DETEKCE ZMĚN V PANELOVÝCH DATECH: ZMĚNA PARAMETRŮ FAMA-FRENCH MODELU U VYBRANÝCH EVROPSKÝCH AKCIÍ V OBDOBÍ FINANČNÍ KRIZE

Jaromír Antoch, Jan Hanousek, Marie Hušková, Jiří Trešl*

Abstract

Detection of Changes in Panel Data: Change in Fama-French Model Parameters for Selected European Stocks During the Financial Crisis

This study identifies systemic break points in a factor pricing model for firms traded on European stock markets around the financial crisis. The aim is to shed light on the systemic risk transfer in explaining average stock returns in the fragmented European exchanges. Our analysis takes advantage of recent development in econometrics and employs models which enable “automatic” detection of factor model break points. We find that Western European exchanges are more closely integrated with American financial markets than Northern European stock exchanges and those in the United Kingdom. However, all exchanges were eventually affected by the systemic shock. The results of this study provide insight into immunisation strategies for portfolios created from European stocks.

Keywords: asset pricing, change point detection; Fama-French four-factor model; sum-type test statistics; panel data

JEL Classification: G01, G11, G12, C10, C23

1. Motivace – identifikace systémových změn v panelových datech

V posledních dekáдах je vedena nekončící diskuse o modelech oceňování aktiv vycházejících z CAPM (viz například Fama, 2014, a Elbannan, 2015, mezi jinými). Existující literatura se shoduje v tom, že snížená empirická validita CAPM je patrně způsobena chybějícími faktory rizika¹. Proto Fama a French (1992) opustili koncept klasického koeficientu β jako jediného faktoru rizika a začali prosazovat přesněji definovaný koncept

* **Jaromír Antoch** (antoch@karlin.mff.cuni.cz); **Marie Hušková** (huskova@karlin.mff.cuni.cz), MFF UK, Praha; **Jan Hanousek** (jan.hanousek@cerge-ei.cz), CERGE-EI, společné pracoviště UK v Praze a NHÚ AV ČR, v.v.i., a CEPR, London; **Jiří Trešl** (tresl1j@cmich.edu, korespondující autor), Central Michigan University, Mount Pleasant, MI 48859; CERGE-EI, společné pracoviště UK v Praze a NHÚ AV ČR, v.v.i.

Děkujeme za cenné podněty a komentáře účastníkům seminářů a konferencí. Tento výzkum byl podpořen grantem GAČR č. P403/15/09663S.

1 Původní výzkum v devadesátých letech nejprve přidával do CAPM další vysvětlující proměnné. Ať již to byly indikátorové (0–1) proměnné, které reflektovaly obchodní anomálie (pondělí, lednový efekt), tak další specifika ve velikosti firmy, v poměru účetní a tržní hodnoty aktiv, podíl cizího a vlastního kapitálu atp. (viz například French 1980; Reinganum, 1983; Banz, 1981, a další).

faktorizace β podle řady faktorů, což vedlo od třífaktorového Fama-French (3F FF) modelu až po pětifaktorový model (5F FF, viz Fama a French, 2014) a jeho různá rozšíření a modifikace. (Pro podrobnější diskusi teorie a aplikací viz Fama a French, 2004.) Přes řadu výhrad 3F FF a zejména 5F FF model zachycují celou řadu tržních anomálií lépe než jiné modely oceňování aktiv (viz např. Chiah *et al.*, 2016). V případě diskusí o nestabilitě koeficientů, která se dá interpretovat též jako změna vnímání rizika vůči použitým faktorům, se otevírá otázka obecného testu stability, respektive detekce změn parametrů takových modelů.

Tento článek má dva hlavní cíle. Pomocí metody detekce změn v panelových datech² s krátkou časovou dimenzí a velkým počtem panelů (viz Antoch *et al.*, 2018) chceme otestovat stabilitu nejrozšířenějšího čtyřfaktorového (4F FF) mezinárodního modelu v období globální finanční krize (2008–2009). Datový soubor, na kterém danou metodologii ukazujeme, se skládá z globálních evropských firem obsažených v databázi Compustat. Byl záměrně zvolen tak, aby případnou detekovanou nestabilitu (bod změny parametrů modelu) bylo možné také interpretovat jako přenos změny vnímání rizika z amerického trhu do Evropy. Přenos a rychlost přenosu vnímání rizika z USA na evropské trhy, který není založen na interakci hlavních burzovních indexů, zatím nebyly v literatuře téměř vůbec sledovány³.

Je zajímavé, že empirický výzkum zaměřený na odhad systémového rizika před GFK⁴ nenašel mnoho důkazů pro globální zranitelnost (Bartram *et al.*, 2007), což vedlo výzkumníky i portfolio manažery k přesvědčení, že diverzifikace snížila systémové riziko na zanedbatelnou úroveň. Velké množství empirických studií a zátěžových testů finančních systémů provedených před rokem 2008 tento pohled potvrdilo s tím, že bankrot jedné společnosti typicky není schopen spustit dominový efekt (např. Elsinger *et al.*, 2006; Boss *et al.*, 2004; Furfine, 2003). Empirické důkazy nashromážděné v průběhu GFK však přesto vzbudily legitimní pochybnosti o vhodnosti procedur používaných při těchto zátěžových testech (Haldane, 2009). Navíc samotný průběh GFK dokonale ukázal, že systémové riziko není zanedbatelné a že dominové efekty jsou pravděpodobné i přes výrazný nárůst diverzifikace rizika (Brunnermeier, 2009). Tyto velmi nežádoucí dopady systémového rizika, spojeného s propojeností trhů a propagací šoků, přilákaly velký

