CENOVÉ SKOKY BĚHEM FINANČNÍ NEJISTOTY: OD INTUICE K REGULAČNÍ PERSPEKTIVĚ

Jan Hanousek, CERGE-EI Praha, CEPR Londýn; Jan Novotný, CERGE-EI Praha, Cass Business School, City University London*

1. Úvod

Finanční literatura užívá širokou paletu způsobů klasifikace tržní volatility. V tomto článku se zaměříme na dekompozici volatility na bílý šum (Gaussovská složka představující difuzní proces) a cenové skoky.¹ Z empirického pohledu pak cenové skoky představují náhlé změny v ceně během krátkého časového intervalu. Tyto procesy pak také odpovídají velkému množství tržních jevů, které nemohou být spojeny s Gaussovským rozdělením. Současná literatura nabízí dvě možná vysvětlení výskytu cenových skoků. Zaprvé, Bouchaud et al. (2006) a Joulin Lefevre, Lefevre, Grunberg a Bouchaud (2008) ukazují, že skoky jsou způsobeny převážně nedostatkem tržní likvidity. Neefektivní poskytování likvidity, způsobené špatnou tržní mikrostrukturou, může zapříčinit extrémní cenové pohyby (viz přehled v Madhavan, 2000). Druhý pohled v literatuře pak říká, že cenové skoky spíše odrážejí tržní reakci na neočekávané informace, viz Lee a Mykland (2008) a Lahaye et al. (2011), kteří dochází k závěru, že (makroekonomická) data a oznámení nových zpráv jsou primárním zdrojem cenových skoků.

Cenové skoky tudíž mohou sloužit jako zástupné proměnné pro příchod informací na trh a mohou tak být využity jako nástroje pro studium tržní efektivity (Fama, 1970), či fenoménů jako je informované obchodování viz například Kennedy et al. (2006). Navíc, dobrá znalost rozdělení cenových skoků je užitečná pro finanční regulaci a implementaci optimálních politik, viz Beckett a Roberts (1990), či Tinic (1995). A konečně, přítomnost ne-Gaussovske složky v cenových procesech ovlivňuje modely a indikátory používané ve financích, například při výpočtech rizika či výkonnosti rozličných finančních nástrojů (Heston, 1993, Bates, 1996, Scott, 1997).

V tomto článku analyzujeme vliv nedávné finanční krize na rozdělení a dynamiku cenových skoků. Naším cílem je zejména studovat do jaké míry lze pozorovat podobnosti a přenášení cenových skoků z rozvinutých kapitálových trhů do rozvíjejících se

* Autoři by rádi poděkovali Evženu Kočendovi za cenné připomínky, stejně jako všem účastníkům The London/Prague Seminar Series on Financial Markets: Modelling and Testing for Jumps in Financial Markets, který se konal 30 dubna 2012. J. Hanousek byl podporován grantem GAČR 14-27047S. J. Novotný děkuje za podporu Sedmému rámcovému programu Evropského společenství, Program FP7-PEOPLE-2011-IEF s číslem PIEF-GA-2011-302098 a grantu GAČR 402/12/G097(DYME). Prezentované výsledky a závěry nevyjadřují oficiální názory institucí, ve kterých autoři působí. Za případné chyby plně odpovídají autoři článku.

1 Toto rozdělení lze nalézt v prvních pracích zabývajících se cenovými skoky (viz např. Merton, 1976 či v Giot et al. (2010).

středovýchodních evropských (CEE) trhů na příkladu. České republiky. Ke spárování a porovnání New York Stock Exchange (NYSE) a BCPP jsme se rozhodli z několika důvodů.

Volba BCPP splňuje požadavky na oba výše zmíněné zdroje cenových skoků: 1) malá celková likvidita a nízký počet obchodovaných cenných papírů, 2) cenový mechanismus na BCPP je pod silným vlivem zahraničních zpráv z trhů v EU a USA, a 3) podíl zahraničních investorů na celkovém objemu obchodování je významný (Hanousek a Kočenda, 2011). Na zvolený pár burz cenných papírů lze nahlížet také z pohledu informačních toků: NYSE je původním zdrojem, zatímco BCPP reprezentuje rozvíjející se CEE trh, který je pod vlivem globálních trhů (např. Hanousek et al., 2009). Navíc, opačný směr vlivu směr spíše neexistuje, jak ukazuje Dungey et al. (2005).

