* optimizacijski problem (skraćeno MVO). Prema tome, cilj Markowitzovog modela je pronaći efikasan portfelj, odnosno portfelj koji za danu stopu rizika rezultira najvećom stopom prinosa ili portfelj koji za danu stopu prinosa ostvaruje najmanju stopu rizika. Pri tome Markowitz polazi od pretpostavke da investitori nisu skloni riziku tj. ako mogu birati između dvije investicije jednakog očekivanog prinosa, odabrat će onu manje rizičnosti.

Pretpostavimo da na raspolaganju imamo  $n$  investicija  $S_1, S_2, \dots, S_n$  gdje je  $n$  neki prirodan broj. Povrate na investicije modeliramo slučajnim varijablama  $R_1, \dots, R_n$ . Sa  $E[R_i]$  ( $\mu_i$ ),  $Var(R_i)$  ( $\sigma_i^2$ ) označimo očekivani povrat i varijancu na  $i$ -tu investiciju. Kovarijancu između povrata na  $i$ -tu i  $j$ -tu financijsku imovinu označimo sa  $Cov(R_i, R_j)$  ( $\sigma_{i,j}$ ).

**Definicija 1.0.1.** *Portfelj je vektor  $\Theta = (\theta_1, \dots, \theta_n) \in \mathbb{R}^n$ , gdje  $\theta_i$  predstavlja broj jedinica  $i$ -te financijske imovine koju investitor posjeduje u trenutku  $t = 0$ .*

Za svaki  $i$  sa  $w_i = \frac{\theta_i}{\sum_{i=1}^n \theta_i}$  označavamo težinu  $i$ -te investicije, tj. udio  $i$ -te investicije u portfelju. Iz čega slijedi  $\sum_{i=1}^n w_i = 1$ . Tada portfelj možemo ekvivalentno prikazati pomoću vektora  $w = (w_1, \dots, w_n)$ .

Formirajmo portfelj koji se sastoji od promatranih vrijednosnica  $S_1, \dots, S_n$  pri čemu su udjeli investicija u portfelju jednaki  $w_1, \dots, w_n$ . Pretpostavljamo da su udjeli  $w_i \geq 0$  za  $\forall i$ . Povrat na portfelj  $R_p$  jednak je  $w_1R_1 + w_2R_2 + \dots + w_nR_n$ . Uočimo, kao linerana kombinacija slučajnih varijabli,  $R_p$  je također slučajna varijabla.

Očekivani povrat na portfelj je tada

$$\begin{aligned} E[R_p] &= E[w_1R_1 + w_2R_2 + \dots + w_nR_n] \\ &= w_1E[R_1] + w_2E[R_2] + \dots + w_nE[R_n] \\ &= \sum_{i=1}^n w_iE[R_i] \end{aligned} \quad (1.1)$$

odnosno ako sa  $\mu_p$  označimo očekivanje portfeljan, vrijedi  $\mu_p = \sum_{i=1}^n w_i\mu_i$ . Varijanca portfelja ( $Var(R_p) = \sigma_p^2$ ) je dana izrazom:

$$\begin{aligned} Var(R_p) &= Var(w_1R_1 + w_2R_2 + \dots + w_nR_n) \\ &= \sum_{i=1}^n w_i^2 Var(R_i) + 2 \sum_{1 \leq i < j \leq n} w_i w_j Cov(R_i, R_j) \end{aligned}$$

tj. vrijedi

$$\sigma_p^2 = \sum_{i=1}^n w_i^2 \sigma_i^2 + 2 \sum_{1 \leq i < j \leq n} w_i w_j \sigma_{i,j}^2 \quad (1.2)$$

Primijetimo da ako želimo dodati novu investiciju, varijanca novog portfelja ovisi o varijanci te investicije i o njenoj koreliranosti s drugim investicijama u portfelju. Jedna od glavnih prednosti ulaganja u više financijskih instrumenata je mogućnost smanjenja rizika. Primjerice pretpostavimo da se portfelj sastoji od  $n$  dionica jednakih težina s istim očekivanim rizicima te međusobnim korelacijama jednakim 0. Tada bi očekivani prinos ostao nepromijenjen, a varijanca portfelja prema (1.2) jednaka

$$\sigma_p^2 = \sum_{i=1}^n w_i^2 \sigma_i^2 = \sum_{i=1}^n \frac{1}{n^2} \sigma_i^2 \quad (1.3)$$

Za  $n \rightarrow \infty$ , odnosno kako povećavamo broj investicija unutar portfelja rizik teži prema 0. Iako je teoretski i korištenjem koreliranih investicija moguće reducirati varijancu do nule, na današnjim razvijenim tržištima kapitala teško je naći nekorelirane vrijednosnice (a pogotovo s negativnim korelacijama) pa eliminirati rizik dodavanjem velikog broja investicija u potpunosti nije moguće. Moguće je samo određeno smanjenje rizika što se naziva *diverzifikacija* rizika. Upravo diverzifikacija rizika najvažniji je doprinos Markowitzve teorije.

Osim varijanci i korelacija između povrata pojedinačnih investicija, na rizik portfelja utjecaj imaju i pripadajuće težine. Stoga za dani skup vrijednosnica (uz poznate  $\mu_i$ ,  $\sigma_i$  i  $\sigma_{i,j}$ ) želimo pronaći  $w_1, \dots, w_n$  za koje će naš portfelj biti minimalne varijance. Pretpostavljamo kako svaki racionalni investitor želi minimizirati rizik, uz što veći očekivani povrat.

Optimalni portfelj može biti opisan kao  $(\sigma, E[R])$ , gdje je  $E[R]$  željeni očekivani povrat, a  $\sigma^2$  minimalna varijanca za dano  $E[R]$ . Stoga je pravi cilj pronaći težine koje određuju optimalni portfelj.

**Definicija 1.0.2.** Povrat  $E[R]$  nazivamo ostvarivim, ako  $\sum_{i=1}^n w_i E[R_i] = E[R]$  za neki portfelj  $(w_1, \dots, w_n)$ .

Skup svih ostvarivih točaka  $(\sigma, E[R])$ , gdje je  $E[R]$  ostvarivi očekivani povrat te vrijedi  $\sigma^2 = \sum_{i,j=1}^n w_i w_j \sigma_{i,j}$  zovemo *ostvariv skup*. Ostvariv skup može se prikazati kao podskup dvodimenzionalne  $(\sigma, E[R])$  - ravnine.

## 1.1 Markowitzev optimizacijski problem

Promatrajmo portfelj koji se sastoji od  $n$  financijskih instrumenata. Pretpostavimo da su svi instrumenti rizični tj, da je  $\sigma_i^2 > 0$  za  $\forall i$  te je dozvoljeno posuđivanje (eng. *shorting*). Nadalje, nijedan instrument ne može se izraziti kao linearna kombinacija preostalih instrumenata. Želimo razmotriti optimizaciju izbora portfelja kada se očekuje određena razina njegovog povrata ( $\mu$ ) tj. problem:

$$\min \sum_{i=1}^n w_i^2 \sigma_i^2 + 2 \sum_{1 \leq i < j \leq n} w_i w_j \sigma_{i,j}$$

gdje je

$$\sum_{i=1}^n w_i \mu_i = \mu$$

$$\sum_{i=1}^n w_i = 1$$

Kako je funkcija koju želimo minimizirati nenegativna, možemo je pomnožiti s nenegativnom konstantom. Uz notaciju  $\sigma_{i,i} = \sigma_i^2$  dobivamo ekvivalentni izraz poznatiji kao MVO optimizacijski problem :

$$\min \frac{1}{2} \sum_{i,j=1}^n w_i w_j \sigma_{i,j}$$

gdje je

$$\sum_{i=1}^n w_i \mu_i = \mu$$

$$\sum_{i=1}^n w_i = 1$$

Rješenje optimizacijskog problema metodom Lagrangeovih multiplikatora možete pogledati u [27]. Za svaki ostvarivi  $E[R]$  rješenje Markowitzevog problema je ostvariva točka  $(\sigma, E[R])$  s najmanjim  $\sigma$ .

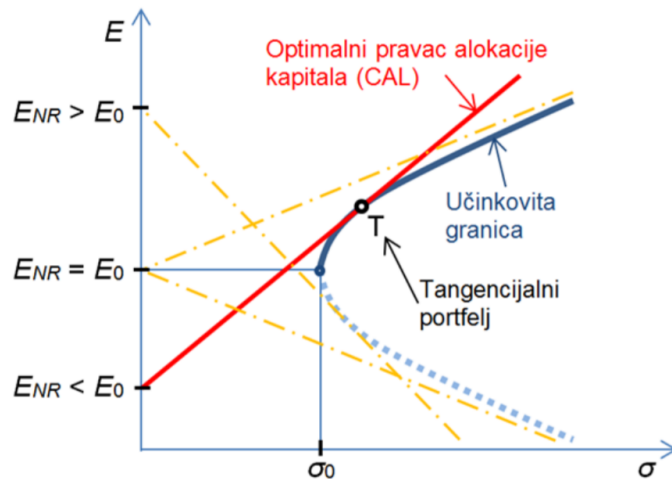
**Definicija 1.1.1.** Skup svih točaka  $(\sigma, E[R])$ , gdje je  $\sigma$  rješenje Markowitzevog optimizacijskog problema za svaki ostvarivi  $E[R]$ , nazivamo set minimalnih varijanci.

Ako promatramo sve parove  $(\sigma, E[R])$  seta minimalnih varijanci, možemo pronaći onaj s najmanjim  $\sigma = \sigma^*$ .  $(\sigma^*, E[R]^*)$  nazivamo točkom minimalne varijance, a pripadni portfelj portfeljem minimalne varijance.

**Definicija 1.1.2.** Sve točke  $(\sigma, E[R])$  skupa minimalnih varijanci za koje vrijedi  $E[R] > E[R]^*$ , nazivamo efikasna granica, a njima pripadne portfelje efiksniim portfeljima.

Dakle portfelj  $y$  je efikasan ako ne postoji nijedan drugi portfelj  $x$  za koji je  $E[R_x] > E[R_y]$  i  $\sigma_x \leq \sigma_y$ .

Efikasna granica tvori krivulju u  $(\sigma, E[R])$  ravnini što je prikazano na slici 1.1 .



Slika 1.1: Efikasna (učinkovita) granica ( $E_{NR} = E_f$ ,  $E_0 = E[R]^*$ ,  $T=M$ ) [27]

Općenito  $\sigma$  se povećava s povećanjem  $\mu$ , jer kod investiranja veći očekivani povrti sa sobom nose i veći rizik. Na efikasnu granicu gledamo kao na portfelje koje racionalni investitor samo uzima u obzir pri formiranju portfelja. Jer svaki portfelj koji se ne nalazi na efikasnoj granici možemo poboljšati. Matematičko modeliranje efikasne granice minimizacijom varijance portfelja ima za posljedicu još jedan važan zaključak.

Ako su  $w_1$  i  $w_2$  rješenja Markowitzevog problema za dane očekivane povrate  $E[R_1]$ ,  $E[R_2]$  tada za svaki  $\alpha$ , točka  $\alpha w_1 + (1 - \alpha)w_2$  je također rješenje Markowitzevog problema s očekivanim povratom  $\alpha E[R_1] + (1 - \alpha)E[R_2]$ . Odnosno:

**Teorem 1.1.3.** *Teorem o dva zajednička fonda*

*Uz ranije navedene pretpostavke, svaki portfelj koji se nalazi na efikasnoj granici možemo, u terminima očekivanja i varijance, dobiti kao linearnu kombinaciju dva druga portfelja (fonda) koji se nalaze na istoj granici.*

*Dokaz.* Dokaz se nalazi u [4]. □

Dakle cijelu efikasnu granicu možemo generirati iz dva različita rješenja. Ako promatramo s pozicije investitora, tada ulaganjem u samo dva različita portfelja može postići bilo koji željeni učinak ulaganja. U praksi često želimo da jedan od portfelj bude neutralan na rizik.

U prethodnoj analizi promatrali smo samo rizične imovine. Međutim Teorem 1.1.3 vrijedi za sve portfelje, pa i za one koje sadrže jedan nerizičan instrument, pri čemu je nužan još uvjet da očekivani prinos nerizičnog instrumenta,  $E[R_f]$ , bude manji od iznosa  $E[R]^*$  u vrhu efikasne granice koja se dobije optimizacijom varijance portfelja uz izostavljanje nerizičnog instrumenta.

Nadopunimo skup  $n$  rizičnih investicija sa s  $(n + 1)$ -im financijskim instrumentom koji je potpuno siguran (eng. *risk free*), tj.  $\sigma_{n+1} = \sigma_{rf} = 0$ . Očekivani prinos označimo sa  $E[R_f] = R_f$ . Tada je  $Cov(R_i, R_f) = 0$ , za  $i = 1, \dots, n$ . Promotrimo portfelj  $w = (w_i, w_{rf})$ , za proizvoljan  $i = 1, \dots, n$ . On sadrži dvije vrijednosnice od kojih je jedna bezrizična, s pripadnom težinom  $w_{rf}$ . Tada je

$$E[R_p] = w_{rf}E[R_f] + (1 - w_{rf})E[R_i] \quad (1.4)$$

Iz izraza vidimo da, sve dok je  $E(R_i) > R_f$ , za veću vrijednost  $w_i (= 1 - w_{rf})$  dobivamo veći prinos. S druge strane, što je veći udio rizične imovine  $w_i$  u portfelju veća je varijanca  $\sigma_p$  tog portfelja, jer iz (1.1) kako promatramo samo pozitivne  $\sigma_i$  slijedi:

$$\sigma_p = (1 - w_{rf})\sigma_i \quad (1.5)$$



Uočimo, kombinacije bezrizične imovine i bilo koje druge imovine su linearne obzirom na očekivani prinos i rizičnost. Kada supstituiramo izraz  $w_i = \frac{\sigma_i}{\sigma_{rf}}$  iz (1.5) u jedndžbu iz (1.4) slijedi

$$E[R_p] = R_f + \frac{(E[R_i] - R_f)}{\sigma_i} \sigma_p \quad (1.6)$$

tj. dobivamo linearnu vezu između povrta  $E[R_p]$  i  $\sigma_p$ .

Svaki portfelj sastavljen od  $n + 1$  financijskih imovina, od kojih  $n$  rizičnih investicija pripadaju ranije definiranom ostvarivom skupu, možemo zapisati kao portfelj koji sadrži samo dvije imovine rizičnu i bezrizičnu (vidi u [30]).

Promotrimo stoga ponovno dobivenu jednadžbu (1.6). Radi pretpostavke racionalnog ponašanja investitora zanimaju nas samo portfelji za koje je  $E[R_p] > R_f$  (za  $E[R_p] < R_f$  nagib pravca je negativan pa veći rizik donosi manje povrate, zato odbacujemo taj slučaj).

Što je nagib polupravca veći to je i efikasniji jer dobivamo veće povrate na portfelj za istu varijancu. Također najveći nagib, kada promatramo ostvarive točke, imaju točke smještene na staroj efikasnoj granici (efikasna granica kada smo promatrali samo  $n$  rizičnih imovina), gdje investitori za određeni očekivani povrat preuzimaju najmanji rizik. Stoga od svih ostvarivih točaka, najefikasnija je točka  $M$  u kojoj promatrani polupravac tangira staru efikasnu granicu.