- 2 Problematicke detekce změn ve statistických modelech a jejich stabilitě, a to nejenom v panelových datech, byla věnována v literatuře velká pozornost. Zájemci mohou metodologii a vybrané výsledky vztahující se k analyzované situaci nalézt mimo jiné v pracích Andrewse (1993); Antocha *et al.* (1995, 2008); Antocha a Huškové (1998); Antocha a Jaruškové (2013, 2017); Baltagiho *et al.* (2016); Horvátha a Huškové (2012); Horvátha a Ricea (2014); Horvátha *et al.* (2017); Hsia (2007) či Kaa *et al.* (2012).
- 3 Navíc, jedna z nejdůležitějších problematik, na kterou upozornila globální finanční krize (GFK, 2008–2009), se týká efektu systémového rizika při vzrůstající vzájemné závislosti hlavních aktérů na finančních trzích při rostoucí provázanosti a závislosti těchto trhů.
- 4 Pod pojmem GFK (globální finanční krize, též globální ekonomická krize) rozumíme ekonomickou krizi, odstartovanou problémy na hypotečním trhu v USA. Tato krize se pádem investiční banky Lehman Brothers 15. září 2008 rozšířila do celého světa. V článku se dotýkáme dalšího krizového období, tzv. EDK (evropská dluhová krize, či dluhová krize eurozóny), která se začala výrazněji projevovat koncem roku 2009, respektive začátkem roku 2010. Nejvíce zasáhla Řecko (podpora fondů EU a Mezinárodního měnového fondu), dalšími zeměmi ve sledovaném období byly Irsko a Portugalsko.

zájem výzkumníků (Gai a Kapadia, 2010; Chui *et al.*, 2010a; Haas a Horen, 2012). Proto studie, které budou analyzovat dopad systémových zlomů v jedné části globálního finančního systému a rychlost jejich přenosu pomocí modelů oceňování, jsou velmi potřebné.⁵

Při modelování výnosů z akcií používáme rozšířenou verzi faktorového modelu Famy a Frenche (1993) a Carharta (1997) s mezinárodními faktory Famy a Frenche (2017). V typických modelech oceňování aktiv se parametry modelů považují za stabilní v čase tehdy, pokud není důvod domnívat se, že je tomu jinak.⁶ Je přitom dobře známo, že různé ekonomické a politické události mohou způsobovat strukturální zlomy ve finančních datech. Takovými událostmi bylo například zavedení jednotné měny v Evropě, cenová liberalizace na rozvíjejících se trzích, světová integrace akciových trhů atd. (pro různé příklady a diskusi viz např. Hansen, 2001, či Andreou a Ghysels, 2009). Výzkumníci i odborníci z praxe a priori definují některá období jako odlišná a výsledky faktorových modelů jsou pak zkoumány v rámci těchto období.

Zásadní problém spojený s jakýmkoli testováním stability parametrů modelů spočívá v tom, že skutečný zlomový bod může nastat v jakémkoli čase t , který nemusí být přesně známý. Výrazně zajímavější se proto stává tento problém tehdy, když dané období změny neznáme a musíme jej nejdříve určit. Ve struktuře typické pro finanční mikroekonomická data je však počet členů panelu N (firem, akcií, dluhopisů) zpravidla velmi vysoký, většinou čítá od několika stovek až po více jak desetitisíce subjektů, které pozorujeme v relativně krátkém časovém horizontu (let, čtvrtletí, měsíců). Proto detekce modelových změn a/nebo systematické změny parametrů v panelových datech s velkým N a krátkou časovou dimenzí T musí být speciálně řešena.

Jedním z hlavních cílů tohoto článku je tedy ukázat použití postupů navržených a teoreticky studovaných v Antochovi *et al.* (2018), na rozšířeném mezinárodním 4F FF modelu pro vysvětlení výnosů z akcií. Využijeme k tomu data o výnosech jednotlivých akcií globálního charakteru⁷ obchodovaných na evropských trzích. Budeme identifikovat období v GFK, ve kterém dochází ke změně parametrů ve faktorovém modelu oceňování firem. Určením bodu (bodů) změny parametrů modelu se dá objasnit posun systémového rizika při vysvětlování průměrných výnosů z akcií na roztržštěných evropských burzách. Detekce zlomových bodů ve faktorových modelech oceňování akcií také umožňuje identifikovat země (akciové trhy), které byly problémy zasaženy jako první, a nabízí nástroje umožňující odhadnout například časový posun změn mezi jednotlivými trhy apod. Délka zpoždění oproti americkému trhu se dá potom vysvětlit z hlediska provázanosti jednotlivých burz. Takové postupy pomáhají lépe porozumět imunizačním strategiím pro tvorbu portfolií z akcií evropských firem, včetně možných doporučení pro konstrukci portfolií pro americké investory.

5 Naše studie je první, která odhaduje přenos systémových změn způsobených GFK na chování oceňovacích modelů evropských akcií. Využíváme novou metodologii (Antoch *et al.*, 2018) pro odhalení strukturálních změn v kontextu empirických faktorových modelů oceňování akcií.

6 Existují různé modifikace CAPM s β , které se mění v čase, v závislosti na ekonomickém cyklu. Mezi první studie tohoto přístupu patří práce Jagannathana a Wanga, 1996.

7 „Globální charakter“ evropských akcií chápeme z amerického pohledu. Jsou to akcie, jejichž finanční data a výnosy jsou dostupné v databázi Compustat Global.

Struktura článku je následující. V sekci 2 popisujeme základní metodologii, sekce 3 je věnována popisu dat, ve čtvrté části uvádíme výsledky a v části 5 vybrané závěry.

2. Metodologie – detekce systémových změn v rozšířeném 4F FF modelu

Pro vysvětlení průměrného výnosu z akcií používáme čtyřfaktorový model Famy a Frenche (1993) a Carharta (1997) s faktory globálního rizika, které jsme získali z datového depozitáře Kennetha Frenche.⁸ Podle standardně definovaného čtyřfaktorového modelu je výnos akcií modelován jako:

$$Ret_{i,t} = \alpha_{0i} + \beta_{i,HLTHRF} MKTRF_t + \beta_{i,S} SMB_t + \beta_{i,H} HML_t + \beta_{i,M} MOM_t + u_{i,t}, \quad (1)$$

kde

$Ret_{i,t}$ je výnosová premie společnosti i v měsíci t , která je definovaná jako výnos i -té společnosti mínus výnos bezrizikového aktiva.⁹

$MKTRF_t$ označuje tržní rizikovou premii na čase t .

Uvažovanými faktory Famy a Frenche jsou:

SMB (Small-minus-Big), zachycuje rozdíl mezi průměrnými výnosy portfolií malých a velkých firem, které mají podobný poměr účetní a tržní hodnoty kapitálu. Konkrétně se bere jako rozdíl výnosů decilu největších akcií – podle tržní kapitalizace – a decilu nejmenších akcií.