Je obecně očekáváno, že v období finanční nejistoty budeme pozorovat vyšší volatilitu, jelikož investoři mají tendenci přehnaně reagovat na špatné signály (Anderson et al., 2007). Nicméně, stále není důkladně popsáno či empiricky ověřeno, zda a jak se rozdělení cenových skoků mění během krize a jestli existují rozdíly mezi likvidními vyspělými a malými a rozvíjejícími se trhy. Zvolená dvojice kapitálových trhů nám umožňuje tyto změny studovat včetně rozdílů mezi trhy před a po krizi. Naším cílem je studovat nejen chování tržních indexů, ale i rozdělení skoků vybraných cenných papírů, reprezentujících významné složky těchto indexů.

Pochopení dynamiky cenových skoků a vzájemné korelace napříč trhy s sebou nese závažné důsledky pro regulaci. Nové zásady regulace, známé jako Basel III Accords, explicitně zdůrazňují důležitost modelování korelací pro portfolia v době finanční nejistoty, včetně doporučení sledovat extrémní skokové události a to případ od případu. Korelační struktura mezi extrémními událostmi, či propady v portfoliu, může, ale nutně nemusí, být propojena s celkovou korelační strukturou. Znalost dynamiky cenových skoků tedy může naznačit způsoby, jak se vypořádat s korelací trhů ve vztahu k extrémním událostem.

Článek má následující strukturu: Nejprve využíváme různých ukazatelů volatility, abychom ukázali, že dochází k přenášení cenových skoků z USA na BCPP a ukazujeme jejich dynamiku. Poté analyzujeme možná schémata vývoje cenových skoků na hlavních cenných papírech obchodovaných na obou trzích. Testujeme, zdali došlo k celkovému nárůstu tržní volatility během finanční krize. Následně se zaměříme na cenové skoky a analyzujeme, jak se chování cenových skoků změnilo v průběhu nedávné finanční krize a v důsledku pádu Lehman Brothers. Explicitně testujeme přítomnost dočasného a trvalého dopadu této události na vlastnosti cenových skoků na finančních trzích. Na konec dáváme naše výsledky do souvislosti s regulatorním náhledem a porovnáváme změnu v chování cenových skoků a CDS. Závěr stručně shrnuje dosažené výsledky.

2. Model cenového procesu: Skoky, jejich detekce a efekt krize

V této části poskytujeme model log-cenové dynamiky a matematicky formalizujeme efekt finanční nejistoty, způsobených pádem Lehman Brothers. Následně pak poskytujeme přehled různých indikátorů pro detekci cenových skoků a zaměříme se na indikátory optimální k Chybě typu I a Chybě typu II.

2.1 Proces cenových skoků

Cenový skok můžeme definovat ze dvou různých perspektiv. Z empirického pohledu se cenovým skokem obecně rozumí náhlý značně významný cenový pohyb, tj. jedná se o významnou změnu v ceně aktiva. Tato změna ceny je výrazně vyšší než převládající tržní volatilita a škáluje se také jinak, než obvyklý cenový šum. Teoreticky lze tento pohled formalizovat tak, že do cenového procesu zavedeme nespojitosti v ceně, které odpovídají právě těmto cenovým skokům. Matematicky pak můžeme cenové skoky zavést asymptoticky do cenového procesu buď jako nespojitosti v cenové trajektorii, nebo můžeme použít princip „pozorované ekvivalence“. Při tomto přístupu se zavádí skoky do cenového procesu tak, aby výsledná trajektorie cen aktiv byla svými vlastnostmi ekvivalentní trajektorii empiricky pozorované na dané frekvenci.