Kao posljedica dodavanja bezrizičnog instrumenta, nova efikasna granica postaje polupravac koji kreće iz točke  $(0, R_f)$  i tangira staru efikasnu granicu u točki  $M = (\sigma_M, E[R_M])$ . Novu efikasnu granicu zovemo **pravac tržišta kapitala** (CML, eng. *capital market line*) dan s jednadžbom:

$$E[R_p] = R_f + \frac{(E[R_M] - R_f)}{\sigma_M} \sigma_p \quad (1.7)$$

Dio izvan segmenta  $[R_f, M]$  može se konstruirati negativnim  $w_M$  tj. posuđivanjem po bezrizičnoj stopi. Stoga uz do sada navedene pretpostavke vrijedi:

**Teorem 1.1.4.** *Teorem o jednom fondu*

*Postoji portfelj (fond)  $M$  sastavljen od rizične imovine takav da svaki efikasni portfelj može bit formiran kao linearna kombinacija portfelja  $M$  i bezrizičnog portfelja  $R_f$ .*

*Dokaz.* [4]. □

Portfelj  $M$  nazivamo *tržišnim portfeljem*.

## 1.2 Capital asset pricing model (CAPM)

Pretpostavimo sada da na otvorenom tržištu vrijede idealni uvjeti, gdje su svim investitorima dostupni svi rizični financijski instrumenti te vrijedi: (1) svi investitori su efikasni tj. nisu skloni riziku i pri odlučivanju se vode Markowitzevom MVO teorijom; (2) postoji bezrizična stopa po kojoj mogu neograničeno posuđivati novac (u oba smjera); (3) sve investicije su infinitezimalno djeljive; (4) nema troškova transakcija ni poreza; (5) investitori imaju homogena očekivanja; (6) sve informacije su u svakom trenutku dostupne svim investitorima. Tada, s obzirom da se svi vode Markowitzevom teorijom i raspolažu istim informacijama te biraju između istih financijskih instrumenata, svi investitori će željeti imati portfelj sastavljen od bezrizičnog instrumenta i tržišnog portfelja  $M$ .

Dakle, racionalni investitori pozicionirat će se na nekoj od točaka pravca tržišta kapitala.

Formula (1.7) međutim ništa nam ne govori o portfeljima ili imovini  $S_i$  koja nije efikasna. Za proizvoljnu  $i$ -tu imovinu, ako nas zanima odnos između tržišne premije ( $E[R_i] - R_f$ ) i tržišnog portfelja, on je prikazan *modelom vrednovanja imovine* (eng. *capital asset pricing model, CAPM*).

### **Teorem 1.2.1.** CAPM formula

*Za svaku  $i$ -tu financijsku imovinu vrijedi :*

$$E[R_i] - R_f = \beta_i(E[R_M] - R_f)$$

*gdje je*

$$\beta_i = \frac{\text{Cov}(R_M, R_i)}{\sigma_M^2},$$

$\beta_i$  nazivamo *betom  $i$ -te imovine*. Koeficijent beta koristi se kao važna mjera rizika za svaki imovinu pojedinačno koja, za razliku od  $\sigma_i^2$ , mjeri nediverzificirani dio rizika. Općenitije, za proizvoljan portfelj sastavljen od rizičnih imovina s pripadnim težinama  $(w_1, w_2, \dots, w_n)$ , vrijednost bete računamo kao *vagani prosjek individualnih beta*:

$$E[R_p] - R_f = \beta_p(E[R_M] - R_f)$$

*gdje je*

$$\beta_p = \frac{\text{Cov}(R_M, R_p)}{\sigma_M^2} = \sum_{i=1}^n w_i \beta_i,$$

*Dokaz.* Izvod formule [28]. □

Dakle, za danu  $i$ -tu imovinu  $\sigma_i^2$  govori nam o riziku povezanom s oscilacijama u očekivanim povratima, ali ne u odnosu na tržišni portfelj. Primjerice ako je  $i$ -ta imovina nekorelirana s tržišnim portfeljem  $M$ , tada  $\text{Cov}(R_i, R_M) = 0$  i  $\beta_i = 0$  (iako  $\sigma_i^2$  može bit jako

velik), što znači da možemo u potpunosti diverzificirati rizik vezan za  $\sigma_i^2$ .

Dodavanjem u portfelj još imovina istih težina te nekoreliranih sa M možemo formirati portfelje kod kojih varijanca teži prema 0 (vidi 1.3) te očekivanim povratom jednakim  $R_f$ . To znači da nas tržište neće nagraditi za preuzimanje rizika kojeg možemo diverzificirati.

Na koeficijent  $\beta_i$  stoga gledamo kao na mjeru nediverzibilnog rizika, rizika povezanog s tržištem kojeg investitor ne može sam ukloniti. Taj rizik nazivamo tržišni ili *sistematski rizik*. Veća vrijednost bete ne znači veću vrijednost  $\sigma_i^2$ , ali veća beta implicira veće povrate kao nagradu za preuzeti sistematski rizik.

Uočimo iz formule CAPM-a, kada je  $\beta_p = 1$ ,  $E[R_p] = E[R_M]$ , tj. očekivani povrat na portfelj je isti kao očekivani povrat na tržišni portfelj. Za  $\beta_p < 1$ ,  $E[R_p] < E[R_M]$ , te kada je  $\beta_p > 1$ , vrijedi  $E[R_p] > E[R_M]$ .

Ako je imovina  $i$  negativno vezana za tržišni portfelj  $M$ ,  $Cov(R_i, R_M) < 0$ , tada  $\beta_p < 0$  i  $E[R_p] < E[R_M]$ : očekivana stopa povrata je manja od bezrizične stope. Takva negativno korelirana imovina nekim investitorima služi kao osiguranje od mogućeg pada financijskog tržišta.

Iz CAPM formule za proizvoljnu  $i$ -tu imovinu, s povratom  $R_i$  vrijedi:

$$R_i = R_f + \beta_i(R_M - R_f) + \epsilon_i \quad (1.8)$$

Gdje je  $\epsilon_i$  slučajna pogreška, takva da  $E[\epsilon_i] = 0$  te iz (1.8) slijedi:

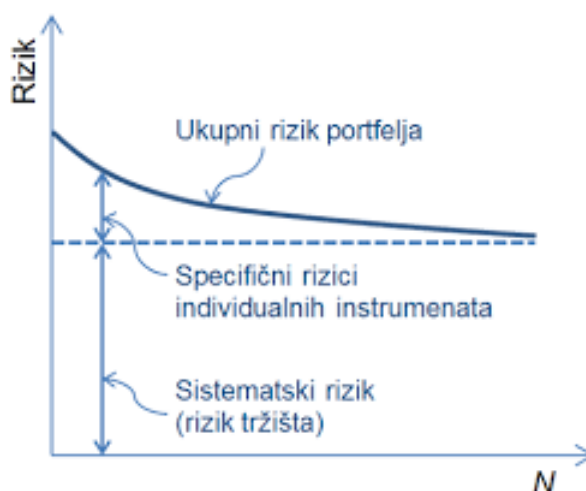
$$\begin{aligned} Cov(\epsilon_i, R_M) &= Cov(R_i - R_f - \beta_i(R_M - R_f), R_M) \\ &= Cov(R_i - \beta_i(R_M - R_f), R_M) \\ &= Cov(R_i, R_M) - \beta_i Cov(R_M, R_M) \\ &= \sigma_{M,i}^2 - \frac{\sigma_{M,i}^2}{\sigma_M^2} \sigma_M^2 \\ &= \sigma_{M,i}^2 - \sigma_{M,i}^2 \\ &= 0 \end{aligned} \quad (1.9)$$

Dakle, standardne greške su nekorelirane s tržišnim portfeljom. Kada za obje strane jednakosti (1.8) uzmemo varijancu, te korištenjem (1.9) dobivamo:

$$Var(R_i) = \beta_i^2 \sigma_M^2 + Var(\epsilon_i)$$

Zaključujemo da varijancu  $i$ -te imovine možemo razdvojiti na dvije ortogonalne komponente. Prva,  $\beta_i^2 \sigma_M^2$ , predstavlja sistematski rizik, koji je povezan s tržištem u cjelini.

Drugi dio,  $Var(\epsilon_i)$ , nazivamo *nesistematski rizik* i njega možemo eliminirati. Općenito, učinkovitom diverzifikacijom rizičnih portfelja moguće je eliminirati specifične rizike individualnih ulagačkih instrumenata, ali nije moguće eliminirati sistematski rizik tržišta.



Slika 1.2: Sastavnice rizika portfelja; N= broj investicija u portfelju [27]

Markowitzev model zahtijeva od nas da unaprijed znamo vrijednosti mnogo parametara. Tako za  $n$  rizičnih imovina s povratima  $R_i$ , ukupno nam je potrebno  $2n + n(n - 1)/2$  parametara ( $n$  očekivanja,  $n$  varijanci,  $n(n - 1)/2$  kovarijanci). S druge strane CAPM model, koji sa samo jednim faktorom rizika ( $\beta_i$ ) objašnjava očekivani povrat investicija, pokazao se da ima slabu prediktivnu i ekspanzivnu moć na tržištu. Potrebni su nam stoga jednostavniji modeli, manje podatkovno zahtjevni i koji dobro opisuju stvarna zbivanja na tržištima da bi bili korisni.

### 1.3 Faktorski model

Linearni faktorski model pretpostavlja da su povrati na financijsku imovinu dani s

$$R = a + b_1 f_1 + b_2 f_2 + \dots + b_k f_k + \epsilon \quad (1.10)$$

Gdje su  $f_j$ ,  $j = 1, \dots, k$  slučajne varijable koje zovemo *faktori*, a  $b_j$  za  $j = 1, \dots, k$  konstante.  $\epsilon$  označava slučajnu pogrešku koja ima očekivanje 0 i nekorelirana je s ostalim faktorima, tj.  $E[\epsilon] = 0$  i  $E[\epsilon f_j] = 0$  za  $j = 1, \dots, k$ . Faktori  $f_j$  mogu biti međusobno korelirani [29].

Uloga faktora je da pojednostave i smanje količinu slučajnosti koja se javlja pri analizi financijske imovine. Za  $k = 1$  model zovemo jednofaktorskim, dok za  $k \geq 2$  govorimo o višefaktorskim modelima. U radu ćemo promatrat dva trofaktorska modela.

Faktore odabiremo ovisno o tipu financijske imovine koju promatramo. Primjerice, kod analize povrata na dionice, za faktore možemo odabrati prosječne tržišne povrate, iznos dividendi, tržišnu kapitalizaciju, bezrizičnu stopu kao i razne druge makroekonomske faktore koji odražavaju stanje gospodarstva ili sektora kojem dionica pripada.

Pretpostavimo da imamo  $n$  rizičnih investicija. Model tada sadrži  $n$  jednažbi, jednu za svaku investiciju:

$$R_i = a_i + b_{1,i}f_1 + b_{2,i}f_2 + \dots + b_{k,i}f_k + \epsilon_i$$

Faktori su isti za svaku jednažbu te dodatno pretpostavljamo da su slučajne greške kod povrata promatranih investicija međusobno nekorelirane,  $E[\epsilon_i\epsilon_j] = 0$ ,  $i \neq j$ . Tada je portfelj  $w = (w_1, \dots, w_n)$  sastavljen od  $n$  rizičnih investicija određen faktorskim modelom. Odnosno, povrat na portfelj,  $R = \sum_i R_i$  zadovoljava (1.10) gdje su :

$$a = \sum_1^n w_i a_i$$

$$b_j = \sum_1^n w_i b_{j,i}$$

$$\epsilon = \sum_1^n w_i \epsilon_i$$

## Poglavlje 2

### Fama French trofaktorski model

CAPM utvrđuje postojanje pozitivne linearne veze između tražene stope povrata i pripadajućeg rizika (tj.  $\beta \geq 0$ ). U mnogim radovima 1980-ih poprečna analiza prosječnih povrata na američke dionice pokazala je malu ovisnost o tržišnoj beti. S druge strane varijable koje do tada nisu imale nikakvu ulogu kod određivanja cijena financijske imovine pokazale su se značajnim u poprečnoj analizi prosječnih povrata. Poluga, tržišna kapitalizacija (ME), omjer zarade po dionici i cijene dionice (eng. *earnings-price ratio*, E/P) te omjer knjigovodstvene i tržišne vrijednosti dionice (BE/ME) empirijski su određeni kao bitni [12].

Kako bi poboljšali CAPM, Fama i French (1992) proučavaju uloge tržišne bete, veličine poluge, omjera zarade i cijene po dionici, te omjera knjigovodstvene i tržišne vrijednosti dionice u analizi prosječnih povrata dionice na američkom tržištu kapitala u razdoblju 1963.-1991. Pokazali su kako sama ili u kombinaciji s drugim varijablama beta sadrži malo informacija o prosječnim povratima, dok ostale varijable imaju veliku eksplanatornu moć. Dvije lako izmjerljive varijable, veličina dionice (mjerena ME-om) te omjer knjigovodstvene i tržišne vrijednosti dionice (BE/ME), kombinirane zajedno dobro objašnjavaju varijancu poprečne analize prosječnih povrata. Zaključuju :

(1) “ako su cijene dionica racionalne, rizik vezan za dionice je višedimenzionalan. Jedna dimenzija rizika je aproksimirana veličinom ME. Druga dimenzija rizika je aproksimirana s BE/ME-om; omjerom knjigovodstvene cijene dionice i njene tržišne vrijednosti.”;

(2) “Provedena testiranja ne podupiru osnovnu pretpostavku CAPM modela da su prosječni povrati na dionice pozitivno vezani s tržišnom  $\beta$ .”

Regresija vremenskog niza pokazala se pogodnom za proučavanje dva problema CAPM-a:

- (i) Ako je cijena imovine racionalno određena, varijable koje su povezane sa prosječnim povratima, poput tržišne kapitalizacije i omjera knjigovodstvene i tržišne cijene vrijednosti imovine tada trebaju predstavljati osjetljivost na zajednički (ne-diverzificirani) faktor rizika kod povrata. Regresija vremenskog niza daje direktni dokaz tog problema. Vrijednosti koeficijenta regresije i  $R^2$ -a pokazuju je li portfelj koji oponaša odgovarajući faktor rizika vezan za ME ili BE/ME obuhvatio zajedničku varijaciju prinosa dionica koja nije objašnjena drugim faktorima.
- (ii) Pretpostavimo da regresija vremenskog niza koristi nadprosječne prinose (prinose dionica u određenom vremenskom trenutku umanjene za bezrizičnu kamatnu stopu) kao zavisne varijable i nadprosječne prinose ili portfelje vrijednosti nula kao eksplanatorne varijable. Kod takvih regresija, za dobro definirane modele vrednovanja imovine, slobodni član je neznatno različit od nule. Slobodni član zapravo mjeri kako dobro različite kombinacije pripadnih faktora obuhvaćaju (objašnjavaju) presjek prosječnih prinosa. [12]

U svom radu (1996.) „*Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalie*“ Eugen Fama i Kenneth French predstavljaju trofaktorski model za koji tvrde da objašnjava anomalije vezane uz očekivane povrate koje se događaju kod CAPM-a. Formalno, model tvrdi da je razlika očekivanog prinosa na portfelj i nerizične stope prinosa ( $E[R_i] - R_f$ ) objašnjena s osjetljivošću prinosa na tri faktora: (1) višak očekivanog prinosa tržišnog portfelja nad bezrizičnom stopom prinosa ( $E[R_M] - R_f$ ); (2) na razliku prinosa portfelja sastavljenih od dionica sa malom i velikom tržišnom kapitalizacijom, što označavamo sa SMB (eng. *small minus big*); (3) razliku prinosa na portfelje sa velikim i malim omjerom knjigovodstvene i tržišne vrijednosti, oznaka HML (eng. *high minus low*).