HML (High-minus-Low), zachycuje rozdíl mezi průměrnými výnosy portfolií s vysokými a nízkými poměry účetní a tržní hodnoty. Konkrétně se opět bere jako rozdíl výnosů portfolií obsahujících akcie s nejvyšším podílem účetní a tržní hodnoty (9. decil) akcií s nejnižším podílem tohoto poměru (1. decil).

MOM (Momentum, neboli Up-minus-Down), vypočtený jako rozdíl výnosů portfolií obsahujícím decil akcií, které byly v minulosti nejhorší, a výnosem portfolií s decilem akcií, které byly nejlepší.

Konstantu α_0 interpretujeme jako bezrizikový výnos.

Pro popis detekce změny parametrů si značení a specifikaci modelu (1) zjednodušíme a přepíšeme jej v klasickém regresním tvaru jako:

$$y_{it} = \mathbf{x}_{it}^T \boldsymbol{\beta}_i + \varepsilon_{it}, 1 \leq i \leq N, 1 \leq t \leq T, \quad (2)$$

kde $\mathbf{x}_{it}^T = (\mathbf{x}_{i,t}(1), \dots, \mathbf{x}_{i,t}(d))$ jsou vektory vysvětlujících proměnných, $\boldsymbol{\beta}_i$ je vektor neznámých parametrů modelu pro i -tý panel, a T označuje transponované matice a vektory. Předpokládáme přitom, že náhodné chyby $\varepsilon_{i,t}$ mohou být průřezově korelované.

8 http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data_library.html

9 Ačkoliv teoreticky existuje řada možností pro volbu bezrizikového aktiva-výnosu (mezibankovní sazba, sazba centrální banky, výnos státního dluhopisu, interest rate swap (IRS), atp.), FF model chápe a používá jako bezrizikové aktivum U.S. one month T-bill rate. Na rozdíl od ostatních instrumentů se do něj dá investovat.

Pro specifikaci a detekci změn rovnici (2) formálně rozšíříme o vektor parametrů β_i umožňující popsat případnou změnu v neznámém časovém okamžiku t_0 . Rovnice (2) tak přejde na tvar

$$y_{it} = x_{it}^T (\beta_i + \delta_i I[t \geq t_0]) + \varepsilon_{it}, \quad 1 \leq i \leq N, \quad 1 \leq t \leq T. \quad (3)$$

Oproti existujícím studiím předpokládáme, že čas T je pevně daný, zatímco počet firem N ve srovnání s časovým horizontem T , během kterého firmy sledujeme je velký (teoreticky vzato se blíží k nekonečnu). Antoch *et al.* (2018) v simulační studii ukázali, že použité statistiky a detekce změn přitom dobře fungují i v panelových strukturách malého rozsahu (N a T mají řádově kolem 100–200 pozorování).

Podle modelu (3) je parametrický vliv vysvětlujících proměnných v různých panelech různý, a regresní koeficienty v i -tém panelu se mohou změnit z β_i na $\beta_i + \delta_i$ v neznámém čas t_0 , který většinou nazýváme bodem změny (bodem zlomu, bodem zvratu apod.). Parametr δ_i popisuje změnu koeficientů v i -tém panelu, ke které případně došlo v čase t_0 . Dodejme, že parametr δ_i může být v některých panelech nulový, což indikuje, že pro daný panel k žádné změně nedošlo.

Antoch *et al.* (2018) uvažují dvě testové procedury, z nichž první je založená na kvadratické formě odhadů získaných pomocí metody nejmenších čtverců, zatímco druhá využívá částečné (parciální) součty reziduí. Na základě jejich doporučení a výsledků simulací jsme se rozhodli použít statistiku

$$|\hat{U}_N(t)|,$$

kde $\hat{U}_N(t)$ je vhodně normalizovaná hodnota funkcionálu $U_N(t)$ definovaného vztahem

$$U_N(t) = \sum_{i=1}^N (\hat{\beta}_{i,t} - \hat{\beta}_{i,T})^T C_{i,t} (\hat{\beta}_{i,t} - \hat{\beta}_{i,T}), \quad \max\{d, t_1\} \leq t \leq \min\{T-d, T-t_2\}. \quad (4)$$

Ve výrazu (4) značíme pomocí:

$\hat{\beta}_{i,t}$ odhad vektoru neznámých parametrů β_i charakterizující model pro i -tý panel, získaný pomocí metody nejmenších čtverců na základě prvních t pozorování;

$C_{i,t}$ je vhodně zvolená váhová matice;

t_1 a t_2 jsou malá čísla zajišťující, že potřebné odhady počítané metodou nejmenších čtverců existují.

Při konstrukci kritických hodnot rozdělení statistiky $\hat{u}_N$ potřebujeme odhad rozptylu σ_i^2 . Pro odhad neznámého σ_i^2 můžeme použít jak klasický odhad

$$\hat{\sigma}_i^2 = \frac{1}{T-d} \sum_{t=1}^T (y_{i,t} - x_{i,t}^T \hat{\beta}_{i,T})^2, \quad (5)$$

tak odhad vhodný v případě maximálně jedné změny, tj.

$$\hat{\sigma}_i^2 = \min_{d < v < T-d} \frac{1}{T-2d} \left[\sum_{t=1}^v (y_{i,t} - x_{i,t}^T \hat{\beta}_{i,t})^2 + \sum_{t=v+1}^T (y_{i,t} - x_{i,t}^T \tilde{\beta}_{i,v})^2 \right], \quad (6)$$

kde $\tilde{\beta}_{i,v}$ je odhad vektoru neznámých parametrů β , charakterizující model pro i -tý panel získaný pomocí metody nejmenších čtverců na základě posledních $T-t$ pozorování a $\hat{\beta}_{i,t}$ opět odpovídá odhadu získanému pomocí prvních t pozorování.

Oba odhady rozptylu $\hat{\sigma}_i^2$ a $\tilde{\sigma}_i^2$ dávaly standardně velmi dobré výsledky, nicméně klasický odhad u $\hat{\sigma}_i^2$ definovaný (5) dával v řadě simulací lepší výsledky než odhad (6), který podhodnocoval odhady rozptylu. Rozhodli jsme se proto používat v aplikaci klasický odhad rozptylu (5).