V tomto článku pak použijeme teoretický přístup modelující cenové skoky pomocí nespojitostí a to pomocí skokových Lévyho procesů. Předpokládáme tedy, že log-ceny $Y = \{Y_t\}_{0 \leq t \leq 1}$ je proces definovaný na pravděpodobnostním prostoru $(\Omega, \mathcal{F}, (F_t)_{t \geq 0}, P)$ v časovém intervalu $[0, 1]$. Log-cenový proces tvoří tzv. semi-martingal, a jeho dynamiku lze ve spojitém čase specifikovat stochastickou diferenciální rovnicí

$$dS_t = \mu_t dt + \sigma_t dW_t + dJ_t, \quad (1)$$

kde μ_t a σ_t jsou procesy určující deterministický trend a volatilitu, dW_t je standardní Brownův pohyb a člen dJ_t představuje ryze skokový Lévyho proces (Merton 1976, či Jacod a Shiryaev, 1987). V následujících částech pak uvažujeme skoky s konečnou aktivitou (viz. Aït-Sahalia a Jacod, 2011) a faktorizujeme Lévyho proces jako $Y_t dJ_t$. První komponenta v tomto vztahu odpovídá náhodnému procesu určujícímu velikost skoků, zatímco druhá řídí jejich příchod.

Souhrně můžeme říci, že člen $\sigma_t dW_t$ odpovídá běžné komponentě šumu, zatímco člen $Y dJ_t$ odpovídá procesu cenového skoku. Intuice pro velkou skupinu indikátorů cenových skoků spočívá v rozdílu mezi Kvadratickou Variací a Integrovanou Variací; viz diskuze v Dumitru a Urga (2012) a odkazy tamtéž. Kvadratická Variace je definována jako

$$QV_t = \int_0^t \sigma_s^2 ds + \sum_{i=1}^{N_t} c_i^2 \quad (2)$$

jež odhaduje celkovou volatilitu v log-cenových procesech na časovém intervalu $[0, t]$, tj. jak příspěvek volatility ve spojitém čase, dané integrací přes σ_t^2 , tak i N_t cenovými skoky, jejichž jednotlivé velikosti jsou dány c_i .

Integrovaná Variace, na druhou stranu, je definovaná na intervalu $[0, t]$ jako

$$IV_t = \int_0^t \sigma_s^2 ds, \quad (3)$$

přičemž Integrovaná Variace nezohledňuje příspěvek cenových skoků.

Zatímco Kvadratickou Variaci lze vhodně odhadnout pomocí indikátoru známého jako Realizovaná Variace, definovaného na časovém intervalu $[0, t]$ rozděleném do N výnosů jako

$$RV_t = \sum_{i=1}^N r_i^2, \quad (4)$$

odhad Integrované Variace je obtížnější. V literatuře lze nalézt několik způsobů řešení tohoto problému; viz Barndorff-Nielsen a Shephard (2004), Barndorff-Nielsen a Shephard (2006), Andersen et al. (2012), či Mancini (2009). V této studii využíváme Dvojmocnou Variaci,² zavedenou v Barndorff-Nielsen a Shephard (2004), která je definována na intervalu $[0, t]$, rozděleného do N ekvidistantních kroků, jako

$$BV_t = \mu_1^{-2} \sum_{i=2}^N |r_i| |r_{i-1}|, \quad (5)$$

kde $\mu_1 = E(|z|)$, přičemž $z \sim N(0,1)$. Jak bylo ukázáno (ibid), Dvojmocná Variace je asymptoticky rovna Integrované Variaci.

S vhodnými metodami pro odhad Kvadratické a Integrované Variace můžeme analyzovat příspěvek cenových skoků k celkové tržní variaci cenového procesu. Asymptotické vlastnosti těchto odhadů nám umožňují dokonce přímo testovat přítomnost cenových skoků. Mezi jinými, Barndorff-Nielsen a Shephard (2006) a Huang a Tauchen (2005) zkonstruovali testy založené na rozdílu mezi Realizovanou a Integrovanou Variací, zatímco Lee a Mykland (2008) a Lee a Hannig (2010) použili výnosy normalizované lokální Integrovanou Variací a společně s výsledky teorie extrémních hodnot zkonstruovali testy cenových skoků.

2.2 Finanční nejistota: případ Lehman Brothers

V tomto článku používáme pád Lehman Brothers (vyhlášení konkurzu 15. září 2008) jako klíčovou událost, která je obecně považována za začátek finanční krize a za zdroj dalších finančních problémů. Viz MacDonald a Robinson (2009) pro další důvody selhání. Tuto událost považujeme za exogenní spouštěč krize.