Konkretno, za dani portfelj  $i$ , model očekivanog prinosa portfelja  $i$  je oblika:

$$E[R_i] - R_f = \beta_i^M (E[R_M] - R_f) + s_i E[SMB] + h_i E[HML]$$

gde su  $E[R_M] - R_f$ ,  $E[SMB]$  i  $E[HML]$  očekivane premije, a  $\beta_i^M$ ,  $s_i$  i  $h_i$  su koeficijenti vremenske regresije :

$$R_i - R_f = \alpha_i + \beta_i^M (R_M - R_f) + s_i SMB + h_i HML + \epsilon_i$$

FF svoj trofaktorski model smatraju ekvilibrijem svih dotadašnjih modela za vrednovanje cijena imovine. Model u obzir uzima činjenicu da vremenom dionice male tržišne kapitalizacije i dionice velikog omjera knjigovodstvene i tržišne vrijednosti ostvaruju veće povrate. Iako nije sasvim jasno je li takvo ponašanje rezultat efikasnosti ili neefikasnosti tržišta.

U provedenim analizama pokazuju kako model dobro obuhvaća varijacije kod poprečne analize prosječnih povrata dionica, te apsorbira većinu nepravilnosti koje su se javljale kod CAPM-a. Model ipak daje slabo objašnjenje kod kontinuiranih prinosa kratkoročnih financijskih instrumenata.

Dakle, Fama i French za opisati povrat na dionice, uz dosadašnji tržišni rizik, promatraju još dva rizika: rizik veličine (eng. *size*) i vrijednosti (eng. *value*). Novi rizici redom su prikazani faktorima SMB i HML.

## Faktori rizika

1. **Tržište** (eng. *market*) - komponenta rizika naslijeđena od CAPM-a, gdje je beta mjera osjetljivosti dionice u odnosu na cijelo tržište (rizik sudjelovanja na tržištu). Iako idejno ista kao beta kod CAPM-a, sami koeficijent  $\beta_i^M$  uz tržišni faktor se razlikuje zbog postojanja drugih faktora u modelu. Tržišni faktor je prikazan kao tržišna premija za rizik,  $E(R_i) - R_f$ .
2. **Veličina** (eng. *size*) - dodatni rizik koji potječe od poduzeća s malom tržišnom kapitalizacijom. Dionice malih poduzeća (eng. *small-cap*), s malom vrijednosti ME-a imaju tendenciju da se ponašaju različito od onih sa velikim ME-om, tzv. velikih poduzeća (eng. *big-cap*). Promatrane u duljem razdoblju male kompanije daju veći prinos, ali sa sobom nose i veći rizik. Kako bi mjerili dodatni prinos koji investitori imaju od ulaganja u male kompanije formiran je SMB faktor.
3. **Vrijednost** (eng. *value*) - rizik posjedovanja dionica obzirom na omjer knjigovodstvene i tržišne cijene dionice, BE/ME. Poduzeća s velikim omjerom BE/ME (eng. *high value*) sklona su imati veće stope prihoda, više dividende i niže tržišne cijene u odnosu na njihovu knjigovodstvenu vrijednost. Drugim riječima, tržište podcjenjuje njihovu stvarnu vrijednost. S druge strane, poduzeća s niskim BE/ME (eng. *low value*) tipično imaju manje prosječne povrate na kapital. Faktor HML mjeri premiju za ulaganje u poduzeća velike vrijednosti BE/ME.



## 2.1 Metodologija

U radu [13] Fama i French analiziraju dionica s američkog tržišta kapitala (NYSE, Amex i NASDAQ) u razdoblju 1963.-1993.

Nezavisne varijable regresije vremenskog niza uključuju povrate na tržišni portfelj dionica te portfelje koji preslikavaju utjecaj faktora veličine i vrijednosti. Kao zavisne varijable uzimaju povrate na 25 portfelja formiranih u ovisnosti o veličini i vrijednosti dionica. U nastavku opisujemo pristup Fama i Frencha (1993) kod odabira potrebnih portfelja.

### 2.1.1 Ekspalantorne varijable

#### Formiranje SMB i HML portfelja

Fama i French formiraju šest portfelja s ulogom da preslikaju utjecaj faktora rizika vezanih za veličinu i vrijednost. Sortiraju poduzeća u tri grupe obzirom na veličinu (ME) i dvije grupe obzirom na vrijednost (BE/ME) zbog dokaza da omjer knjigovodstvene i tržišne vrijednosti (FF,1992) ima veću ulogu u opisu prosječnih povrata od tržišne kapitalizacije.

- U lipnju svake godine  $t$  dionice su rangirane po veličini ME te podijeljene u dvije grupe: *malu* (eng. *Small*) i *veliku* (eng. *Big*) obzirom na medijan NYSE burze.
- Slično, poduzeća sortiramo obzirom na vrijednost BE/ME, gdje je BE mjeren na kraju računovodstvene  $t - 1$  godine, a ME krajem prosinca  $t - 1$  godine pri čemu isključujemo dionice s negativnom knjigovodstvenom vrijednošću. Zatim ih podjelimo na tri grupe: *visoku* (eng. *High*) koja sadrži 30% poduzeća s najvećim omjerom BE/ME, *srednju* (eng. *Medium*) koja obuhvaća slijedećih 40% poduzeća i *nisku* (eng. *Low*) s 30% poduzeća najmanje vrijednosti BE/ME.

Šest portfelja (S/L, S/M, S/H, B/L, B/M, B/H) konstruiraju iz presjeka dvije ME i tri BE/ME grupe. Na primjer, S/L portfelj sadrži poduzeća koje se nalaze u maloj ME grupi i niskoj BE/ME grupi. Svako poduzeće nalazi se stoga u samo jednom od navedenih šest portfelja.

SMB portfelj, namijenjen kako bi oslikavao faktor rizika vezan za veličinu dionice je, za svaki mjesec  $t$ , razlika između prosječnog povrata na tri mala portfelja (S/L, S/M, S/H) i prosječnog povrata na tri velika portfelja (B/L, B/M, B/H). Tako definiran portfelj SMB trebao bi biti oslobođen utjecaja vrijednosnog rizika, već samo usmjeren na ponašanje povrata velikih i malih dionica. Računamo ga kao:

$$SMB_t = \frac{1}{3}(R_t^{S/L} + R_t^{S/M} + R_t^{S/H}) - \frac{1}{3}(R_t^{B/L} + R_t^{B/M} + R_t^{B/H})$$

HML portfelj konstruiran kako bi oponašao faktor rizika kod povrata povezan s vrijednosti dionica, za svaki mjesec, je razlika između prosječnog povrata na dva visoka BE/ME portfelja (S/H, B/H) i prosječnog povrata na dva niska portfelja (S/L, B/L). Portfelj HML trebao bi tako biti najviše usmjeren na različito ponašanje povrata dionica visoke i niske vrijednosti. Računamo ga na način:

$$HML_t = \frac{1}{2}(R_t^{S/H} + R_t^{B/H}) - \frac{1}{2}(R_t^{S/L} + R_t^{B/L})$$

## Tržišni faktor

Tržišni faktor rizika procjenjujemo razlikom povrata na tržišni portfelj i bezrizične stope povrata,  $R_M - R_f$ . Tržišni portfelj  $M$  sastoji se od svih dionica koje postoje na tržištu ponderiranih u skladu s njihovim ukupnim tržišnim vrijednostima, uz pretpostavku da su dionice savršeno djeljive. Očekivani povrat na tržišni portfelj,  $R_M$ , jednak je očekivanom povratu tržišta u cijelini. U modelu  $R_M$  računamo kao povrat na težinski vagan portfelj sastavljen od svih šest portfelja (S/L, S/M, S/H, B/L, B/M, B/H). Bezrizična stopa povrata  $R_f$  predstavlja povrat na nerizičnu imovinu. Kako u stvarnosti takva stopa gotovo ne postoji, kao procjenitelj za  $R_f$  uzima se jednomjesečna stopa povrata na državne obveznice ili njima slične financijske instrumente s malim povratima.

### 2.1.2 Zavisne varijable

Kao zavisne varijable regresije Fama i French uzimanju premije rizika ( $R_i - R_f$ ) na 25 portfelja konstruiranih ovisno o veličini i vrijednosti dionica. Kod formiranja portfelja promatraju vrijednosti BE/ME i ME, da bi mogli utvrditi kako dobro portfelji SMB i HML opisuju faktore povrata vezanih za veličinu i vrijednost dionice. Portfelji se formiraju na sličan način kao ranije opisanih šest portfelja.

- U lipnju svake godine  $t$ , dionice se sortiraju po veličini i odvojeno po vrijednosti. Za sortiranje po veličini ME mjerimo u lipnju godine  $t$ , dok za sortiranje po vrijednosti ME se mjeri na kraju prosinca godine  $t - 1$ . BE pripadne dionice očitavamo s kraja računovodstvene godine  $t - 1$ .
- Prijelomne točke pri raspodijeli dionice na temelju vrijednosti ME i BE/ME su kvantili petog reda za obje varijable (FF u obzir uzimaju samo dionice izlistane na NYSE-u).
- Zatim 25 portfelja formiramo na presjeku pet BE/ME skupina i pet ME skupina, te računamo težinski vagane mjesečne povrate na portfelje u razdobljima od srpnja godine  $t$  do lipnja godine  $t + 1$ .

### 2.1.3 Rezultati modela

U radu FF (1996) zaključuju kako trofaktorski model na dionicama američkog tržišta kapitala u razdoblju 1963.-1993. dobro opisuje varijacije kod povrata dionica. Koeficijenti uz tržišni faktor su značajni za svaki od portfelja kao skoro i svi koeficijenti uz SMB. Nadalje, koeficijent uz SMB monotonno se smanjuje od manjih prema većim kvantilima. To je bilo i očekivano, jer većinom mala poduzeća imaju mali omjer knjigovodstvene i tržišne vrijednosti. Koeficijenti uz HML, koji opisuje povrate za vrijednosni faktor, sistematski je povezan s BE/ME. U svakom kvantilu, koeficijent regresije uz HML se monotonno povećava od negativnih vrijednosti za najniže BE/ME kvantile do pozitivnih vrijednosti za najviše BE/ME kvantile. Taj rezultat je u skladu s povezanošću BE/ME faktora i profitabilnosti poduzeća (FF,1992). Naime, pokazalo se kako poduzeća manje vrijednosti BE/ME-a tijekom duljeg perioda ostvaruju veću zaradu od poduzeća koja imaju veliku vrijednost omjera BE/ME.

## Poglavlje 3

# Redefinirani Fama French trofaktorski model

U ovom poglavlju najprije je opisan novi model, izmjena Fama Frenchovog trofaktorskog modela, te način na koji kreiramo i procjenjujemo zavisne i nezavisne varijable. Zatim, zbog ograničenog pristupa potrebnim podacima na promatranom području, opisujemo podatke i iznosimo rezultate koje su dobili Foye, Mramor i Pahor u svom radu „*A respecified Fama French Three Factor model for the Eastern European Transition Nations*“ (2011).

Fama French trofaktorski model (u nastavku FF3FM) pokazuje brojne nepravilnosti pri objašnjavanju povrata na dionice u nerazvijenim tržištima te onim u razvoju (vidi Uvod). Foye, Mramor i Pahor (2011) promatraju zemlje Istočne Europe koje su pristupile Europskoj Uniji 2004. godine te pokazuju da, kao i u ostalim istraživanjima, komponenta koja opisuje tržišnu vrijednost u FF3FM-u nije značajna kada je primjene na skup podataka iz promatranih tržišta u razvoju. Stoga za tržišta gdje su prijašnja istraživanja pokazala slabu korelaciju između tržišne vrijednosti dionice i povrata na dionicu, predlažu novi redefinirani trofaktorski model u kojem faktor veličine zamjenjuju s faktorom za kojeg smatraju da bolje opisuje stvarno poslovanje poduzeća.

Dakle, uz faktore  $(R_M - R_f)$  i HML, naslijedene iz FF3FM-a koji opisuju tržišni i vrijednosni rizik, uvode treći faktor kojim žele prikazati kako poduzeća upravljaju svojom zaradom, odnosno kvalitetu zarade poduzeća. Kao procijenitelj kvalitete zarade koriste NI/CFO: omjer neto dobiti poduzeća (eng. *neto income*, NI) i neto novčanog toka od poslovnih aktivnosti (eng. *cash from operations*, CFO), koji se pokazao značajnim za dionice izlistane na burzama zemalja Istočne Europe članica EU (IE EU zemlje).

Redefinirani trofaktorski model, za portfelj  $i$ , tada je oblika:

$$E[R_i] - R_f = \beta_i E[R_M - R_f] + l_i E[LMS] + h_i E[HML]$$

$E[R_i]$  = očekivani povrat na portfelj,  $R_f$  = bezrizična stopa povrata,  $E[LMS]$  = očekivani povrat na portfelj LMS, gdje je LMS portfelj formiran da preslikava rizik vezan uz način na koji poduzeće upravlja svojom zaradom. Koeficijenti  $\beta_i, l_i, h_i$  dobiveni su iz pripadne regresije:

$$R_i - R_f = \alpha_i + \beta_i[R_M - R_f] + l_i LMS + h_i HML + \epsilon_i$$

gdje je  $\alpha_i$  = slobodni član, a  $\epsilon_i$  = slučajna greška modela.

## 3.1 Podaci

### 3.1.1 Vremenski period

Foye, Mramor i Pahor u istraživanju [17] redefiniranim modelom objašnjavaju povrate na burzama istočnoeuropskih zemalja koje su 2004. godine postale članicama Europske Unije<sup>1</sup>. Stoga kao nezavisne varijable modela promatraju povrate na dionice u razdoblju od lipnja 2005. do srpnja 2010. Korišteni su tjedni povrati, što predstavlja odstupanje od metodologije Fame i Frencha (1993) koji koriste mjesečne povrate. Međutim njihov podatkovni skup pokriva značajno duži vremenski period, dok su se burze u istočnim zemljama Europske Unije razvile relativno nedavno. Podaci (NI, CFO, ME, BE) korišteni za formiranje portfelja su mjereni od prosinca 2004. godine do prosinca 2008. godine.