Pro použití dané metodologie jsou důležité vlastnosti odhadů na datech konečného a relativně malého rozsahu. Práce Antocha *et al.* (2018) obsahuje také shrnutí rozsáhlé simulační studie charakterizující vlastnosti testové statistiky $\hat{u}_N$ pro konečné vzorky dat. Tyto simulace dokumentují velmi dobrou shodu dosažené hladiny významnosti (signifikance) testu a zároveň jeho vysokou sílu v různých simulačních schématech a alternativách, včetně případů, kde došlo ke změně modelu pouze v části panelů. Výsledky simulací také ukazují vhodnost použití statistiky $\hat{u}_N$ i v situacích, kdy T je relativně velké ve srovnání s N , konkrétně v situacích, kdy $T = 50, 100, 200$ a počty panelů N začínají na 100 či 200, což je situace typická v četných ekonometrických aplikacích.

V naší aplikaci budeme, stejně jako v práci Antocha *et al.* (2018), konstruovat kritické hodnoty zvolené testové statistiky pomocí tak zvané „divoké“ (wild) bootstrapové procedury.

3. Data

Pro analýzu vazeb mezi trhy jsme vybrali evropské akcie, které jsou součástí databáze Compustat Global, vytvářené a spravované společností Standard & Poors a pro výzkumníky dostupné například přes WRDS¹⁰. Tato volba byla zvolena proto, abychom případné změny parametrů modelu záměrně sledovali na evropských firmách, které mají globální charakter nebo se alespoň svojí velikostí a významem kvalifikují do sledování v databázi Compustat Global. Odhadujeme tedy případnou změnu parametrů v modelu oceňování evropských aktiv v reakci na globální ekonomickou krizi u akcií, které jsou zajímavé pro portfolio manažery amerických finančních společností. Celkově sledované období zahrnuje měsíční data od ledna 2007 do prosince 2010.

Měsíční výnosy pro jednotlivé akcie firem jsou vypočítány z databáze Compustat Global,¹¹ respektive využíváme propojenou databázi Security Daily, a počítáme meziměsíční změny v cenách akcií na základě poslední závírací ceny v každém měsíci (PRCCD) za použití indikátoru konce měsíce (MONTHEND). Zabýváme se přitom pouze akciemi, které mají hlasovací práva a práva týkající se peněžních toků (proměnná EPF). Ceny akcií jsou standardně upraveny vzhledem k výplatám dividend (AJEXDI).

10 WRDS označuje Wharton Research Data Services (<https://wrds-web.wharton.upenn.edu/wrds/>)

11 Rozdíly podle domicilu jednotlivých firem jsou velmi nepatrné, v kompozici dat tvoří méně než jedno procento.

Tabulka 1 | Základní popisné statistiky sledovaných parametrů pro uvažované firmy celkově a podle jednotlivých regionů

Panel A: Všechny firmy

Statistika/ Proměnná	Vzorek = všechny firmy						
	Velikost firmy	Dluhový poměr (%)	Hmotná aktiva (%)	Nerozdělený zisk (%)	ROA (%)	Růst tržeb (%)	Poměr hotovosti (%)
Průměr	1 838	19	24	25	5	4	12
Medián	320	17	18	25	5	4	8
Směrodatná odchylka	5 849	16	21	27	8	24	12
q5	26	0	2	−8	−8	−26	1
q25	109	5	7	13	2	−6	4
q75	1 131	29	35	39	9	13	15
q95	7 017	47	65	64	17	34	35

Panel B: Firmy ze západní Evropy

Statistika/ Proměnná	Vzorek = západní Evropa						
	Velikost firmy	Dluhový poměr (%)	Hmotná aktiva (%)	Nerozdělený zisk (%)	ROA (%)	Růst tržeb (%)	Poměr hotovosti (%)
Průměr	3 356	18	24	28	6	3	12
Medián	674	18	21	27	5	2	9
Směrodatná odchylka	7 743	14	18	20	8	24	11
q5	70	0	4	0	−6	−26	1
q25	220	5	9	13	3	−7	5
q75	2 875	28	35	40	9	11	17
q95	14 584	40	55	66	15	32	31

Panel C: Firmy ze severní Evropy

Statistika/ Proměnná	Vzorek = severní Evropa						
	Velikost firmy	Dluhový poměr (%)	Hmotná aktiva (%)	Nerozdělený zisk (%)	ROA (%)	Růst tržeb (%)	Poměr hotovosti (%)
Průměr	960	21	25	32	6	4	11
Medián	267	21	18	29	6	4	8
Směrodatná odchylka	1 682	16	23	17	7	21	10
q5	34	0	1	5	−5	−26	2
q25	110	8	8	20	2	−7	4
q75	744	33	41	45	11	14	14
q95	4 833	48	74	59	17	34	27

Panel D: Firmy z Velké Británie

Statistika/ Proměnná	Vzorek = Velká Británie						
	Velikost	Dluhový poměr (%)	Hmotná aktiva (%)	Nerozdělený zisk (%)	ROA (%)	Růst tržeb (%)	Poměr hotovosti (%)
Průměr	1 637	18	23	21	5	5	12
Medián	276	15	16	22	5	4	7
Směrodatná odchylka	6 089	17	21	32	9	24	13
q5	18	0	2	-25	-9	-26	0
q25	84	3	6	11	2	-6	3
q75	999	29	33	36	9	14	15
q95	5 042	48	66	65	17	35	38

Zdroj: vlastní výpočty z databáze Compustat Global

Tabulka 1 ukazuje základní charakteristiky firem, které jsou součástí sledovaného souboru dat, značí 100q% kvantil. Velikost firmy je měřena pomocí celkových aktiv (total assets, proměnná AT) v milionech USD. Dluhový poměr je počítán jako součet krátkodobého a dlouhodobého dluhu (DLC + DLTT) dělený celkovými aktivy. Hmotná aktiva (poměr) je počítán pomocí hodnoty pozemků, budov a zařízení (proměnná PPENT) dělený celkovými aktivy. U nerozděleného zisku (RE) uvádíme jeho poměr škálovaný opět celkovými aktivy. Výnosnost aktiv (ROA) je měřena jako čistý zisk (NICON) dělený celkovými aktivy. Růst tržeb je počítán jako roční změna v tržbách (SALE). Poměr hotovosti je vypočítán jako poměr peněžních prostředků a peněžních ekvivalentů (proměnná CHE) vůči celkovým aktivům. Ve všech tabulkách značí 100q% výběrový kvantil sledované veličiny.