Pro pochopení vlivu finanční nejistoty a zvýšeného finančního tlaku, uvažujeme dvě odlišná období po pádu Lehman Brothers, charakterizující dočasné a trvalé efekty pomocí dvou typů strukturálních zlomů:

- **Trvalý zlom (TZ):** od 9. září 2008 až do konce vzorku – 31. července 2009
- **Dočasný zlom (DZ):** od 9. září 2008 trvající 30 obchodních dnů, do 20. října 2008

2 Anglický název pro Dvojmocnou Variaci je Bipower Variation.

Naše definice pádu Lehman Brothers (9. 9 místo 15. 9.) reflektuje skutečnost, že samotnému bankrotu předcházela série týdenních událostí a konzultací, které již mohly mít dopad na finanční trhy. Obě období (krátkodobé DZ a dlouhodobé TZ) byla zvolena na základě zpráv a chování na finančních trzích. Zatímco TZ zodpovídá otázku o dlouhodobější změně v chování finančních trhů, je schéma DZ soustředěno spíše na bezprostřední paniku po pádu LB. Při naší analýze budeme studovat chování finančních trhů během finanční krize (DZ i TZ) a mimo ni jako proces se dvěma explicitně odlišnými režimy.

Abychom formálně zachytili finanční nejistotu, definujeme umělou indikátorovou (0/1) proměnnou F_t , (rizikový faktor), jež nabývá hodnoty jedna během finanční nejistoty – buďto ve formě Dočasného či Trvalého Zlomu – a nula v opačném případě. Obecně přijímaná fakta naznačují, že krátkodobá volatilita σ_t bude funkcí F_t , s následujícím efektem zachyceným matematicky jako

$$\sigma_t = \sigma_t(F_t), \text{ s } E[\sigma_t(F_t)|F_{t-}=1] > E[\sigma_t(F_t)|F_{t-}=0], \quad (6)$$

což znamená, že očekávaná krátkodobá volatilita během období nejistoty je striktně větší než za normálních tržních podmínek. Co se týče cenových skoků, pak lze očekávat:

$$\begin{aligned} Y_t &= Y_t(F_t), & \text{kde } E[Y_t(F_t)|F_{t-}=1] &> E[Y_t(F_t)|F_{t-}=0] \\ dJ &= dJ_t(\lambda_t(F_t)) & \text{kde } E[\lambda_t(F_t)|F_{t-}=1] &> E[\lambda_t(F_t)|F_{t-}=0] \end{aligned} \quad (7)$$

kde první řádek znamená, že velikost nastalého cenového skoku se zvyšuje, zatímco druhý řádek říká, že frekvence cenových skoků se zvyšuje. Efekt finanční nejistoty vyjádřený v (6) a (7) odráží intuici: finanční nejistota zvyšuje tržní volatilitu, stejně jako frekvenci a významnost cenových pohybů.

Závislost rozptylového a skokového členu na rizikovém faktoru F_t nám umožňuje analyzovat odezvu cenového procesu napříč různými trhy. Náš model nejistoty neobsahuje žádnou explicitní korelaci napříč trhy (viz Aït-Sahalia et al., 2010). Namísto toho používáme vysokofrekvenční data, abychom popsali změnu v tržních režimech v důsledku finanční nejistoty.

Hanousek et al. (2012) porovnávali čtrnáct různých indikátorů cenových skoků za použití rozsáhlé Monte Carlo simulační studie. Tato studie zejména analyzuje chování vzhledem k dvěma druhům chyb: 1) nedokážeme identifikovat skok a 2) skok identifikujeme chybně. První případ – když nedokážeme identifikovat existující skok – je podobný Chybě typu I při testování. Druhý případ – když identifikujeme cenový skok, který nicméně nenastane – je podobný Chybě typu II při testování.

Optimální indikátory cenových skoků vzhledem k Chybě typu I. Simulační studie Hanousek et al. (2012) ukazuje, že nejlepší indikátor ve smyslu Chyby typu I je založen na percentilech, tj. cenové skoky jsou definovány podobným způsobem jako odlehle hodnoty v rozdělení dat.

Optimální indikátory cenových skoků vzhledem k Chybě typu II. V simulační studii Hanousek et al. (2012) ukazuje, že nejlepší indikátory minimalizující tuto chybu používají χ^2 -statistiku s 99% intervalem spolehlivosti a $n = 120$.