### 3.1.2 Selekcija podataka

Promatrane dionice sastavnice su tržišnog indeksa Stoxx EU Enlarged Total Market Index koji pokriva veliki broj poduzeća iz zemlja članica EU od 2004. godine. S varirajućim brojem sastavnica indeks sadrži oko 95% free float tržišne kapitalizacije u navedenim zemljama. Tokom procesa sređivanja podataka isključeni su neki od sastavnih djelova StoxxE-ETM indeksa. Uklonjene su dionice kojima: (1) nedostaju podaci o cijenama. Sve dionice morale su još biti izlistane 31. lipnja 2010. te je svaka od njih treba imati cijenu na Bloombergu 24 mjeseca prije lipnja godine  $t$ , gdje je  $t$  godina u kojoj je portfelj formiran. (2) Nedostaje im neki od fundamentalnih podataka (BE, CFO, NI ili ME) na kraju godine  $t - 1$ . (3) Isključene su dionice iz Bugarske, Cipra, Malte i Rumunjske kako je istraživanje usmjereno samo na tranzicijske zemlje koje su se učlanile u EU 1. svibnja 2004.

<sup>1</sup>Češka Republika, Estonija, Mađarska, Litva, Latvija, Poljska, Slovačka, Slovenija  
U nastavku ovog poglavlja za njih koristimo naziv IE EU zemlje.

## 3.2 Ekspalnative varijable

### 3.2.1 Formiranje portfelja ( HML, SMB, LMS)

U prosincu svake godine  $t$  mjerimo vrijednosti BE i ME za izračun BE/ME. Potom sortiramo dionice po veličini BE/ME i podijelimo ih u dvije grupe: gornjih 50% (eng. *high*,  $H$ ) i donjih 50% (eng. *low*,  $L$ ). Portfelj HML u skladu s metodologijom FF-a kreiran je kako bi aproksimirao povrate povezane s BE/ ME.

HML je tjedna razlika između prosječnih povrata na gornji i donji portfelj u razdoblju od prvog dana trgovanja u srpnju godine  $t$  do zadnjeg dana trgovanja u lipnju godine  $t + 1$ .

$$HML_t = \frac{1}{2}(R_t^H - R_t^L)$$

Na sličan način formiramo portfelj SMB koji replicira faktor rizika kod povrata vezan uz tržišnu kapitalizaciju dionice. Zadnji dan trgovanja u lipnju godine  $t$  mjerimo ME svih dionica, te ih zatim sortiramo i raspodijelimo u dva portfelja: veliki (eng. *big*,  $B$ ) koji sadržava 50% dionica s velikom vrijednošću ME-a i mali (eng. *small*,  $S$ ) portfelj s preostalim 50% dionica. Vrijednosti ME izražene su u eurima, kako bi osigurali kompatibilnost među svim promatranim zemljama.

SMB je tada tjedna razlika između prosječnih povrata na mali i veliki ME portfelj.

$$SMB_t = \frac{1}{2}(R_t^S - R_t^B)$$

Foye, Mramor i Pahor proširuju rad Fame i Frencha kreiranjem portfelja baziranog na vrijednosti NI/CFO, kako bi testirali ima li procjenitelj za upravljanje zaradom sposobnost objašnjavanja povrata dionica izlistanih na burzama IE EU nacija. Kao kod izračuna BE/ME, NI i CFO mjerimo u prosincu  $t - 1$  godine. Dionice potom sortiramo po vrijednostima NI/CFO i podijelimo u dvije skupine koje predstavljaju gornjih 50% velikih (eng. *large*,  $L^*$ ) i donjih 50% malih (eng. *small*,  $S$ ) dionica.

LMS (eng. *large minus small*) je tjedna razlika prosječnih povrata na veliki i mali NI/CFO portfelj tijekom perioda između prvog dana trgovanja u mjesecu srpnju godine  $t$  i zadnjeg u lipnju godine  $t + 1$ .

$$LMS_t = \frac{1}{2}(R_t^{L^*} - R_t^S)$$

### 3.2.2 Tržišni faktor ( $R_M - R_f$ )

Faktor rizika vezan uz tržište prikazan je tržišnom premijom. U svakom periodu  $t$  tržišnu premiju računamo kao razliku između povrata na tržišni portfelj ( $R_M$ ) i bezrizične stope povrata ( $R_f$ ). Za  $R_f$  su korišteni tjedni prinosi na jednomjesečne opće obveznice eurozone. Povrat na tržišni portfelj,  $R_M$ , je tjedni povrat na sve dionice u StoxxEET Index-u.

### 3.3 Zavisne varijable

Portfelji koji predstavljaju zavisne varijable formirani su i raspodijeljeni u skladu s metodologijom FF (1993).

Dionice su podijeljene u 25 portfelja. Za svaku godinu u podatkovnom skupu raspoređene su u jedan od kvantila petog reda na temelju vrijednosti BE/ME, gdje prvi kvantil sadrži dionice s najvećim, a zadnji kvantil one s najmanjim vrijednostima BE/ME. Neovisno tome, za svaku godinu  $t$ , ponovno su sortirani i raspoređeni u kvantile petog reda s obzirom na veličinu tržišne kapitalizacije (ME) i obzirom na vrijednost NI/CFO. Svi promatrani podaci (NI, CFO, BE, ME) mjereni su u prosincu godine  $t - 1$ .

Nakon toga formirana su dva skupa od 25 portfelja na presjecima od pet BE/ME portfelja i dva skupa od pet portfelja treća faktora (treći faktor je ME ili NI/CFO). Dakle jedan skup se odnosi na BE/ME i ME, a drugi na BE/ME i NI/CFO.

### 3.4 Testiranje modela

Kako bi odredili što svaka varijabla zasebno doprinosi pojedinom modelu (redefiniranom i originalnom FF3FM-u) formiramo dva seta od tri jednostavna univarijantna faktorska modela, pri tome prateći ranije opisani proces formiranja portfelja. Oba seta modela, za portfelj  $i$  s povratom  $R_i$ , sadrže regresije :

$$R_i - R_f = \alpha_i^M + \beta_i(R_M - R_f) + \epsilon_i$$

$$R_i - R_f = \alpha_i^H + h_i HML + \epsilon_i$$

A treći model sadrži jednu od sljedećih:

$$R_i - R_f = \alpha_i^S + s_i SMB + \epsilon_i$$

$$R_i - R_f = \alpha_i^L + l_i LMB + \epsilon_i$$

Nakon toga primjenjujemo trofaktorske modele:

$$R_i - R_f = \alpha_{1,i} + \beta_{1,i}^M(R_M - R_f) + s_i SMB + h_{1,i} HML + \epsilon_{1,i}$$

$$R_i - R_f = \alpha_{2,i} + \beta_{2,i}^M(R_M - R_f) + l_i LMB + h_{2,i} HML2 + \epsilon_{2,i}$$

Koeficijente regresija procijenjujemo metodom najmanjih kvadrata (MNK). Pri analizi, usporedbi i određivanju kvalitete modela, neki od glavnih parametara koje ćemo promatrati su:

- koeficijent determinacije ( $R^2$ ), te prilagođeni koeficijent determinacije kod višefaktorskih modela ( $Adj R^2$ ) za procjenu ukupne varijacije podataka objašnjene modelom
- vrijednosti t-statistika i p-vrijednosti koeficijenata pri određivanju njihove značajnosti

## 3.5 Analiza i rezultati

### 3.5.1 Deskriptivna statistika

U tablici 3.1 na kraju poglavlja prikazana je deskriptivna statistika za podatke koje pri testiranju modela koriste Foye, Mramor i Pahor. Prosječni tjedni povrati dobiveni su korištenjem logaritmiranih zadnjih cijena dionica preuzetih s Bloomburga u razdoblju od srpnja godine  $t$  do lipnja godine  $t + 1$ . Zatim iz njih računamo prosječne tjedne standardne devijacije i prosječne tjedne zakrivljenosti povrata.

Iz tablice vidimo da broj dionica kontinuirano raste kroz godine. Poljska ima daleko najveću ekonomiju od svih promatranih IE EU zemalja, sukladno tome je i najveći broj promatranih dionica izlistan na Varšavskoj burzi. Burze u Češkoj, Mađarskoj, Latviji i Slovačkoj imaju gotovo konstantan broj dionica u podatkovnom skupu dok su burze Estonije, Litve i Slovenije doživjele znatno povećanje broja dionica iako je početan broj bio jako malen. Prosječni povrati bili su pozitivni tijekom vremenskih razdoblja 2005.-2006. i 2006.-2007., nakon toga postaju negativni u razdobljima 2007.-2008. i 2008.-2009. Ni IE EU zemlje nisu ostale imune na ekonomsku krizu koja je zahvatila svijet u 2008. i kao posljedicu ostavila divlje medvjede tržište sa jako negativnim efektom na povrate. U razdoblju 2008.-2009. tržište je doseglo i vrhunac volatilnosti s prosječnom standardnom devijacijom 0,08. Kroz ostala četiri razdoblja prosječna tjedna devijacija je slična i kreće se između 0,05 do 0,055.

Zakrivljenost je jedan od načina za usporedbu distribucije povrata s normalnom distribucijom. Mnogi investitori često podrazumijevaju normalnost povrata te predviđaju buduće povrate obzirom na standardnu devijaciju. Stoga koeficijent zakrivljenosti može služiti kao jedna mjera pouzdanosti predikcija baziranih na standardnoj devijaciji.

Povrati na dionice izlistane u mnogim zemljama koje pokrivaju podaci pokazuje negativnu zakrivljenost, iako dionice izlistane u Poljskoj i Slovačkoj imaju pozitivne vrijednosti zakrivljenosti. Zbog velike težine koju nose dionice izlistane u Poljskoj unutar promatranog skupa podataka predznak prosječne zakrivljenosti je isti kao i da promatramo samo Poljsku, čak i onda kada je prosječna zakrivljenost većine burzi drugačijeg predznaka. Burze Latvije i Estonije imaju izrazito negativne vrijednosti zakrivljenosti, ali set sadrži jako mali broj dionica iz tih nacija stoga je za njih teško izvesti zaključke.

Podatkovni skup pokriva cijeli ciklus na tržištu dionica stoga Foye, Mramor i Pahor smatraju kako njihovi dobiveni rezultati stoje i za rastuća tržišta kao i za tržišta u padu. Nadalje, kako se računovodstveni standardi mijenjaju iz godine u godinu, relativno kratki period koji podaci pokrivaju čine ih manje podložnim takvim promjenama. Jaz preživljavanja poduzeća zbog kojeg je i model FF (1993) često kritiziran postoji i u promatranom podatkovnom skupu, jer sve dionice trebale su biti izlistane još u vrijeme kada su podaci prikupljeni.



## 4.5.2 Rezultati

### Jednostavni modeli

Provedbom tri jednostavne univarijantne regresije za varijable iz FF3FM-a na podacima iz IE EU zemalja Foye, Mramor i Pahor zaključuju kako beta, koeficijent uz faktor koji replicira tržišni rizik, ima najveću moć opisa povrata. Vrijednost  $R^2$ -a od 0,11 upućuje na to da je veliki dio ostao neobjašnjen te je potrebno uključiti dodatne faktore u model.

Za BE/ME rezultati koje su dobili potkrepljuju tvrdnje Fame i Frencha u tome da je koeficijent regresije uz faktor koji preslikava odnos povrata s BE/ME negativan za svih 25 portfelja. Vrijednosti t- statistike značajnije su za visoke vrijednosti BE/ME portfelja što je suprotno od rezultata FF-a gdje niski BE/ME portfelji daju najveće t-statistike. Prosječni  $R^2$  je 0,05.

Na kraju, za ME, koeficijent uz faktor koji preslikava rizik veličine je negativan za niske ME portfelje, a t-statistika najviša za jako male i velike portfelje. Prosječni  $R^2$  za promatranih 25 portfelja je niskih 0,03. Dobivene vrijednosti potkrepljuju ranija istraživanja, kod kojih se BE/ME, a ne ME, pokazao kao efikasan u objašnjavanju povrata dionica izlistanih na burzama razvijenih zemalja.

Univarijantne regresije redefiniranog modela daju slične rezultate za betu i BE/ME kao i kod originalnog FF3FM-a (vrijednosti  $R^2$  su redom 0.12 i 0.05), dok se NI/CFO pokazao znatno bolji od ME-a. Vrijednosti t-statistike značajne su za svih 25 portfelja te rastu od manjih NI/CFO portfelja prema većima. Prosječni  $R^2$  za NI/CFO univarijantni model iznosi 0,12. Očekivano NI/CFO ima jak objašnjavajući učinak za visoke NI/CFO portfelje jer veliku razliku između neto dobiti i neto zarade od poslovnih aktivnosti investitori povezuju s računovodstvenim manipulacijama.

### Trofaktorski modeli

Za oba trofaktorska modela individualne komponente se ponašaju slično u višefaktorskom modelu kao i kod jednostavnih univarijantnih regresija. Komponente modela zadržavaju svoju značajnost. Isto kao i u jednostavnom modelu NI/CFO ima znatno bolji učinak od ME kada gledamo koeficijent determinacije. Model koji sadrži faktor vezan uz NI/CFO vraća znatno veće vrijednosti  $R^2$ -a od modela koji sadrži faktor povezan s ME-om (0,25 naspram 0,16). Stoga zaključuju kako je očito da NI/CFO ima značajno veću eksplanatarnu sposobnost od ME-a, tj. da redefinirani model bolje opisuje povrate na burzama IE EU zemalja od originalnog FF3FM-a. [17]

<b>Broj promatranih dionica</b>					
	2005-2006	2006-2007	2007-2008	2008-2009	2009-2010
Češka Republika	5	5	6	6	6
Estonija	1	6	8	8	9
Mađarska	7	7	7	7	7
Litva	1	9	9	9	9
Latvija	1	2	2	2	2
Poljska	77	93	101	114	119
Slovačka	1	1	1	1	1
Slovenija	3	5	8	10	12
Ukupno	96	128	142	157	165
<b>Prosječni tjedni povrati</b>					
	2005-2006	2006-2007	2007-2008	2008-2009	2009-2010
Češka Republika	0,003	0,003	- 0,003	- 0,007	0,005
Estonija	- 0,007	0,006	-0,010	- 0,019	0,011
Mađarska	0,007	0,002	- 0,004	- 0,008	0,006
Litva	0,001	0,006	- 0,003	- 0,023	0,011
Latvija	- 0,002	0,005	- 0,005	- 0,018	0,012
Poljska	0,011	0,012	- 0,009	- 0,010	0,006
Slovačka	- 0,002	0,001	- 0,001	- 0,008	- 0,002
Slovenija	0,000	0,013	- 0,003	- 0,016	- 0,005
Prosječni povrat	0,010	0,011	- 0,007	- 0,012	0,005
<b>Prosječne tjedne standardne devijacije</b>					
	2005-2006	2006-2007	2007-2008	2008-2009	2009-2010
Češka Republika	0,037	0,040	0,033	0,078	0,037
Estonija	0,019	0,040	0,038	0,088	0,067
Mađarska	0,050	0,049	0,036	0,081	0,048
Litva	0,027	0,036	0,040	0,086	0,069
Latvija	0,026	0,037	0,044	0,072	0,088
Poljska	0,053	0,058	0,061	0,081	0,053
Slovačka	0,018	0,023	0,012	0,060	0,078
Slovenija	0,019	0,033	0,040	0,064	0,039
Prosjek	0,050	0,053	0,055	0,080	0,053
<b>Prosječna tjedna zakrivljenost</b>					
	2005-2006	2006-2007	2007-2008	2008-2009	2009-2010
Češka Republika	- 0,148	- 0,599	- 0,347	- 0,797	- 0,142
Estonija	- 3,524	- 0,447	- 0,264	- 0,337	0,853
Mađarska	- 0,281	- 0,453	- 0,081	- 0,309	- 0,205
Litva	0,673	- 0,012	0,255	- 0,908	1,573
Latvija	- 1,403	1,020	- 1,607	- 1,040	- 1,136
Poljska	0,374	0,345	- 0,161	- 0,256	0,345
Slovačka	- 0,475	- 1,599	- 0,306	- 1,224	- 1,791
Slovenija	0,360	1,414	- 0,212	- 0,493	0,318
Prosjek	0,233	0,239	- 0,169	- 0,352	0,366

Izvor: Foye, Mramor, Pahor [17]

Tablica 3.1: Deskriptivna statistika dionica IE EU nacija

## **Poglavlje 4**

# **Usporedba modela na hrvatskom tržištu kapitala**

U ovom poglavlju uspoređujemo redefinirani i originalni Fama French trofaktorski model na dionicama hrvatskog tržišta kapitala. Najprije opisujemo promatrani uzorak, a zatim varijable korištene u regresijama. Na kraju iznosimo dobivene rezultate za oba modela.