Zdůrazněme, že typická firma v panelu A, charakterizovaná výběrovými mediány sledovaných proměnných, má účetní hodnotu aktiv okolo 320 milionů dolarů, dluhový poměr kolem 17 %, poměr hmotných aktiv 18 %, poměr nerozděleného zisku zhruba 25 %, výnosy z aktiv (ROA) 5 % a její prodeje rostou kolem 4 % ročně. Navíc tato „typická firma“ drží kolem 8 % hotovosti (poměr k aktivům společnosti).

Panely B–D zahrnují firmy v členění na západní Evropu, severní Evropu a Velkou Británii. Firmy s největší účetní hodnotou jsou registrované v západní Evropě s mediánovou hodnotou aktiv okolo 670 milionů dolarů. Na druhé straně, nejmenší firmy sídlí v severní Evropě a mají mediánovou účetní hodnotu aktiv přibližně 270 milionů USD. Severské firmy mají ve srovnání s ostatními firmami tendenci se nejvíce zadlužovat, poměr dluhu vůči aktivům se pohybuje kolem 21 %, kdežto v západní Evropě, uvažované jako celek, je tento poměr roven 18 % a ve Velké Británii pouhých 15 %. Firmy ve všech regionech mají podobné výnosy z aktiv (ROA). Prodeje firem v severní Evropě a Velké Británii rostou kolem 4 % ročně, což je o celé 2 % víc než u firem v západní Evropě. Co se týče držení hotovosti, všechny firmy drží přibližně stejný poměr hotovosti k aktivům

okolo 8%. Detailnější představu, zejména o rozdělení dluhového poměru, hmotných aktiv, nerozděleného zisku, výnosu z aktiv, růstu tržeb a poměru hotovosti je možno získat z krabicových grafů v obrázku 1.

Obrázek 1 | Detail rozdělení jednotlivých poměrových ukazatelů pomocí krabicových grafů

Poznámka: Krabicové grafy jsou konstruovány standardním způsobem. Střed je tvořen mediánem, hranice krabic tvoří dolní, respektive horní kvartil. Čárové linie vedou buď k minimu a k maximum, nebo k 1,5násobku mezikvartilového rozpětí. Pozorování za těmito hranicemi jsou považována za odlehlá a jsou označena jednotlivými body.

Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka 2 ukazuje počet unikátních firem v členění podle průmyslu. Nejvíce firem pochází z odvětví výroby (820) a z odvětví služeb (384).

Tabulka 2 | Členění firem podle průmyslových sektorů

Průmysl	Kód SIC	Počet pozorování
Zemědělství, lesnictví a rybolov	01-09	8
Těžební průmysl	10-14	32
Stavebnictví	15-17	88
Zpracovatelský průmysl	20-39	820
Doprava a veřejné služby	40-49	120
Velkoobchod	50-51	113
Maloobchod	52-59	132
Služby	70-89	384
Nezařazeno	99	6
Celkový počet jedinečných firem		1 703

Zdroj: vlastní výpočty z databáze Compustat Global

Tabulka 3 ukazuje vývoj počtu pozorování v jednotlivých letech. Je vidět, že data v podstatě tvoří téměř balancovaný panel – každý rok je zastoupen zhruba pěti tisíci pozorováními. Za čtyři roky (2007–2010) použitý soubor obsahuje přes 20 tisíc pozorování (sledovaných firem). Nejvíce je zastoupena Velká Británie, kde je každý rok reprezentován zhruba dva a půl tisíci pozorováními. Regiony západní a severní Evropy mají přibližně stejný počet pozorování, a to mezi čtyřmi a pěti tisíci. Pochopitelně porovnáním počtu jedinečných firem a časovou dimenzí vidíme, že některé firmy z trhu zmizely, třeba v rámci sloučení a akvizic, a jiné se zase objevily.

Tabulka 3 | Počty pozorování v souboru dat

	Vzorek			
	Všechny firmy	Severní Evropa	Západní Evropa	Velká Británie
Rok	N	N	N	N
2007	5 361	1 292	1 135	2 934
2008	5 138	1 237	1 125	2 776
2009	4 874	1 179	1 088	2 607
2010	4 711	1 169	1 049	2 493
Celkem	20 084	4 877	4 397	10 810

Zdroj: vlastní výpočty z databáze Compustat Global

Výsledky

Pro lepší srovnání jsme nejprve spojili data z jednotlivých regionů do jednoho souhrnného souboru a výsledky podle jednotlivých regionů znázorňujeme v obrázku 2. Po jednotlivých regionech jsou v obrázku zobrazeny hodnoty procesu $|\hat{U}_N(t)|$ v čase, spolu s kritickými hodnotami testu na hladinách 10, 5 a 1 procenta. Podle konstrukce testu je bodem zlomu čas $\hat{t}_N$, pro nějž statistika $|\hat{U}_N(t)|$ nabývá svého maxima. V obrázku je vyznačen temně šedou barvou.

Ačkoliv finanční krize zasáhla americké finanční trhy v polovině roku 2008, horní část obrázku 2 jasně ukazuje, že evropské trhy reagovaly v plné síle mnohem později, v březnu 2009. Všimněme si nicméně, že indikace toho, že se něco děje, je v datech a odpovídajících testových statistikách vidět již na podzim 2008. Přestože evropské trhy jsou provázané s trhy americkými, na souboru analyzovaných firem z databáze Compustat se ukazuje, že hlavní reakce nastala až s mnohaměsíčním zpožděním. Tento fakt by mohl naznačovat, že portfolio manažeři měli dostatečné možnosti a čas reagovat na vlnu systémových změn pocházejících z USA a imunizovat portfolia, ve kterých drží evropské tituly.