3. Metodologie

Při testování dopadu pádu Lehman Brothers na cenotvorný proces a rozdělení cenových skoků budeme postupovat následovně. Nejprve na vysokofrekvenčních datech identifikujeme cenové skoky pomocí optimálních indikátorů vzhledem k Chybám typu I a II. Poté testujeme na denních datech, do jaké míry pozorujeme statisticky významné rozdíly pro období s finanční nejistotou a bez ní. Konkrétně nás zajímají následující dvě otázky:

Otázka 1. Způsobil pád Lehman Brothers trvalou/dočasnou změnu v počtu cenových skoků na finančních trzích?

Otázka 2. Způsobil pád Lehman Brothers trvalou/dočasnou změnu v homogenitě finančních trhů vzhledem k příchodu cenových skoků?

První otázka vychází z úvahy, že extrémní událost jako pád LB způsobí nárůst celkové volatility a zvýšení počtu extrémních cenových pohybů. Ve druhé otázce zjišťujeme, zdali pád LB nezpůsobil změnu v chování cenových skoků, například vyšší variabilitu ve frekvenci jejich příchodů. K zodpovězení výše zmíněných otázek použijeme odpovídající statisticky ověřitelné hypotézy.

Hypotéza A. H_0 : Průměrný počet cenových skoků ve dvou výběrech, tj. během a mimo období nejistoty, je stejný.

Hlavním smyslem tohoto testu je porovnat, zdali se odhadnutý počet cenových skoků mění během krize – otázka 1. K testování používáme dvojvýběrový Wilcoxonův test což je neparametrický test porovnávající, zda tyto obě období mají stejný (střední) počet skoků (Mann a Whitney, 1947, Wilcoxon, 1945).

Hypotéza B. H_0 : Rozptyl v počtu skoků těchto dvou výběrů, tj. během a mimo období nejistoty, je stejný.

K ověření této hypotézy používáme standardní F -test a porovnáváme, zdali se rozptyl odhadnutých měřítek cenových skoků mění během krize. Testová statistika je definována jako

$$\frac{S_C^2}{S_{No-C}^2} \sim F_{(N_C-1, N_{No-C}-1)}$$

kde S^2 je směrodatná odchylka charakteristického koeficientu spočtená během krize “C” a mimo krizi “No – C”. N_C je počet dní trvání krize a N_{No-C} je doplněk k celkovému počtu dní ve vzorku.

Naším cílem je ověření těchto dvou hypotéz pro různé trhy a jejich segmenty (tržní ukazatele, ETF a/nebo vybrané cenné papíry).

4. Popis dat

Používáme vysokofrekvenční data obchodovaných cen pro vybrané cenné papíry ze dvou různých burz cenných papírů: Burzy cenných papírů Praha (BCPP) a New York Stock Exchange (NYSE). Data z obou burz pokrývají období od 1. ledna 2008 do 31. července 2009 a tudíž obsahují dostatečně dlouhé období před a po pádu Lehman Brothers.

Graf 1 zobrazuje denní úrovně v Kvadratické Variaci a rozdíly mezi Kvadratickou a Integrovanou Variací pro oba trhy, což poskytuje dobrou představu (nikoliv však spolehlivou statistiku) o chování cenových skoků v období finanční nejistoty a standardního trhu. Tržní index PX je zobrazen v levém panelu a index S&P napravo. Grafy jasně ukazují, že po pádu LB se trhy staly více volatilními. Navíc, reakce trhů v USA byla mnohem větší ve srovnání s českým burzovním ukazatelem. V následující části se zaměřujeme na úroveň mikrostruktury trhu a používáme dosažené ceny pro cenné papíry z BCPP a NYSE.

Graf 1

Integrovaná a Kvadratická Variace pro Index PX a Index S&P 500

Poznámka: Horní panel obsahuje Kvadratickou Variaci, která je odhadnuta pomocí Realizované Variace. Spodní panel zobrazuje rozdíl mezi Kvadratickou a Integrovanou Variací, která je odhadnuta Dvojmocnou Variací; údaje jsou v denních úrovních. První svislá příčka odpovídá 9. září 2008 a druhá svislá příčka 20. říjnu 2008. Tato dvě data definují Trvalý a Dočasný Zlom.