Republika Hrvatska postala je članicom Europske Unije 1. srpnja 2013. godine. Dio je Istočne Europe pa stoga pripada IE EU nacijama, od kojih smo neke promatrali pri redefiniranju FF3FM-a u prethodnom poglavlju.

### **4.1 Zagrebačka burza**

Zagrebačka burza jedina je burza vrijednosnih papira u Republici Hrvatskoj te jedna od najznačajnijih burzi na području Jugoistočne Europe. U srpnju 2019. na uređenom tržištu uvršteno je 123 dionica s ukupnom tržišnom kapitalizacijom od 141.1777,60 mil kuna. Nakon uvrštenja financijskog instrumenta na uređeno tržište, izdavatelj je obvezan objavljivati javnosti propisane i druge informacije sukladno odredbama i pravilima Zagrebačkog tržišta kapitala. Jedna od obveza je i objavljivanje financijskih izvještaja (godišnjih, polugodišnjih i tromjesečnih) te revizorskih izvještaja iz kojih je prikupljen dio podataka potrebnih za testiranje modela.

### **4.2 Podaci**

#### **4.2.1 Vremenski period**

Promatrani vremenski period započinje od ulaska Hrvatske u Europsku Uniju. Cijene dionica uzimamo iz perioda 1.7.2013.-30.6.2019, a knjigovodstvene vrijednosti koje koris-

timo za formiranje portfelja su od prosinca 2012. godine do lipnja 2018. godine. Vremenski period smo podijelili na šest razdoblja od 2013. (srpanj 2013. / lipanj 2014.) do 2018. (srpanj 2018. / lipanj 2019.).

### 4.2.2 Selekcija podataka

Od svih dionica uvrštenih na Zagrebačku burzu 1.07.2019. u uzorak su uključene redovne dionice koje su bile izlistane na burzi tokom čitavog promatranog vremenskog perioda (2012.-2019.). Za svaku dionicu iz početnog uzorka sa službenih stranica burze uzimamo mjesečne cijene dionica (zadnje cijene trgovanja) te polugodišnje i godišnje vrijednosti tržišnih kapitalizacija. Knjigovodstvene vrijednosti, neto dobiti i neto prihode od poslovnih aktivnosti poduzeća očitavamo iz godišnjih financijskih izvješća, revidiranih i konsolidiranih (ako su dostupni). Kod cijena dionice u obzir ne uzimamo isplate za dividende.

Sve promatrane varijable izražene su u kunama. Povrate na pojedinu dionicu u vremenu  $t$  računamo kao kvocijent razlike cijena dionice u vremenima  $t$ ,  $t-1$  i cijene u vremenu  $t-1$ . Iz početnog uzorka isključujemo dionice kojima se nije aktivno trgovalo, odnosno dionice koje nemaju mjesečne cijene trgovanja. Nakon toga naš uzorak sastoji se od 51 dionice. U svakom od promatranih 6 razdoblja isključene su dionice s negativnim knjigovodstvenim vrijednostima i neto gubicima te medijan (ako je sadržan u uzorku). Prosječni broj dionica po razdoblju time se smanjio na 37.

## 4.3 Varijable modela

### 4.3.1 Eksplanatorne varijable

Za formiranje eksplanatornih varijabli redefiniranog i originalnog FF3FM-a korištena je metodologija FF (1993) uz preinake, zbog znatno kraćeg promatranog perioda. Za svaki period  $t$ , podaci su podijeljeni u dva skupa po 4 portfelja gdje svaki skup pripada jednom od modela.

Dionice iz promatranog uzorka poredamo po vrijednostima ME-a (mjerenih u lipnju godine  $t$ ) i obzirom na medijan podijelimo u dva portfelja. Mali (oznaka S) portfelj sadrži dionice male tržišne kapitalizacije odnosno one ispod medijana, a veliki (B) dionice koje su iznad medijana s većom tržišnom kapitalizacijom. Neovisno tome, analogno ih razvrstamo u dva portfelja, visoki (H) i niski (L), prema vrijednosti BE/ME za koje su BE i ME mjereni u prosincu godine  $t-1$ . Na kraju neovisno od prethodna dva razvrstavanja, na temelju vrijednosti NI/CFO podijelimo dionice prema medijanu uzorka na veliki (L2) i mali (S2) portfelj. Vrijednosti NI i CFO mjerene su u prosincu godine  $t-1$ .

### Portfelji za FF3FM ( SMB i HML)

Četiri portfelja (S/L, S/H, B/L, B/H) za FF3FM konstruiramo na presijeku dva ME i dva BE/ME portfelja.

- Portfelj HML2 je razlika između prosječnog povrata na dva visoka BE/ME portfelja (S/H, B/H) i prosječnog povrata na dva niska BE/ME portfelja (S/L, B/L).

$$HML_t = \frac{1}{2}(R_t^{S/H} + R_t^{B/H}) - \frac{1}{2}(R_t^{S/L} + R_t^{B/L})$$

- SMB portfelj predstavlja razliku između prosječnih povrata na dva portfelje male (S/L, S/H) i dva portfelja velike tržišne kapitalizacije (B/L, B/H), tj. za svaki mjesec  $t$  vrijedi:

$$SMB_t = \frac{1}{2}(R_t^{S/L} + R_t^{S/H}) - \frac{1}{2}(R_t^{B/L} + R_t^{B/H})$$

### Portfelji redefiniranog modela ( LMS i HML2)

Četiri portfelja (S2/L, S2/H, L2/L, L2/H) za redefinirani model konstruirana su na presjeku dva BE/ME i dva NI/CFO portfelja. Kao kod originalnog FF3FM-a konstruiramo LMS i HML2 portfelje, t.d. za svaki mjesec  $t$  vrijedi vrijedi :

- HML2 računamo kao razliku između prosječnih povrata na dva visoka BE/ME portfelja (S2/H, L2/H) i dva niska BE/ME portfelja (S2/L, L2/L).

$$HML2_t = \frac{1}{2}(R_t^{S2/H} + R_t^{L2/H}) - \frac{1}{2}(R_t^{S2/L} + R_t^{L2/L})$$

- LMS portfelj je razlika između prosječnih povrata dva velika (L2/L, L2/H) i dva mala (S2/L, S2/H) NI/CFO portfelja.

$$LMS_t = \frac{1}{2}(R_t^{L2/L} + R_t^{L2/H}) - \frac{1}{2}(R_t^{S2/L} + R_t^{S2/H})$$

### Tržišni portfelj

Tržišni portfelj sastavljen je od svih dionica iz promatranog uzorka.  $R_M$  računamo kao vagani mjesečni povrat na tržišni portfelj, gdje su težine dodijeljene dionicama jednake omjeru tržišne vrijednosti dionice i vrijednost čitavog portfelja.

### Bezrizična stopa povrata

Za procjenu bezrizične stope povrata,  $R_f$ , koristimo godišnje prinose na trezorske zapise koje svaki mjesec emitira Ministarstvo financija RH. Mjesečnu bezrizičnu stopu povrata tada računamo po formuli

$$R_f = (1 + R_{god})^{\frac{1}{12}} - 1$$

Gdje je:  $R_f$  = mjesečna bezrizična stopa, a  $R_{god}$  = godišnja kamatna stopa

### 4.3.2 Zavisne varijable

Zavisne varijable svakog od modela su povrati na 9 portfelja. Za svako razdoblje  $t$ , dionice podijelimo ovisno o vrijednosti BE/ME u tri skupine: visoku (H), srednju (M) i nisku (L). Prijelomne točke su prvi i drugi tercil sortiranog uzorka. Neovisno tome, za svako razdoblje  $t$ , ponovno ih sortiramo te na isti način rasporedimo u tri grupe obzirom na veličinu ME i obzirom na vrijednosti NI/CFO.

Zatim konstruiramo dva skupa od 9 portfelja na presjecima od tri BE/ME portfelja i dva skupa od tri portfelja treća faktora (ME ili NI/CFO). Odnosno, dobivamo skupove :

- \* ( S/L, S/M1, S/H, M/L, M/M1, M/H, B/L, B/M1, B/H) za FF3FM iz presjeka BE/ME i ME portfelja
- \* (S/L2, S/M2, S/H2, M/L2, M/M2, M/H2, L/L2, L/M2, L/H2) za redefinirani model iz presjeka portfelja od BE/ME i NI/CFO.

Grafički prikazano :

FF3FM				Redefinirani FF3FM			
BE/ME ME	Low (L)	Medium (M1)	Heigh (H)	BE/ME NI/CFO	Low (L2)	Medium (M2)	Heigh (H2)
Small (S)	S/L			Small (S)	S/L2		
Medium (M)		M/M1		Medium (M)		M/M2	
Big (B)			B/H	Large(L)			L/H2

## 4.4 Analiza podataka

### 4.4.1 Deskriptivna statistika

U tablici 4.1 prikazana je deskriptivna statistika povrata na dionice u svakom od promatranih perioda.

Razdoblje	2013-2014	2014-2015	2015-2016	2016-2017	2017-2018	2018-2019
Broj dionica	30	34	34	36	38	40
Očekivanje (%)	0,66	1,41	0,02	2,26	-0,82	-0,12
Standardna devijacija	0,0763	0,0958	0,0673	0,0985	0,0763	0,0865
Zakrivljenost	1,29	2,41	0,47	2,12	0,02	2,11

Tablica 4.1: Deskriptivna statistika povrata po periodima

Broj dionica kroz periode se povećavao. Prosječni povrati su pozitivni kroz prva četiri razdoblja. Gospodarstvo se oporavljalo od krize koja je do 2012. zahvatila svijet pa tako i Hrvatsku. Ulazak u Europsku Uniju i rast hrvatskog turizma pozitivno su djelovali na promatrano tržište s najvećim prosječnim prinosima od 2,26% zabilježenim u razdoblju 2016.-2017. Zatim, u zadnja dva perioda dolazi do pada na tržištu kapitala. Negativna zbivanja s jednim od najvećih koncerna u Hrvatskoj, čije kompanije su dijelom izlistane na Zagrebačkoj burzi, kroz 2017. i 2018. godinu te negativno raspoloženje ulagatelja ostavilo je traga, što se vidi kroz negativne prosječne povrate u tim razdobljima (-0,8% i -0,12%). Zakrivljenost je pozitivna u svim promatranim periodima i kreće se između 0,02 i 2,42.

### Nezavisne varijable

U tablici 4.2 prikazana je sažeta statistika eksplanatornih varijabli za FF3FM .

	mean(%)	sd	t(mn)	kurtosis	skewness
SMB	0,6771	0,0308	1,8646	1,9481	0,2839
HML	-0,4484	0,0397	-0,9572	3,3330	0,6290
$R_M - R_f$	0,4401	0,0349	1,0688	0,2559	0,2263

Broj obzervacija: 72

Tablica 4.2: Eksplanatorne varijable redefiniranog FF3FM-a

Prosječna tržišna premija pozitivna je u promatranom razdoblju i iznosi 0,44% ( $t_{mn} = 1,86$ ). Prosječni povrat na SMB portfelj također je pozitivan, što znači da kod promatranog uzorka poduzeća male tržišne kapitalizacije ostvaruju veće povrate od kompanija s

velikom kapitalizacijom. Taj rezultat u skladu je s tvrdnjama Fame i Frencha (1992) kako u prosijeku tijekom određenog vremenskog perioda *small-cap* poduzeća, kada je riječ o povratima, premašuju *big-cap* poduzeća. Prosječni povrat na HML portfelj je negativan. U promatranom periodu dionice s velikim omjerom BE/ME (eng. *value stocks*) ostvaruju manje povrate od onih s malim omjerom (tzv. *growth stocks*), što je suprotno s teorijom FF-a (1992).

U tablici 4.3 prikazana je statistika eksplanatornih varijabli redefiniranog modela.

	mean(%)	sd	t(mn)	kurtosis	skewness
LMS	-0,3024	0,0405	-0,6334	0,1315	0,1305
HML2	0,1055	0,0412	0,2172	1,0775	0,4894
$R_M - R_f$	0,4401	0,0349	1,0688	0,2559	0,2263
Broj obzervacija: 72					

Tablica 4.3: Eksplanatorne varijable redefiniranog FF3FM-a

Prosječni povrat na HML2 portfelj kod redefiniranog modela je pozitivan, što je u skladu s teorijom FF-a. Prosječni povrat na portfelj LMS je negativan (-0,3%), što znači da poduzeća s manjim omjerom NI/CFO ostvaruju u prosijeku veće povrate. To je u skladu s tvrdnjama Pahora, Mramor i Foya koji smatraju kako su velike razlike između NI i CFO posljedica računovodstvenih manipulacija, a ne kvalitetnog poslovanja poduzeća.

## Zavisne varijable

Tablica A.1 (A Dodatak) prikazuje prosječan broj opservacija za svaki od portfelja zavisnih varijabli dvaju promatranih modela. Podatke iz tablica koristimo za računanje vaganih prosječnih vrijednosti koeficijenta determinacije pri analizi regresija modela. Primjetimo kako su u redefiniranom modelu dionice ravnomjernije raspoređene po portfeljima za razliku od originalnog modela.

Kod prosječnog broja promatranih dionica FF3FM-a možemo uočiti jednu od glavnih karakteristika hrvatskog tržišta dionica. Naime, na Zagrebačkoj burzi najveći je broj poduzeća male tržišne kapitalizacije s velikim omjerom knjigovodstvene i tržišne vrijednosti (pr.br.opser.= 8,5), te većina poduzeća velike kapitalizacije ima male vrijednosti omjera BE/ME.

U tablicama A.2 i A.3 (A Dodatak) prikazana je deskriptiva statistika varijabli BE/ME, NI/ME i ME za zavisne portfelje originalnog i redefiniranog FF3FM-a.