Na druhé straně, jednou ze základních charakteristik evropských trhů je jejich fragmentace (Banegas *et al.*, 2013), a proto jsme jednotlivé firmy rozdělili do tří geografických skupin: západní Evropa, severní Evropa a Velká Británie podle kapitálového trhu. Jednotlivé části obrázku 2 jednoznačně ukazují, že provázanost mezi těmito regiony a americkými finančními trhy není jednotná ani v rámci Evropy.

Je jasně vidět, že systémové změny způsobené finanční krizí zásadně zasáhly do parametrů oceňovacích modelů západní Evropy mnohem dříve než do změn parametrů oceňovacích modelů v severních zemích a ve Velké Británii. Firmy západní Evropy byly z hlediska systémových změn v oceňovacích modelech plně zasaženy finanční krizí již v říjnu roku 2008 a nikoliv až v březnu 2009 jako zbytek Evropy. Toto je jeden z hlavních výsledků našeho článku. Ukazuje se, že i na úrovni oceňovacích modelů je západní Evropa úzce propojena s americkými finančními trhy a k přesunu systematických rizik dochází (mnohem) dříve než na ostatních evropských kapitálových trzích.

Tabulka 4 ukazuje koeficienty a jejich změny u rizikových faktorů 4F FF modelu, které lze interpretovat jako změny v citlivosti na rizikové faktory. U všech regionů se citlivost na tržní riziko výrazně zvýšila po detekované změně. To znamená, že investoři vyžadují vyšší výnosnost za stejnou expozici vůči tržnímu riziku. Nejvyšší nárůst citlivosti je v západní Evropě, který se shoduje s dřívějším bodem zlomu než ostatní dva trhy. Citlivost zbývajících faktorů – SMB, HML a WML – buď po změně klesla, nebo zůstala stejná.

Obrázek 2 | Detekce změn modelu oceňování podle evropského regionu

Poznámky: Graf hodnot $|\hat{U}_N(t)|$. Tmavě šedou barvou vyznačený časový okamžik označuje detekovaný bod změny, to je hodnota času, v níž $|\hat{U}_N(t)|$ nabývá svého maxima. Statistická významnost odpovídá konkrétnímu šrafování. Je vidět, že všechny detekované změny byly statisticky významné na hladině 5%. Skupina zemí (trhů) je vyznačena v pravé části obrázku.

Zdroj: vlastní výpočty

Tabulka 4 | Odhady parametrů 4F FF modelu v interakci s detekovanou změnou podle regionu

	Všechny firmy	Severní Evropa	Velká Británie	Západní Evropa
	změna, 03/2009	změna, 03/2009	změna, 03/2009	změna, 10/2008
MKTRF	0,386***	0,474***	0,340***	0,629***
	(0,034)	(0,053)	(0,053)	(0,039)
MKTRF * změna	0,290***	0,132**	0,282***	0,439***
	(0,040)	(0,063)	(0,062)	(0,076)
SMB	1,095***	1,035***	1,331***	0,821***
	(0,087)	(0,139)	(0,136)	(0,130)
SMB * změna	-0,267**	-0,335*	-0,398**	0,141
	(0,114)	(0,182)	(0,177)	(0,200)
HML	0,841***	0,634***	1,067***	0,144
	(0,080)	(0,128)	(0,125)	(0,114)
HML * změna	-1,599***	-1,659***	-1,859***	0,002
	(0,113)	(0,182)	(0,176)	(0,312)
WML	-0,327***	-0,234***	-0,433***	-0,164***
	(0,025)	(0,040)	(0,039)	(0,041)
WML * změna	-0,030	-0,167**	-0,011	0,058
	(0,049)	(0,079)	(0,076)	(0,121)
Alfa	1,033***	0,782***	1,011***	0,302
	(0,170)	(0,270)	(0,265)	(0,219)
Alfa * změna	-1,352***	-1,272***	-1,474***	0,374
	(0,214)	(0,343)	(0,334)	(0,344)
R²	0,172	0,226	0,153	0,231
Ad, jR²	0,172	0,225	0,152	0,229
Počet pozorování (N)	20 228	4 877	10 954	4 397

Poznámka: Pod každým faktorem je uvedena interakce se změnou parametrů. Pro severní Evropu a Velkou Británii byly tedy faktory odhadovány ve dvou obdobích: 01/2007–02/2009 a 03/2009–12/2010. Řádek s interakcí říká, o kolik se příslušný parametr změnil ve druhém období. Pro západní Evropu byla detekována změna v 10/2008, tedy příslušná období pro tento region jsou: 01/2007–09/2008 a 10/2008–12/2010.

Znaménka *, **, a *** označují významnost jednotlivých koeficientů na hladině významnosti 10, 5 a 1 %.

Zdroj: vlastní výpočty

Banz (1981) zjistil, že akcie s nižší tržní kapitalizací mají tendenci mít vyšší průměrné výnosy, což je základem pro vytvoření faktoru SMB. Z hlediska tohoto faktoru se v severní Evropě a ve Velké Británii citlivost akcií snižuje s ohledem na malé firmy, což způsobuje sblížení vnímání rizik mezi malou kapitalizací a velkými kapitalizačními akciemi. Citlivost vůči tržní kapitalizaci v západní Evropě zůstala stejná.

Akcie s vysokými poměry účetní hodnoty nebo peněžního toku vůči ceně akcií mají systematicky vyšší průměrné výnosy než růstové akcie, které mají tyto poměry nízké (De Bondt a Thaler, 1985; Fama a French, 1992; Lakonishok, Shleifer a Vishny, 1994). Tyto výzkumy byly základem pro vytvoření faktoru HML. Naše analýza ukazuje, že v severní Evropě a ve Velké Británii se po detekované změně snížila citlivost investorů na tento faktor. To znamená, že investoři vnímají konvergenci rizika mezi hodnotou a růstem akcií. V západní Evropě tento rizikový faktor není signifikantní vůbec.

Jegadeesh a Titman (1993) ukázali, že akcie v USA udržují svůj trend – akcie, které v minulém roce měly vysoké výnosy, mají s velkou pravděpodobností dobré výsledky i v dalším období. Tento fenomén byl také pozorován v mezinárodní kontextu a vedl k vytvoření faktoru WML (viz např. Chan, Hamao a Lakonishok, 1991; Griffin, Ji a Martin, 2003; Asness, Moskowitz a Pedersen, 2013; Chui, Titman a Wei, 2010). V našem období pouze v severní Evropě pozorujeme pokles vnímání rizika vzhledem k tomuto faktoru, na ostatních trzích se nic nezměnilo.