Tabulka 2

Charakteristika podílů na Burze cenných papírů Praha pro roky 2008 a 2009

Emitent	ID	2008		2009	
		Hodnota (m. CZK)	Podíl	Hodnota (m. CZK)	Podíl
ČEZ	CEZ	364 225	45,8%	202 358	43,6%
KOMERČNÍ BANKA	KB	110 544	13,9%	63 262	13,6%
TELEFÓNICA O2 C.R.	TEL	85 519	10,9%	65 731	14,2%
ERSTE GROUP BANK	ERSTE	84 473	10,6%	56 940	12,3%
			81,2%		83,7%

Poznámka: Objem představuje objem obchodů na Burze cenných papírů Praha pro daný podíl za rok. Směnný kurz CZKUSD dne 1. 1. 2009 byl 19,2155.

4.1 Burza cenných papírů Praha

Pro analýzu dat (5 min. frekvence) používáme cenné papíry s nejvyšší tržní kapitalizací v rámci BCPP. Tyto společnosti představují přibližně 80% celkového obchodovaného objemu a zároveň mají dostatečnou likviditu během celého obchodního dne. Tabulka 2 obsahuje charakteristiky těchto společností obchodovaných na BCPP v letech 2008 a 2009. Data pro BCPP ukazují, že dosažená šikmost výnosů je záporná a tudíž extrémní pohyby směrem dolů jsou více pravděpodobné. Špičatost je zřetelně vyšší než 3, což podporuje těžké chvosty rozdělení. Jarque-Bera statistika zamítá nulové hypotézy nezávislého a normálního rozdělení výnosů na velmi vysoké hladině spolehlivosti. Zmíněné čtyři hlavní akcie vykazují významně zvýšenou střední kvadratickou odchylku výnosů během období nejistoty, ať již definovaného jako DZ či TZ.

4.2 New York Stock Exchange

Mikrostruktura trhu NYSE je zachycena pomocí 16 významných akcií a jednoho ETF z databáze Trade and Quote (TAQ) a je znázorněna v tabulce 3. Všechny tyto akcie jsou mezinárodně uznávané, mají vysokou likviditu a jsou obchodované ve velkých objemech. To nám umožňuje analýzu na minutové frekvenci. Kromě toho jsme zapojili také Exchange Traded Fund (ETF), který sleduje výkon indexu S&P 500.³

3 ETF nesleduje index S&P 500 přesně jelikož zahrnuje i poplatky spojené s napodobováním podkladového indexu.

Tabulka 3

Společnosti a ETF na NYSE

Společnost		ID
Bank of America Corp.	Finančnictví	BAC
Citigroup, Inc.	Finančnictví	C
Wells Fargo & Co.	Finančnictví	WFC
Pfizer	Zdravotnická péče	PFE
Johnson & Johnson	Zdravotnická péče	JNJ
General Electric Co.	Konglomerát	GE
Chevron Corp.	Energie	CVX
Exxon Mobil Corp.	Energie	XOM
Apple Inc.	Informační technologie	APPL
Microsoft Corp.	Informační technologie	MSFT
Google Inc.	Informační technologie	GOOG
Hewlett-Packard	Informační technologie	HPQ
Intl. Business Machines Corp.	Informační technologie	IBM
Coca Cola Company	Spotřební zboží	KO
Procter & Gamble	Spotřební zboží	PG
AT&T Inc.	Telekomunikační služby	T
S&P 500 ETF		SPY

5. Výsledky

Naším cílem je ověření dvou hypotéz o rozdělení skoků. Hypotéza A porovnává průměrný počet skoků a hypotéza B vyhodnocuje rozptyly počtu cenových skoků během období finanční nejistoty. K detekci skoků využíváme následující indikátory cenových skoků:

- Optimální ve smyslu Chyby typu I – Cenový skok definujeme jako takové výnosy, které jsou pod/nad 2,5%/97,5% percentilovou úrovní,
- Optimální ve smyslu Chyby typu II – Používáme indikátor založený na Dvojmocné Variaci, konkrétně χ^2 -statistiku s 95% intervalem spolehlivosti $n = 120$.

Jelikož se primárně zaměřujeme na rozvíjející se trh, představíme nejprve výsledky pro BCPP a pro názornost nabídneme výsledky pro vybrané akcie z NYSE.

5.1 Burza cenných papírů Praha

Výsledky naší dvojice testů pro čtyři akcie z Burzy cenných papírů Praha jsou prezentovány v tabulce 4.