Tablica 4.4 prikazuje prosječne povrate te standardne devijacije na 9 zavisnih portfelja FF trofaktorskog modela. Male dionice s malim omjerom BE/ME u prosjeku imaju negativne povrate (-1,74%) s najvećom standardnom devijacijom (10,41%). Razlog tome može biti neznan broj promatranih dionica unutar portfelja S/L (1,3 dionice po razdoblju). Najveći prosječni povrat ostvaruje portfelj M/M1 (1,84%), dok ostala dva portfelja srednje vrijednosti BE/ME imaju u prosjeku iste pozitivne povrate (1,02%), samo što poduzeća manje kapitalizacije imaju veću standardnu devijaciju. Analogno tome, i u preostala dva BE/ME terčila male dionice pokazuju višu razinu volatilnosti od dionica s velikom kapitalizacijom.

U tablici 4.5 prikazani su prosječni povrati na 9 portfelja redefiniranog modela.

U promatranom razdoblju najveće prosječne povrate ostvaruju dionice na presjeku srednjih NI/CFO i BE/ME skupina, M/M2 portfelj. Poduzeća s malim omjerom NI/CFO imaju u prosjeku male povrate, čak i negativne za visoki BE/ME tercil (-0,73%). Taj podatak nije neočekivan ako u obzir uzmemo da je prosječna vrijednost NI/CFO za sva tri portfelja negativna (vidi tablicu A.3). Standardna devijacija kod visokih NI/CFO portfelja veća je nego kod malih, što je popraćeno s višim prosječnim prinosima.

		FF3FM					
BE/ME		Low	M1	High	Low	M1	High
	%	Prosječni povrat			sd		
ME	Small	-1,74	1,02	0,491	10,41	6,73	6,49
	M	0,51	1,86	0,44	3,07	4,75	7,11
	Big	0,06	1,02	1,32	3,16	5,01	5,92

Tablica 4.4: Prosječni povrati 9 portfelja FF3FM-a

		REDEFINIRANI FF3FM					
BE/ME		Low2	M2	High2	Low2	M2	High2
	(%)	Prosječni povrat			sd		
NI/CFO	Small	0,22	0,68	-0,73	4,37	3,39	6,38
	M	0,03	2,05	0,93	3,33	5,67	7,15
	Large	1,12	1,01	1,35	5,13	5	8,64

Tablica 4.5: Prosječni povrati 9 portfelja redefiniranog FF3FM-a

### 4.4.2 Multikolinearnost

Na rezultate regresija veliki utjecaj može imati i multikolinearnost faktora. Ako su eksplanatorne varijable visoko korelirane, mala promjena u podacima može dovesti do znatnih nepravilnosti pri procjeni koeficijenata. Multikolinearnost uzrokuje velike standardne greške parametara jer visoka međuovisnost faktora znači i veću varijancu, što može dovesti do prihvaćanja teze o neznačajnosti koeficijenata u modelu.

Koreliranosti faktora prikazane su u tablici 4.6:

FF3FM			Redefinirani model		
	$R_M - R_f$	HML		$R_M - R_f$	HML2
$R_M - R_f$	1	-	$R_M - R_f$	1	-
HML	0,041	1	HML2	0,140	1
SMB	0,035	0,271	LMS	-0,167	0,091

Tablica 4.6: Korelacije faktora

Kod FF3FM-a tržišna premija pozitivno je korelirana s faktorima HML i SMB, međutim te korelacije su jako male (oko 0,04). Koreliranost među faktorima HML i SMB znatno je veća i iznosi 0,27. Kod redefiniranog modela, korelacija tržišne premije s dva druga faktora je znatno veća. Tržišna premija negativno je korelirana s LMS faktorom (-0,17), a pozitivno s HML2 faktorom (0,14). Mala pozitivna korelacija od 0,09 prisutna je između LMS i HML faktora.

Kao standardni pokazatelji problema multikolinearnosti primjenjuju se faktori inflacije varijance (eng. *variance inflation factors*, *VIF*). Faktor inflacije varijance mjeri porast varijance modela smanjenjem ortogonalnosti među faktorima. Iznos faktora 1,00 ukazuje na ortogonalnost svakog pojedinog člana. Problem multikolinearnosti se javlja za  $VIF > 5$ . Za svaki faktor  $i$ , faktor inflacije varijance  $VIF_i$  računamo na način :

$$VIF_i = \frac{1}{1 - R_i^2}$$

gdje je  $R_i^2$  koeficijent regresije u kojoj je faktor  $i$  zavisna varijabla, a preostalih jedan ili više faktora nezavisne varijable. VIF-ovi za oba modela prikazani su u tablici 4.7.

Vrijednosti VIF-ova (svi manji od 1,09) upućuju na nepostojanje multikolinearnosti, što znači da su u oba modela sva tri faktora rizika nezavisna.

FF3FM			Redefinirani model		
Zavisne varijable	Nezavisne varijable	VIF	Zavisne varijable	Nezavisne varijable	VIF
HML	SMB	1,08	HML2	LMS	1,008
HML	$R_M - R_f$	1,002	HML2	$R_M - R_f$	1,02
HML	SMB i $R_M - R_f$	1,08	HML2	LMS i $R_M - R_f$	1,03
RM-RF	SMB i HML	1,002	$R_M - R_f$	LMS i HML2	1,06
SMB	HML i $R_M - R_f$	1,08	LMS	HML i $R_M - R_f$	1,04

Tablica 4.7: Faktori inflacije varijance

## 4.5 Rezultati

### 4.5.1 Rezultati jednostavnih univarijantnih regresija

Rezultati provedenih jednostavnih univarijantnih regresija za svaki od modela prikazani su u tablicama A.4 i A.5 koje se nalaze u A Dodatku.

#### Fama French trofaktorski model (FF3FM)

Rezultati dobiveni jednostavnim regresijama za FF3FM, prikazani u tablici A.4, slični su rezultatima Foya, Mramora i Pahora (2011). Isto se pokazalo kako najveću moć kod opisa povrata ima tržišni faktor gdje prosječni koeficijent determinacije  $R^2$  iznosi 0,18. Bete uz tržišnu premiju pozitivne su za sve portfelje, s prosječnom vrijednosti 0,61 ( $t_{avg} = 3,54$ ). Vrijednost t-statistike tržišne bete je značajna za sve portfelje osim portfelja S/L. Značajnost je najveća za portfelje s dionicama velike tržišne kapitalizacije što je u skladu s rezultatima FF (1993).

Kod regresije povezane s ME, koeficijenti uz faktor SMB su negativni za portfelje malog omjera BE/ME te se osim u zadnjem tercilu povećavaju s rastom vrijednosti omjera BE/ME. Većina koeficijenata uz SMB je neznačajna s prosječnom t-statistikom 0,7. Prosječna vrijednost  $R^2$  -a modela iznosi 0,03.

Za BE/ME univarijantnu regresiju, koeficijenti vezani uz faktor HML poprimaju pozitivne i negativne vrijednosti bez posebnog slijeda da izvedemo neke zaključke. Značajni su samo HML koeficijenti za portfelje S/H i M/H ( $t_{S/H} = 2,96$  ;  $t_{M/H} = 7,24$ ). Prosječni  $R^2$  iznosi 0,06.

Dobivene vrijednosti potvrđuju ranija istraživanja kod kojih se BE/ME, a ne ME, pokazao efikasnijim u objašnjavanju povrata dionica.

### **Redefinirani model**

Rezultati univarijantnih regresija redefiniranog modela prikazani su u A.5. Kod prve regresije u kojoj promatramo utjecaj tržišnog faktor ponovno su vrijednosti  $\beta_i$  pozitivne za sve portfelje. To potvrđuje tvrdnje CAPM-a o pozitivnoj vezi između povrat na dionice i tržišne premije ( $R_M - R_f$ ). Prosječna vrijednost bete iznosi 0,6 ( $t_{avg} = 3,4$ ). Koeficijent determinacije ( $R^2$ ) u prosjeku iznosi 0,16.

Za NI/CFO, koeficijenti regresije poprimaju pozitivne i negativne vrijednosti u rasponu od -0,445 do 0,45. Za portfelje male i srednje vrijednosti NI/CFO koeficijent uz LMS se smanjuje s povećanjem omjera BE/ME te je većinom negativan. Dakle kada gledamo poduzeća s malom vrijednosti NI/CFO, veće povrate ostvaruju dionice s malim omjerom knjigovodstvene i tržišne vrijednosti što je u skladu s tvrdnjom FF (1995). Prosječni  $R^2$  iznosi samo 0,06, ali pokazuje da ipak NI/CFO ima veću ekspanzornu moć od ME-a ( $R^2=0,03$ ). To potvrđuje tezu Foya, Mramora i Pahora za promatrane dionice na hrvatskom tržištu kapitala.

Kod univarijantne regresije redefiniranog modela za BE/ME prosječni  $R^2$  iznosi 0,08. Povrati na dionice male vrijednosti BE/ME su negativni za sva tri portfelja (S/L2, M/L2, L/L2) što je u skladu sa FF (1993).

Primijetimo, koeficijenti determinacije kod svih jednostavnih modela su mali, između 0,03 i 0,18, što znači da kada gledamo samo jedan faktor veliki dio varijacije kod povrata ostaje neobjašnjen.

## 4.5.2 Rezultati trofaktorskih regresija

Pregled rezultata trofaktorskih regresija (koeficijenti determinacije, standardne greške modela te koeficijenti uz faktore s pripadnim t-statistikama) nalazi se u A Dodatku : tablica A.6 prikazuje rezultate FF3FM -a, a tablica A.7 rezultate redefiniranog modela.

### FF3FM

Regresijska analiza za svaki od 9 portfelja, formiranih na presjeku BE/ME i ME portfelja, provedena je na mjesečnim podacima za razdoblja 2013.-2018. U skladu s modelom:

$$E[R_i] - R_f = \beta_{1,i}^M E[(R_M - R_f)] + s_i E[SMB] + h_{1,i} E[HML]$$

za svaki mjesec  $t$  provodimo regresiju:

$$R_i - R_f = \alpha_{1,i} + \beta_{1,i}^M (R_M - R_f) + s_i SMB + h_{1,i} HML + \epsilon_i$$

Prilagođeni koeficijent determinacije ( $Adj R^2$ ), slobodni članovi s pripadnim t-statistikama te vrijednosti koeficijenata uz faktore rizika, dobiveni za razdoblja 2013.- 2018., prikazani su u tablici 4.8.

FF3FM						
	$\alpha_i$	t-stat	$R_M - R_f (\beta_i)$	HML ( $h_i$ )	SMB ( $s_i$ )	$Adj R^2$
S-L	-0,009	-0,564	1,224***	0,222	-0,305	0,081
S-M1	0,004	0,442	0,858***	-0,176	0,172	0,178
S-H	0,000	0,072	0,481***	0,385**	0,252	0,195
M-L	0,002	0,542	0,22*	-0,097	-0,009	0,021
M-M1	0,014**	2,440	0,857***	-0,391***	0,389**	0,328
M-H	0,001	0,243	0,362**	0,989***	0,796***	0,555
B-L	-0,003	-0,898	0,422***	-0,114	-0,021	0,251
B-M1	0,008	1,555	0,790***	0,147	-0,101	0,276
B-H	0,012**	2,060	0,803***	0,218	-0,459**	0,277

p<0,1 \*; p<0,05 \*\*; p<0,01 \*\*\*

Tablica 4.8: Rezultati regresija Fama French trofaktorskog modela za mjesečne povrate u razdoblju 2013.- 2018.

Iz tablice vidimo kako, za 2 od 9 promatranih portfelja (M/M1, B/H), vrijednost  $\alpha_i$  je pozitivna i značajna na nivou od 5%, sa t-statistikama 2,44 i 2,06. To znači da model podcjenjuje povrate na te portfelje. Slobodni član je najmanje značajan za portfelje male

tržišne kapitalizacije. Vrijednosti bete uz tržišni faktor su pozitivne za sve portfelje što je u skladu s CAPM-om. Na nivou od 5% značajne su sve tržišne bete ( $\beta_{1,i}$ ) osim za portfelj M/L gdje je razina značajnosti neznatno manja ( $p_v = 0,057$ ).

Koeficijenti uz HML faktor nepravilno poprimaju pozitivne i negativne vrijednosti, pa ne možemo izvesti neki zaključak. Koeficijent ima najveću vrijednost t-statistike za M/H portfelj ( $t = 6,72$ ). Vrijednosti koeficijenata uz SMB faktor, za portfelje male i srednje tržišne kapitalizacije, monotonu rastu od negativnih vrijednosti za niske BE/ME portfelje prema pozitivni vrijednostima za portfelje s visokim omjerom BE/ME. Za portfelje s velikom vrijednosti ME koeficijenti su negativni te se smanjuju od -0,02 do -0,46.

Vrijednosti prepravljenog koeficijenta determinacije se monotonu povećavaju u svakom od ME tercila. Model stoga ima najveću eksplanatornu moć za portfelje koje sadrže dionice s najvećim omjerima knjigovodstvene i tržišne vrijednosti (*value* dionice).

Kod interpretacije rezultata u obzir treba uzeti i prosječan broj dionica po razdoblju u pojedinom portfelju (vidi A.1), naime visoka i niska eksplanatorna sposobnost modela može biti slučajna posljedica obrade podataka. Primjerice za portfelj M/H  $Adj R^2$  je najviši i iznosi 0,56, a prosječni broj opservacija u razdoblju je 1,5 dionica. Analogno za S/L portfelj vrijednost koeficijenta determinacije je jako mala ( $Adj R^2 = 0,081$ ) s malim prosječnim brojem dionica (1,3).

Prosječna vagana vrijednost prepravljenog  $R^2$  iznosi 0.24.

### **Redefinirani model**

Za svaki od 9 portfelja formiranih na presjeku tri BE/ME i tri NI/CFO portfelja provedena je regresijska analiza u skladu s modelom:

$$E[R_i] - R_f = \beta_{2,i}^M E[(R_M - R_f)] + l_i E[LMS] + h_{2,i} E[HML2]$$

i pripadnom regresijom

$$R_i - R_f = \alpha_{2,i} + \beta_{2,i}^M (R_M - R_f) + l_i LMS + h_{2,i} HML2 + \epsilon_i$$

za mjesečne podatke u periodu srpanj 2013. - lipanj 2019.

Dobiveni slobodni članovi regresije s pripadnom t-statistikom, koeficijenti uz eksplanatorne varijable te prilagođeni koeficijenti determinacije prikazani su u tablici 4.9.

Rezultati u tablici kazuju nam kako za sve standardne nivoe značajnosti slobodni član nije značajan, osim za portfelj M/M2 ( $t = 2,88$ ). Iz toga možemo zaključiti kako je za većinu portfelja odabir bezrizične kamatne stope bio dobar. Veza između povrata na dionice i tržišne premije pozitivna je za sve portfelje gdje se  $\beta_{2,i}$  kreće između 0,225-0,798.