Konečně, v severní Evropě a ve Velké Británii se alfa koeficient po detekované změně snižuje a pokles je větší než koeficient před změnou. To lze interpretovat i tak, že efekt bezrizikového výnosu zmizel z oceňovacích modelů, patrně reflektujících fakt jejich potlačení na příslušných akciových trzích.

Celkově z hlediska FF modelu naše výsledky ukazují, že po detekované změně parametrů investoři nejvíce vnímají změnu faktoru tržního rizika, který je významně riskantnější, než se dříve předpokládalo. Avšak investorova vnímání základních rizikových charakteristik akcií, tj. velikosti, hodnoty a trendu, zůstala buď stejná, nebo se snížila. To lze vysvětlit skutečností, že zdrojem finanční krize byl trh spíše než rizikové charakteristiky akcií.

Závěr

Článek se zabývá identifikací bodů změny parametrů ve čtyřfaktorovém Fama French modelu (4F FF) oceňování firem v období let 2007–2010, které zahrnuje globální finanční krizi (2008–2009). K určení systematické změny parametrů oceňovacích modelů použijeme metodologii navrženou v práci Antocha *et al.* (2018). Pomocí detekované změny se dá objasnit posun systémového rizika při vysvětlování průměrných výnosů z akcií na roztržštěných evropských burzách. Detekce bodů změny ve faktorových modelech oceňování akcií také umožňuje identifikovat země (akciové trhy), které byly problémy zasaženy jako první, a nabízí nástroje umožňující například odhadnout časový posun změn mezi jednotlivými trhy. Délka zpoždění oproti americkému trhu se dá potom vysvětlit z hlediska provázanosti jednotlivých burz a přenosu vnímání rizika.

V článku ukazujeme, že riziko finanční krize dopadlo na firmy severní Evropy a Velké Británie ve stejné době, zatímco západoevropské trhy reagovaly na změny v USA velmi rychle a s výrazným předstihem než další dva uvažované trhy. Z hlediska imuni-začních strategií naše analýza ukazuje, že přesunem akcií z burz západní Evropy na burzy ve Velké Británii a v severní Evropě portfolio manažeři mohou získat až několik měsíců, než riziko systematicky zasáhne jejich portfolia. Žádný z analyzovaných evropských trhů není ale imunní vůči finančnímu riziku pocházejícímu z amerických trhů. Jinak řečeno, i v oceňovacích modelech stále platí, že evropské a americké trhy jsou vzájemně silně propojené.

Literatura

- Andreou, E., Ghysels, E. (2009). Structural Breaks in Financial Time Series, in Mikosch, T., Kreiß, J. P., Davis, R., Andersen, T., eds., *Handbook of Financial Time Series*. Berlin: Springer, pp. 839–870. ISBN 978-3-540-71296-1, https://doi.org/10.1007/978-3-540-71297-8_37
- Andrews, D. W. K. (1993). Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point. *Econometrica*, 61(4), 821–856, <https://doi.org/10.2307/2951764>
- Antoch, J., Hušková, M., Veraverbeke, N. (1995). Change-point Problem and Bootstrap. *Journal of Nonparametric Statistics*, 5(2), 123–144, <https://doi.org/10.1080/10485259508832639>
- Antoch, J., Hušková, M. (1998). Estimators of Changes, in Ghosh, S., ed., *Nonparametrics, Asymptotics and Time Series*. New York: M. Dekker, pp. 533–578.
- Antoch, J., Hušková, M., Janic, A., Ledwina, T. (2008). Data Driven Rank Test for the Change Point Problem. *Metrika*, 68(1), 1–15, <https://doi.org/10.1007/s00184-007-0139-2>
- Antoch, J., Jarušková, D. (2013). Testing for Multiple Change Points. *Computational Statistics*, 28(5), 2161–2183, <https://doi.org/10.1007/s00180-013-0401-1>
- Antoch, J., Jarušková, D. (2017). Detection of Breaks in a Capital Structure: A Case Study. *Statistika*, 97(1), 32–43.
- Antoch, J., Hanousek, J., Horváth, L., Hušková, M., Wang, S. (2018). Structural Breaks in Panel Data: Large Number of Panels and Short Length Time Series. *Economic Reviews*, <https://doi.org/10.1080/07474938.2018.1454378>. V tisku.
- Asness, C. S., Moskowitz, T. J., Pedersen, L. H. (2013). Value and Momentum Everywhere. *Journal of Finance*, 68(3), 929–985, <https://doi.org/10.1111/jofi.12021>
- Baltagi, B. H., Feng, Q., Kao, C. (2016). Estimation of Heterogeneous Panels with Structural Breaks. *Journal of Econometrics*, 191(1), 176–195, <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2015.03.048>
- Banegas, A., Gillen, B., Timmermann, A., Wermers, R. (2013). The Cross Section of Conditional Mutual Fund Performance in European Stock Markets. *Journal of Financial Economics*, 108(3), 699–726, <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2013.01.008>
- Banz, R. W. (1981). The Relationship between Return and Market Value of Common Stocks. *Journal of Financial Economics*, 9(1), 3–18, [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(81\)90018-0](https://doi.org/10.1016/0304-405X(81)90018-0)
- Bartram, S. M., Brown, G. W., Hund, J. E. (2007). Estimating Systemic Risk in the International Financial System. *Journal of Financial Economics*, 86(3), 835–869, <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2006.10.001>
- Boss, M., Elsinger, H., Summer, M., Thurner, S. (2004). Network Topology of the Interbank Market. *Quantitative Finance*, 4(6), 677–684, <https://doi.org/10.1080/14697680400020325>