Hypotéza A a B – optimální indikátory cenových skoků ve smyslu Chyby typu I a II

	Optimální ve smyslu Chyby typu I				Optimální ve smyslu Chyby typu II			
	Hypotéza A		Hypotéza B		Hypotéza A		Hypotéza B	
	TZ	DZ	TZ	DZ	TZ	DZ	TZ	DZ
CEZ	-7,51 ^a	-7,20 ^a	3,41 ^a	3,05 ^a	1,13	2,69 ^a	0,97	0,48
ERSTE	-11,53 ^a	-5,20 ^a	7,00 ^a	2,13 ^a	-1,20	1,70 ^c	1,23 ^c	0,44
KB	-9,36 ^a	-4,91 ^a	3,57 ^a	1,54 ^b	3,34 ^a	2,65 ^a	0,59	0,44
TEL	-6,27 ^a	-5,92 ^a	1,29 ^b	3,21 ^a	-1,12	3,14 ^a	1,09	0,53

Poznámka: Hypotéza A: Uvedena je -statistika pro Wilcoxonův test. Záporná/kladná -hodnota naznačuje, že průměr počtu identifikovaných cenových skoků (za použití optimálních indikátorů ve smyslu Chyby typu I, respektive II) má tendenci být nižší/vyšší mimo krizi ve srovnání s obdobím krize. Hypotéza B: Uveden je F -test, jenž je asymptoticky roven $\sim F_{(223,174)}$ pro schéma Trvalého Zlomu a $\sim F_{(29,368)}$ pro schéma Dočasného Zlomu. Nulová hypotéza tvrdí, že neexistuje změna v rozptylu počtu cenových skoků pro obě období. Písmena označují, na jaké hladině spolehlivosti můžeme zamítnout nulovou hypotézu: 90% (c), 95% (b) a 99% (a).

Pro testování rozdílu v průměrném počtu skoků (hypotéza A) používáme Wilcoxonův znaménkový test, kde záporná (a signifikantní) hodnota znamená vyšší počet skoků během období finanční nejistoty. U optimální identifikace ve smyslu Chyby typu I vidíme zřetelný vzor naznačující více skoků během finanční krize u DZ a/nebo TZ. Situace je opačná, když použijeme optimální indikátor ve smyslu Chyby typu II: u TZ nacházíme signifikantní výsledek pouze pro KB (Komerční banka), zatímco DZ byl signifikantní pro všechny akcie. Pokud použijeme optimální indikátor ve smyslu Chyby typu II, počet „predikovaných“ skoků byl ve skutečnosti nižší během finanční nejistoty.

Údaje pro hypotézu B potvrzují předchozí závěry: pro optimální indikátor ve smyslu Chyby typu I vidíme signifikantně vyšší rozptyl cenových skoků během období finanční krize. Pro optimální indikátor ve smyslu Chyby typu II, nevidíme tento rozdíl s výjimkou TZ u Erste Bank. To lze vysvětlit snad duálním obchodováním (primárním trhem je Vienna Stock Exchange) a zapojením Erste Bank do půjčování na Islandu, v Řecku a Španělsku.

Celkově výsledky testu jasně ukazují, že došlo k významnému zvětšení cenových skoků a jejich rozptylu v důsledku nejistoty, pokud k měření použijeme optimální indikátor cenových skoků ve smyslu Chyby typu I. Na druhou stranu, optimální indikátor cenových skoků ve smyslu Chyby typu II naznačuje, že bezprostředně po pádu Lehman Brothers počet cenových skoků za den buďto poklesl nebo zůstal stejný. Můžeme tak říci, že BCPP byla v období nejistoty více volatilní s menším množstvím cenových skoků.

5.2 The New York Stock Exchange a srovnání

Výsledky našich testovacích postupů prezentujeme v následující tabulce 5. Stejně jako u BCPP optimální identifikace ve smyslu Chyby typu I vede k závěru, že pozorujeme

více skoků s větší odchylkou během období finanční nejistoty. Optimální identifikace ve smyslu Chyby typu II vykazuje na rozdíl od BCPP signifikantnější výsledky. Reakce je zcela zřejmě specifická pro jednotlivé společnosti a-nebo sektory. Lze spekulovat, že bankovníctví zažilo ve skutečnosti nižší průměrný počet skoků s vyšší odchylkou; (mezinárodní firmy se zaměřením na) spotřební zboží vykazuje vyšší počet skoků během období finanční nestability a potenciálním posunem k vyšší odchylce atd.