Koeficijent uz HML2 faktor poprma negativne vrijednosti za portfelje s najmanjom vrijednosti BE/ME, što se podudara s rezultatom FF (1993). Za portfelj koji sadrži dionice

REDEFINIRANI FF3FM						
	$\alpha_i$	t-stat	$R_M - R_f (\beta_i)$	HML( $h_i$ )	LMS ( $l_i$ )	$AdjR^2$
S-L2	0,00	-0,058	0,403***	-0,141	-0,173	0,136
S-M2	0,004	0,408	0,785***	0,638***	-0,259*	0,455
S-H2	-0,007	-1,069	0,551***	0,509***	-0,452***	0,279
M-L2	0,00	-0,118	0,528***	-0,106	0,230	0,250
M-M2	0,018***	2,877	0,798***	-0,258	-0,282*	0,250
M-H2	0,225	0,549	0,225	0,241	-0,435**	0,059
L-L2	0,003	0,713	0,635***	-0,250**	0,472***	0,293
L-M2	0,009	1,288	0,610**	0,005	0,035	0,079
L-H2	0,529	1,380	0,529***	0,789***	0,502***	0,416

pv<0,1 \*; pv<0,05 \*\*; pv<0,01 \*\*\*

Tablica 4.9: Rezultati regresija redefiniranog FF3FM-a za povrate za razdoblja 2013-2018

s velikim omjerima NI/CFO i BE/ME koeficijent uz SMB faktor ima najveću značajnost ( $t = 5,266$ ). Koeficijent uz faktor LMS značajan je za sve portfelje koji se nalaze u srednjem NI/CFO tercilu, te se porastom vrijednosti BE/ME monotono smanjuje od 0,228 do -0,435. Za sva tri portfelja s malim vrijednostima NI/CFO koeficijent poprima negativne vrijednosti te se, kao i kod srednjeg kvantila, porastom vrijednosti monotono smanjuje od 0,173 do -0,452. Vrijednost t-statistike za koeficijent uz SMB faktor najveća je za portfelj L/L2, koji sadrži dionice visokog omjera NI/CFO i niskog BE/ME ( $t_{L/L2} = 3.97$ ).

Vrijednosti prilagođenog  $R^2$ -a kreću se u intervalu 0,059-0,458. Model ima najveću eksplanatarnu moć za portfelj S/M2 ( $Adj R^2 = 0,452$ ) dok se najniža vrijednost ostvaruje za portfelj M/H2 ( $Adj R^2 = 0,0592$ ).

Kod M/H2 portfelja u drugom promatranom razdoblju (2014.- 2015.) javljaju se poduzeća s velikom razlikom u vrijednosti ME-a. Izbacivanjem tog razdoblja iz promatranja i ponovnim provođenjem regresije, vrijednost prilagođenog  $R^2$ -a povećala se na 0,24 ( $t_l = 1,8$ ). Dakle problem redefiniranog modela može nastati kada pri konstrukciji portfelja zanemarimo samu vrijednost ME-a.

Vagani prepravljani  $R^2$  za redefinirani model iznosi 0,33, što je znatno bolje od FF3FM ( $Adj R^2 = 0,24$ ). Time, za promatrani uzorak, potvrđujemo rezultate Foya, Mramora i Pahora „model koji u sebi uključuje NI/CFO faktor daje značajno veće vrijednosti  $R^2$ -a od modela koji uključuje ME faktor. Jasno je da NI/CFO ima veću eksplanatarnu sposobnost od ME-a.”

## 4.6 Zaključak

U ovom poglavlju testirali smo koji od modela, redefinirani ili standardni FF3FM, bolje opisuje odnos povrata i rizika kod dionica hrvatskog tržišta kapitala. Promatrali smo 51 dionicu izlistanu na Zagrebačkoj burzi u razdoblju srpanj 2013.– lipanj 2019. Dionice su za svaki model svrstane u jedan od 9 portfelja, formiranih na presjeku BE/ME tercila i: (1) ME tercila, za standardni FF3FM; (2) NI/CFO tercila za redefinirani model. Kod regresijske analize jednostavnih modela tržišni faktor se pokazao najznačajnijim i najboljim u opisu varijacija prosječnih povrata, gdje je utvrđena pozitivna veza između prosječnih povrata na portfelje i tržišne premije. Faktori veličine i vrijednosti dionica kod FF3F modela nisu uvijek značajni, te sami imaju jako slabu eksplanatornu moć. Kao kod ostalih tržišta u razvoju i u skladu s rezultatima koje je ranije u svom radu dobio Dolinar (2013), BE/ME faktor se pokazao boljim procjeniteljem rizika od ME faktora na hrvatskom tržištu dionica. Također, značajnijim od ME faktora se pokazao i faktor NI/CFO. Pri analizi svih rezultata u obzir treba uzeti malen broj prosječnih opservacija i uz to neravnomjernu raspodjelu dionica po portfeljima FF3M-a. Kod regresija trofaktorskih modela, standardnog i redefiniranog FF3FM-a, za većinu portfelja vrijednosti slobodnog člana su neznatno različite od 0, što pokazuje da modeli dobro opisuju poprečne presjeke prosječnih povrata. Redefinirani model se pokazao boljim od standardnog FF3FM-a kada gledamo prosječne vrijednosti prilagođenog koeficijenta determinacije (0,33 naspram 0,24). Time potvrđujemo kako redefinirani model, koji sadrži faktor rizika povezan s računovodstvenim manipulacijama, ima veću moć opisa prosječnih povrata na području IE EU zemalja. Ipak veliki dio varijacije kod povrata i dalje ostaje neobjašnjen te ostavlja prostor za neke druge faktore ili druge načine grupiranja koji bi ravnomjernije raspoređivali dionice na tržištima poput hrvatskog.



## Dodatak A

---

U tablici se nalazi prosječan broj podataka za svaki od 9 portfelja zavisnih varijabli redefiniranog i originalnog FF3FM-a :

- FF3FM portfelje formiramo na presjeku ME i BE/ME tercila
  - portfelje redefiniranog modela formiramo na presjeku NI/CFO i BE/ME tercila
- Promatrani podaci su za razdoblje srpanj 2013. - lipanj 2019.
- 

FF3FM				Redefinirani FF3FM			
ME kvantili	BE/ME kvantili			NI/CFO kvantili	BE/ME kvantili		
	Low	M1	High		Low2	M2	High2
Small	1,3	2,2	8,2	Small	2,8	4,0	4,8
M	4,5	5,5	1,5	M	5,3	4,5	2,2
Big	5,8	4,2	2,2	Laarge	3,5	3,3	4,8

---

Tablica A.1: Prosječni broj opservacija zavisnih portfelja

DESKRIPTIVNA STATISTIKA: varijable FF3FM-a						
BE/ME	Portfelji	mean	sd	min	max	
	S-L	0,699	0,383	0,065	1,086	
	S-M1	2,130	2,246	0,832	7,427	
	S-H	8,553	12,309	1,372	61,275	
	M-L	0,582	0,315	0,001	1,132	
	M-M1	1,438	0,467	0,812	2,871	
	M-H	6,298	10,896	1,489	34,810	
	B-L	0,597	0,246	0,147	1,079	
	B-M1	1,262	0,307	0,762	2,062	
	B-H	2,969	2,121	1,351	8,950	
	NI/CFO	Portfelji	mean	sd	min	max
		S-L	0,154	1,014	-2,163	1,308
S-M1		0,551	0,515	-0,172	1,358	
S-H		0,292	2,763	-14,996	10,649	
M-S		-2,387	14,417	-74,176	4,634	
M-M1		0,094	1,476	-6,895	1,637	
M-H		1,563	2,651	0,033	8,427	
B-S		3,843	20,322	-0,520	120,624	
B-M1		2,111	9,733	-1,409	48,746	
B-H		0,283	1,397	-3,426	2,516	
ME (lipanj)		Portfelji	mean*	min	max	udio u uk. uzorku
		S-L	190 446	61 480	556 200	0,003
	S-M1	191 088	12 700	398 000	0,005	
	S-H	269 011	10 800	2 337 000	0,027	
	M-L	549 348	13 200	1 128 000	0,031	
	M-M1	526 154	50 200	1 274 000	0,036	
	M-H	791 271	325 000	2 557 700	0,015	
	B-L	6 270 288	535 500	43 000 000	0,453	
	B-M1	6 318 523	105 900	19 406 662	0,326	
	B-H	4 575 538	1 311 000	13 562 200	0,123	

\*ME je izražen u tisućama kn

Tablica A.2: Deskriptivna statistika varijabli BE/ME (mjereni u prosincu godine  $t - 1$ ) i ME (mjereni u lipnju godine  $t$ ) korištenih za formiranje 9 zavisnih portfelja FF3FM-a. Prikazana je i statistika za varijablu NI/CFO po portfeljima.

DESKRIPTIVNA STATISTIKA: varijable redefiniranog FF3FM-a						
BE/ME	Portfelji	mean	sd	min	max	
	S-L2	0,619	0,311	0,065	1,132	
	S-M2	1,867	1,667	0,762	7,427	
	S-H2	3,289	2,487	-0,574	8,950	
	M-L2	0,637	0,298	0,001	1,079	
	M-M2	1,329	0,469	0,812	2,871	
	M-H2	6,328	9,444	1,372	28,613	
	L-L2	0,537	0,257	0,147	1,086	
	L-M2	1,301	0,330	0,783	2,005	
	L-H2	11,409	15,242	1,379	61,275	
	NI/CFO	Portfelji	mean	sd	min	max
		S-L2	-4,882	17,902	-74,176	0,229
S-M2		-0,607	1,509	-6,895	0,232	
S-H2		-0,797	2,813	-14,996	0,183	
M-L2		0,434	0,116	0,204	0,703	
M-M2		0,367	0,106	0,179	0,608	
M-H2		0,404	0,098	0,282	0,611	
L-L2		6,685	26,121	0,495	120,624	
L-M2		3,385	10,682	0,498	48,746	
L-H2		1,729	2,273	0,523	10,649	
ME (prosinac)		Portfelji	mean*	min	max	udio u uk. uzorku
		S-L2	4 696 314	82 934	39 210 000	0,17
	S-M2	3 052 166	40 700	17 293 100	0,15	
	S-H2	651 859	25 100	10 728 100	0,04	
	M-L2	4 283 078	89 300	36 500 000	0,28	
	M-M2	2 473 124	11 7058	1 3839 200	0,14	
	M-H2	1 348 079	11 900	9 287 000	0,04	
	L-L2	1 978 420	79 100	14 465 600	0,09	
	L-M2	1 691 829	11 600	14 668 500	0,07	
	L-H2	490 585	5 400	3 120 000	0,03	

\*ME je izražen u tisućama kn

Tablica A.3: Deskriptivna statistika varijabli korištenih za formiranje 9 zavisnih portfelja redefiniranog FF3FM-a na temelju vrijednosti NI/CFO i BE/ME (mjenjenih u prosincu godine  $t - 1$ ), te varijable ME (mjenjene u prosincu godine  $t - 1$ ).

FAMA FRENCH TROFAKTORSKI MODEL  
Jednostavne univarijantne regresije

TRŽIŠNA PREMIJA ( $R_M - R_f$ )

$$R_i - R_f = \alpha_i + \beta_i(R_M - R_f) + \epsilon_i$$

Portfelj $i$	$\alpha_i^M$	t-stat	pv	$\beta_i$	t-stat	pv	$R^2$	$Adj R^2$
S-L	-0,020	-1,340	0,187	0,599	1,252	0,217	0,033	0,012
S-M1	0,006	0,747	0,458	0,843	3,879	0,000	0,206	0,192
S-H	0,000	0,048	0,962	0,507	2,895	0,005	0,107	0,094
M-L	0,003	0,667	0,507	0,215	1,906	0,061	0,049	0,036
M-M1	0,019	3,169	0,002	0,851	5,085	0,000	0,270	0,259
M-H	0,002	0,249	0,804	0,434	1,827	0,072	0,046	0,032
L-L	-0,002	-0,797	0,428	0,416	4,895	0,000	0,255	0,244
L-M1	0,007	1,361	0,178	0,794	5,395	0,000	0,294	0,284
L-H	0,008	1,387	0,170	0,799	4,731	0,000	0,242	0,231
Vagani prosjek:							0,180	0,168

SMB = (ME) faktor

$$R_i - R_f = \alpha_i + s_iSMB + \epsilon_i$$

Portfelj $i$	$\alpha_i$	t-stat	pv	$s_i$	t-stat	pv	$R^2$	$Adj R^2$
S-L	-0,0181	-1,1702	0,2480	-0,0414	-0,0880	0,9302	0,00	-0,022
S-M1	0,0059	0,6782	0,5003	0,1957	0,7426	0,4607	0,009	-0,008
S-H	-0,0002	-0,0335	0,9734	0,4052	1,9812	0,0515	0,053	0,040
M-L	0,0038	0,9266	0,3573	-0,0338	-0,2579	0,7972	0,001	-0,013
M-M1	0,0203	2,9598	0,0042	0,2867	1,3071	0,1954	0,024	0,010
M-H	-0,0039	-0,5162	0,6073	1,1561	4,8521	0,00	0,252	0,241
L-L	-0,0002	-0,0679	0,9460	-0,0442	-0,3961	0,6933	0,002	-0,012
L-M1	0,0106	1,7070	0,0923	-0,0183	-0,0923	0,9267	0,000	-0,014
L-H	0,0141	2,0819	0,0410	-0,3513	-1,6269	0,1083	0,036	0,023
Vagani prosjek:							0,03	0,016

HML = (BE/ME) faktor

$$R_i - R_f = \alpha_i + h_iHML + \epsilon_i$$

Portfelj $i$	$\alpha_i$	t-stat	pv	$h_i$	t-stat	pv	$R^2$	$Adj R^2$
S-L	-0,0169	-1,1068	0,2741	0,2187	0,6150	0,5416	0,008	-0,013
S-M1	0,0077	0,9055	0,3689	-0,030	-0,1443	0,8858	0,000	-0,017
S-H	0,0046	0,7486	0,4566	0,4548	2,9607	0,0042	0,111	0,099
M-L	0,0032	0,7897	0,4324	-0,0906	-0,8965	0,3731	0,011	-0,003
M-M1	0,0210	3,1365	0,0025	-0,2785	-1,6489	0,1036	0,037	0,002
M-H	0,0092	1,4367	0,1553	1,1690	7,2400	0,000	0,428	0,420
B-L	-0,0010	-0,2938	0,7698	-0,1033	-1,2062	0,2318	0,020	0,006
B-M1	0,0112	1,8428	0,0696	0,1540	1,0076	0,3171	0,014	0,000
B-H	0,0124	1,8383	0,0703	0,1504	0,8869	0,3782	0,011	-0,003
Vagani prosjek:							0,057	0,043

Tablica A.4: Jednostavne univarijantne regresije FF3FM-a za faktore koji preslikavaju utjecaj tržišne premije ( $R_M - R_F$ ), tržišne kapitalizacije (ME) i omjera knjigovodstvene i tržišne vrijednosti poduzeća (BE/ME).