- Brunnermeier, M. K. (2009). Deciphering the Liquidity and Credit Crunch 2007-2008. *Journal of Economic Perspectives*, 23(1), 77–100, <https://doi.org/10.1257/jep.23.1.77>
- Carhart, M. M. (1997). On Persistence in Mutual Fund Performance. *Journal of Finance*, 52(1), 57–82, <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1997.tb03808.x>
- De Bondt, W. F. M., Thaler, R. H. (1985). Does the Stock Market Overreact? *Journal of Finance*, 40(3), 793–805, <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1985.tb05004.x>
- Elbannan, M. A. (2015). The Capital Asset Pricing Model: An Overview of the Theory. *International Journal of Economics and Finance*, 7(1), 216–228, <https://doi.org/10.5539/ijef.v7n1p216>
- Elsinger, H., Lehar, A., Summer, M. (2006). Risk Assessment for Banking Systems. *Management Science*, 52(9), 1301–1314, <https://doi.org/10.1287/mnsc.1060.0531>
- Fama, E. F., French, K. R. (1992). The Cross-Section of Expected Stock Returns. *Journal of Finance*, 47(2), 427–465, <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1992.tb04398.x>
- Fama, E. F., French, K. R. (1993). Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds. *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3–56, [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(93\)90023-5](https://doi.org/10.1016/0304-405X(93)90023-5)
- Fama, E. F., French, K. R. (2004). The Capital Asset Pricing Model: Theory and Evidence. *Journal of Economic Perspectives*, 18(3), 25–46, <https://doi.org/10.1257/0895330042162430>
- Fama, E. F. (2014). Two Pillars of Asset Pricing. *American Economic Review*, 104(6), 1467–1485, <https://doi.org/10.1257/aer.104.6.1467>
- Fama, E. F., French, K. R. (2017). International Tests of a Five-Factor Asset Pricing Model. *Journal of Financial Economics*, 123(3), 441–463, <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2016.11.004>
- French, K. R. (1980). Stock Returns and the Weekend Effect. *Journal of Financial Economics*, 8(1), 55–69, [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(80\)90021-5](https://doi.org/10.1016/0304-405X(80)90021-5)
- Furfine, C. H. (2003). Interbank Exposures: Quantifying the Risk of Contagion. *Journal of Money, Credit and Banking*, 35(1), 111–128, <https://doi.org/10.1353/mcb.2003.0004>
- Gai, P., Kapadia, S. (2010). Contagion in Financial Networks, in *Proceedings of the Royal Society of London A: Mathematical, Physical and Engineering Sciences*. The Royal Society, 466(2120), 2401–2423, <https://doi.org/10.1098/rspa.2009.0410>
- Griffin, J. M., Ji, X., Martin, J. S. (2003). Momentum Investing and Business Cycle Risk: Evidence from Pole to Pole. *Journal of Finance*, 58(6), 2515–2547, <https://doi.org/10.1046/j.1540-6261.2003.00614.x>
- Haas De, R., Horen Van, N. (2012). International Shock Transmission after the Lehman Brothers Collapse: Evidence from Syndicated Lending. *American Economic Review*, 102(3), 231–237, <https://doi.org/10.1257/aer.102.3.231>
- Haldane, A. G. (2009). *Rethinking the Financial Network*. Speech Delivered at the Financial Student Association, Amsterdam. Dostupné z: <https://www.bankofengland.co.uk/-/media/boe/files/speech/2009/rethinking-the-financial-network>
- Hansen, B. E. (2001). The New Econometrics of Structural Change: Dating Breaks in U.S. Labour Productivity. *Journal of Economic Perspectives*, 15(4), 117–128, <https://doi.org/10.1257/jep.15.4.117>
- Horváth, L., Hušková, M. (2012). Change–Point Detection in Panel Data. *Journal of Time Series Analysis*, 33(4), 631–648, <https://doi.org/10.1111/j.1467-9892.2012.00796.x>
- Horváth, L., Rice, G. (2014). Extensions of Some Classical Methods in Change Point Analysis. *Test*, 23(2), 219–255, <https://doi.org/10.1007/s11749-014-0368-4>

- Horváth, L., Hušková, M., Rice, G., Wang, J. (2017). Asymptotic Properties of the CUSUM Estimator for the Time of Change in Linear Panel Data Models. *Econometric Theory*, 33(2), 366–412, <https://doi.org/10.1017/S0266466615000468>
- Hsiao, C. (2007). Panel Data Analysis—Advantages and Challenges. *Test*, 16(1), 1–22, <https://doi.org/10.1007/s11749-007-0046-x>
- Chan, L. K. C., Hamao, Y., Lakonishok, J. (1991). Fundamentals and Stock Returns in Japan. *Journal of Finance*, 46(5), 1739–1764, <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1991.tb04642.x>
- Chiah, M., Chai, D., Zhong, A., Li, S. (2016). A Better Model? An Empirical Investigation of the Fama–French Five-factor Model in Australia. *International Review of Finance*, 16(4), 595–638, <https://doi.org/10.1111/irfi.12099>
- Chui, M. K. F., Domanski, D., Kugler, P., Shek, J. (2010a). The Collapse of International Bank Finance during the Crisis: Evidence from Syndicated Loan Markets. *BIS Quarterly Review*, 34–49. Dostupné z: <https://ssrn.com/abstract=1672627>
- Chui, A. C. W., Titman, S., Wei, K. C. J. (2010b). Individualism and Momentum around the World. *Journal of Finance*, 65(1), 361–392, <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2009.01532.x>
- Jagannathan, R., Wang, Z. (1996). The Conditional CAPM and the Cross-Section of Expected Returns. *Journal of Finance*, 51(1), 3–53, <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1996.tb05201.x>
- Jegadeesh, N., Titman, S. (1993). Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency. *Journal of Finance*, 48(1), 65–91, <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1993.tb04702.x>
- Kao, C., Trapani, L., Urga, G. (2012). Asymptotics for Panel Models with Common Shocks. *Econometric Reviews*, 31(4), 390–439, <https://doi.org/10.1080/07474938.2011.607991>
- Lakonishok, J., Shleifer, A., Vishny, R. W. (1994). Contrarian Investment, Extrapolation, and Risk. *Journal of Finance*, 49(5), 1541–1578, <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1994.tb04772.x>
- Reinganum, M. R. (1983). The Anomalous Stock Market Behavior of Small Firms in January: Empirical Tests for Tax-Loss Selling Effect. *Journal of Financial Economics*, 12(1), 89–104, [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(83\)90029-6](https://doi.org/10.1016/0304-405X(83)90029-6)