REDEFINIRANI MODEL  
Jednostavne univarijantne regresije

TRŽIŠNA PREMIJA ( $R_M - R_f$ )

$$R_i - R_f = \alpha_i + \beta_i(R_M - R_f) + \epsilon_i$$

Portfelj $i$	$\alpha_i$	t-stat	pv	$\beta_i$	t-stat	pv	$R^2$	$AdjR^2$
S-L2	0,0001	0,0136	0,9892	0,4136	3,0920	0,0029	0,120	0,108
S-M2	0,0053	0,8481	0,3993	0,9407	5,3024	0,0000	0,287	0,276
S-H2	-0,0059	-0,8188	0,4157	0,7228	3,5300	0,0007	0,151	0,139
M-L2	-0,0010	-0,2545	0,7998	0,4662	4,2937	0,0001	0,208	0,197
M-M2	0,0188	2,8709	0,0054	0,8099	4,3362	0,0000	0,212	0,200
M-H2	0,0056	0,6584	0,5125	0,3490	1,4475	0,1522	0,029	0,015
L-L2	0,0023	0,4313	0,6676	0,5021	3,3392	0,0013	0,137	0,125
L-M2	0,0090	1,2974	0,1988	0,6043	3,0480	0,0032	0,117	0,105
L-H2	0,0076	0,9894	0,3259	0,5619	2,5660	0,0124	0,086	0,073
Vagani prosjek:							0,156	0,144

LMS = (NI/CFO) faktor

$$R_i - R_f = \alpha_i + l_i LMS + \epsilon_i$$

Portfelj $i$	$\alpha_i$	t-stat	pv	$l_i$	t-stat	pv	$R^2$	$AdjR^2$
S-L2	0,0011	0,2374	0,8130	-0,2446	-2,0475	0,0444	0,057	0,043
S-M2	0,0085	1,1825	0,2410	-0,3133	-1,7678	0,0815	0,043	0,029
S-H2	-0,0041	-0,5628	0,5754	-0,4847	-2,6531	0,0099	0,091	0,078
M-L2	0,0015	0,3628	0,7179	0,1437	1,3840	0,1708	0,027	0,013
M-M2	0,0210	2,9925	0,0038	-0,4210	-2,4154	0,0183	0,077	0,064
M-H2	0,0057	0,6970	0,4881	-0,4446	-2,1774	0,0328	0,063	0,050
L-L2	0,0056	1,0365	0,3035	0,3574	2,6888	0,0090	0,094	0,081
L-M2	0,0115	1,5669	0,1217	-0,0525	-0,2889	0,7735	0,001	-0,013
L-H2	0,0116	1,5216	0,1326	0,4992	2,6509	0,0099	0,091	0,078
Vagani prosjek:							0,060	0,047

HML2 = (BE/ME) faktor

$$R_i - R_f = \alpha_i + h_i HML2 + \epsilon_i$$

Portfelj $i$	$\alpha_i$	t-stat	pv	$h_i$	t-stat	pv	$R^2$	$AdjR^2$
S-L2	0,0020	0,4062	0,6859	-0,1088	-0,9048	0,3687	0,012	-0,003
S-M2	0,0087	1,3492	0,1816	0,7077	4,5142	0,00	0,225	0,214
S-H2	-0,0032	-0,4471	0,6562	0,5335	3,0077	0,0037	0,114	0,102
M-L2	0,0011	0,2619	0,7942	-0,0224	-0,2166	0,8291	0,001	-0,014
M-M2	0,0225	3,1091	0,0027	-0,1892	-1,0693	0,2886	0,016	0,002
M-H2	0,0068	0,8133	0,4188	0,2285	1,1109	0,2704	0,017	0,003
L-L2	0,0046	0,8273	0,4109	-0,1327	-0,9730	0,3339	0,013	-0,001
L-M2	0,0116	1,5822	0,1181	0,0806	0,4508	0,6535	0,003	-0,011
L-H2	0,0091	1,3734	0,1740	0,8972	5,5384	0,00	0,305	0,295
Vagani prosjek:							0,084	0,071

Tablica A.5: Jednostavne univarijantne regresije za faktore koji preiskavaju utjecaj tržišne premije ( $R_M - R_F$ ), omjera neto dobiti i neto prihoda od poslovnih aktivnosti poduzeća (NI/CFO) te omjera knjigovodstvene i tržišne vrijednosti poduzeća (BE/ME)

$$R(t) - R_f(t) = \alpha + \beta[R_M(t) - R_f(t)] + sS MB(t) + hHML(t)$$

Zavisne varijable: premije na 9 portfelja formiranih obzirom na veličinu (ME) te omjer knjigovodstvene i tržišne vrijednosti (BE/ME)

ME kvantili	BE/ME kvantili					
	Low	M1	High	Low	M1	High
	$\beta$			$t(\beta)$		
Small	1,22	0,86	0,48	2,81	3,86	2,91
M	0,22	0,86	0,36	1,93	5,37	2,25
Big	0,42	0,79	0,8	4,98	5,33	4,9
	$h$			$t(h)$		
Small	0,22	-1,06	0,39	0,58	-0,88	2,54
M	-0,1	-0,39	0,99	-0,93	-2,68	6,73
Big	-0,11	0,15	0,22	-1,47	1,08	1,45
	$s$			$t(s)$		
Small	-0,3	0,17	0,25	-0,61	0,69	1,29
M	-0,01	0,39	0,8	-0,07	2,07	4,2
Big	-0,02	-0,1	-0,46	-0,21	-0,58	-2,38
	Adj( $R^2$ )			s(e)		
Small	0,08	0,18	0,19	0,12	0,06	0,05
M	0,02	0,33	0,55	0,03	0,05	0,05
Big	0,25	0,28	0,28	0,02	0,04	0,05

Tablica A.6: Rezultati regresije trofaktorskog Fama French modela za period srpanj 2013.- lipanj 2019.

$$R(t) - R_f(t) = \alpha + \beta[R_M(t) - R_f(t)] + lLMS(t) + hHML(t)$$

Zavisne varijable: premije na 9 portfelja formiranih obzirom na omjer neto dobiti i neto prihoda od poslovnih aktivnosti (NI/CFO) te omjer knjigovodstvene i tržišne vrijednosti (BE/ME)

NI/CFO kvantili	BE/ME kvantili					
	Low2	M2	High2	Low2	M2	High2
	$\beta$			$t(\beta)$		
Small	0,4	0,79	0,55	2,98	4,97	2,87
M	0,53	0,8	0,23	4,9	4,29	0,93
Large	0,63	0,61	0,53	4,57	2,95	2,97
	$h$			$t(h)$		
Small	-0,14	0,64	0,51	-1,24	4,8	3,15
M	-0,11	-0,26	0,24	-1,17	-1,66	1,19
Large	-0,25	0,005	0,79	-2,1	0,03	5,27
	$l$			$t(l)$		
Small	-0,17	-0,26	-0,45	-1,49	-1,91	-2,74
M	0,23	-0,28	-0,43	2,49	-1,77	-2,09
Large	0,47	0,03	0,5	3,97	0,2	3,28
	Adj( $R^2$ )			s(e)		
Small	0,14	0,45	0,28	0,04	0,05	0,06
M	0,25	0,25	0,06	0,03	0,05	0,07
Large	0,29	0,08	0,42	0,04	0,06	0,05

Tablica A.7: Rezultati regresije redefiniranog trofaktorskog Fama French modela za period srpanj 2013.- lipanj 2019.

## Bibliografija

- [1] Sheraz Ahmed et al., *Essays on Corporate Governance and the Quality of Disclosed Earnings: Across Transitional Europe*, (2009).
- [2] Jonathan B Berk, *A critique of size-related anomalies*, *The Review of Financial Studies* **8** (1995), br. 2, 275–286.
- [3] Fischer Black, *Beta and return*, *Journal of portfolio management* **1** (1993).
- [4] James V. Burke, *Markowitz Mean-Variance Portfolio Theory*, <https://sites.math.washington.edu/~burke/crs/408/fin-proj/mark1.pdf/>, 2014.
- [5] Nusret Cakici, Frank J Fabozzi i Sinan Tan, *Size, value, and momentum in emerging market stock returns*, *Emerging Markets Review* **16** (2013), 46–65.
- [6] Vedran Capkun, Anne Jeny, Thomas Jeanjean i Lawrence A Weiss, *Earnings management and value relevance during the mandatory transition from local GAAPs to IFRS in Europe*, Available at SSRN 1125716 (2008).
- [7] S Claessens i S Dasgupta, *S. and J. Glen. 1998. The cross-section of stock returns: evidence from the emerging markets*, *Emerging Markets Quarterly*, 4–13.
- [8] Werner FM De Bondt i Richard H Thaler, *Further evidence on investor overreaction and stock market seasonality*, *The Journal of finance* **42** (1987), br. 3, 557–581.
- [9] Patricia M Dechow, Richard G Sloan i Amy P Sweeney, *Detecting earnings management*, *Accounting review* (1995), 193–225.
- [10] Denis Dolinar, *Test of the Fama-French three-factor model in Croatia*, *UTMS Journal of Economics* **4** (2013), br. 2, 101–112.
- [11] Eugene F Fama i Kenneth R French, *The cross-section of expected stock returns*, *the Journal of Finance* **47** (1992), br. 2, 427–465.



- [12] \_\_\_\_\_, *Common risk factors in the returns on stocks and bonds*, Journal of financial economics **33** (1993), br. 1, 3–56.
- [13] \_\_\_\_\_, *Multifactor explanations of asset pricing anomalies*, The journal of finance **51** (1996), br. 1, 55–84.
- [14] \_\_\_\_\_, *Value versus growth: The international evidence*, The journal of finance **53** (1998), br. 6, 1975–1999.
- [15] \_\_\_\_\_, *The capital asset pricing model: Theory and evidence*, Journal of economic perspectives **18** (2004), br. 3, 25–46.
- [16] James Foye, Dusan Mramor i Marko Pahor, *The persistence of pricing inefficiencies in the stock markets of the Eastern European EU nations*, Economic and Business Review for Central and South-Eastern Europe **15** (2013), br. 2, 113.
- [17] James Foye, Dušan Mramor i Marko Pahor, *A Respecified Fama French Three-Factor Model for the New European Union Member States*, Journal of International Financial Management & Accounting **24** (2013), br. 1, 3–25.
- [18] Neil Garrod, Urska Kosi i Aljosa Valentincic, *Asset write-offs in the absence of agency problems*, Journal of Business Finance & Accounting **35** (2008), br. 3-4, 307–330.
- [19] Robert A. Haugen, *The New Finance: The Case Against Efficient Markets*, Englewood Cliffs: Prentice-Hall, 1995.
- [20] Ole Kristian Hope, *Firm-level disclosures and the relative roles of culture and legal origin*, Journal of International Financial Management & Accounting **14** (2003), br. 3, 218–248.
- [21] Imen Khanchel El Mehdi, *Empirical evidence on corporate governance and corporate performance in Tunisia*, Corporate Governance: An International Review **15** (2007), br. 6, 1429–1441.
- [22] Josef Lakonishok, Andrei Shleifer i Robert W Vishny, *Contrarian investment, extrapolation, and risk*, The journal of finance **49** (1994), br. 5, 1541–1578.
- [23] Yuanpeng Li, Jianjun Niu, Ran Zhang i James A Largay III, *Earnings management and the accrual anomaly: Evidence from China*, Journal of International Financial Management & Accounting **22** (2011), br. 3, 205–245.
- [24] Burton G Malkiel i Eugene F Fama, *Efficient capital markets: A review of theory and empirical work*, The journal of Finance **25** (1970), br. 2, 383–417.

- [25] Harry Markowitz, *Portfolio selection*, The journal of finance **7** (1952), br. 1, 77–91.
- [26] Ciprian Necula i Alina Nicoleta Radu, *Long memory in Eastern European financial markets returns*, Economic Research-Ekonomska Istraživanja **25** (2012), br. 2, 316–377.
- [27] Dubravko Sabolić, *Rizik i nesigurnost II. Suvremena teorija portfelja i CAPM model*, [https://bib.irb.hr/datoteka/629660.Inzeko10b\\_Rizik\\_i\\_nesigurnost\\_II\\_130512.pdf/](https://bib.irb.hr/datoteka/629660.Inzeko10b_Rizik_i_nesigurnost_II_130512.pdf/), 2013.
- [28] Karl Sigman, *Capital Asset Pricing Model (CAPM)*, <http://www.columbia.edu/~ks20/FE-Notes/4700-07-Notes-CAPM.pdf/>, 2005.
- [29] \_\_\_\_\_, *Factor Models*, <http://www.columbia.edu/~ks20/FE-Notes/4700-07-Notes-FM.pdf/>, 2005.
- [30] \_\_\_\_\_, *Fund theorems*, <http://www.columbia.edu/~ks20/FE-Notes/4700-07-Notes-funds.pdf/>, 2005.
- [31] \_\_\_\_\_, *Portfolio mean and variance*, <http://www.columbia.edu/~ks20/FE-Notes/4700-07-Notes-portfolio-I.pdf/>, 2005.
- [32] Jacek Welc, *Are Polish Public Companies' Cooking the Books'? The Evidence from Annual Earnings Thresholds*, International Business & Economics Research Journal **10** (2011), br. 3.
- [33] Adam Zaremba i Przemysław Konieczka, *Size, value, and momentum in Polish equity returns: Local or international factors?*, International Journal of Management and Economics **53** (2017), br. 3, 26–47.

# Sažetak

U ovom radu koristimo verziju trofaktorskog Fama French (FF) modela primjenjivog za EU zemlje koje su pristupile Uniji nakon 2004. Pokazujemo kako standardni FF model pokazuje slabe rezultate kad se primijeni na ovaj set zemalja čime se potvrđuje da ekonomski modeli ne pokazuju univerzalnost i samim time ovise o stupnju razvoja pojedine zemlje. U redefiniranom modelu tržišnu vrijednost imovine zamijenjujemo s omjerom neto dobiti i neto prihoda od poslovnih aktivnosti koja se koristi kao procjenitelj kvalitete zarade poduzeća. Na kraju testiramo redefinirani i standardni trofaktorski FF model na hrvatskom tržištu dionica. Dobiveni rezultati pokazuju kakao redefinirani model bolje objašnjava prosječne povrate donica izlistanih na Zagrebačkoj burzi, iako ponovno veliki dio varijacija kod povrata ostaje neobjašnjen.

# Summary

In this paper, we use the version of the three-factor Fama French (FF) model applicable to EU countries that joined the European Union after 2004. We show that the standard FF model performs poorly when applied to this set of countries, thus confirming that economic models do not show universality and depend on countries development level. In the respecified model, we replace the market value of assets with the ratio of net income and net income from operating activities used as proxy for companies earnings quality. Finally, we test the respecified and standard FF model on the Croatian stock market. The results show that the respecified model is better able to explain average returns on the Zagreb Stock Exchange, although much of the variation in average returns still remains unexplained.

# Životopis

Rođena sam 11. travnja 1996. godine u Splitu. Nakon završene OŠ Kamen-Šine srednjoškolsko obrazovanje nastavljam u III. gimnaziji Split. Godine 2014. upisujem preddiplomski studij Matematika na Matematičkom odsjeku Prirodoslovno-matematičkog fakulteta u Zagrebu. Po završetku preddiplomskog studija 2017. godine stječem naziv prvostupnice te upisujem diplomski studij Financijska i poslovna matematika na istom fakultetu.