Prakticky žádný z těchto jevů nebyl pozorován u BCPP. Na trhu USA pozorujeme, že krátké období bezprostředně po problémech Lehman Brothers bylo charakteristické velkým nárůstem volatility a počtu cenových skoků. Kromě toho pozorujeme změnu v počtu cenových skoků v dlouhodobém horizontu, což ukazuje, že vysoká volatilita a nejistota přetrvávala i dlouho po počátečním signálu potíží.

Tabulka 5

Hypotézy A a B – optimální indikátory cenových skoků ve smyslu Chyby typu I a II

	Optimální ve smyslu Chyby typu I				Optimální ve smyslu Chyby typu II			
	Hypotéza A		Hypotéza B		Hypotéza A		Hypotéza B	
	TZ	DZ	TZ	DZ	TZ	DZ	TZ	DZ
BAC	-11,94 ^a	-5,13 ^a	21,77 ^a	1,47	5,42 ^a	0,30	1,00	2,25 ^a
C	-11,22 ^a	-5,42 ^a	40,84 ^a	1,71 ^b	3,31 ^a	-1,45	0,89	1,62 ^b
WFC	-9,87 ^a	-5,59 ^a	12,992 ^a	1,65 ^b	4,79 ^a	0,03	1,03	1,17
PFE	-14,04 ^a	-6,22 ^a	28,62 ^a	3,17 ^a	1,67 ^c	0,28	0,91	1,23
JNJ	-13,09 ^a	-4,68 ^a	31,91 ^a	3,64 ^a	-1,34	-0,57	1,03	1,05
GE	-15,19	-6,10 ^a	144,30 ^a	2,19 ^a	6,08 ^a	0,57	1,05	1,21
CVX	-7,42 ^a	-7,13 ^a	20,10 ^a	6,67 ^a	0,00	-0,05	0,77 ^c	0,70
XOM	-5,87 ^a	-7,21 ^a	18,90 ^a	6,67 ^a	2,31 ^b	-0,85	1,11	0,74
APPL	-2,66 ^a	-7,83 ^a	4,18 ^a	7,72 ^a	-0,14	-0,16	1,28	1,86 ^b
MSFT	-10,97 ^a	-6,07 ^a	22,60 ^a	5,24 ^a	-0,41	-0,70	0,83	1,09
GOOG	-3,87 ^a	-6,70 ^a	6,62 ^a	4,57 ^a	-2,64 ^a	2,02 ^b	0,93	0,90
HPQ	-9,59 ^a	-5,81 ^a	16,86 ^a	3,84 ^a	2,14 ^b	-1,99 ^b	1,08	1,56 ^c
IBM	-8,62 ^a	-7,07 ^a	22,61 ^a	4,27 ^a	1,66 ^c	-1,42	1,05	1,51 ^c
KO	-9,41 ^a	-5,78 ^a	19,58 ^a	4,22 ^a	-1,87 ^c	1,95 ^c	0,98	1,51 ^c
PG	-12,63 ^a	-4,95 ^a	24,47 ^a	3,71 ^a	-2,67 ^a	-2,29 ^b	1,04	1,10
T	-6,76 ^a	-6,35 ^a	9,21 ^a	2,93 ^a	0,24	-2,19 ^b	0,76 ^c	1,11
SPY	-11,57 ^a	-6,10 ^a	31,91 ^a	4,72 ^a	-0,13	-0,78	0,95	1,51 ^c

Poznámka: Hypotéza A: Uvedena je -statistika pro Wilcoxonův test. Záporná/kladná -hodnota naznačuje, že průměr počtu identifikovaných cenových skoků (za použití optimálních indikátorů ve smyslu Chyby typu I, respektive II) má tendenci být nižší/vyšší mimo krizi ve srovnání s obdobím krize. Hypotéza B: Uveden je -test, jenž je asymptoticky roven pro schéma Trvalého Zlomu a pro schéma Dočasného Zlomu. Nulová hypotéza tvrdí, že neexistuje změna v rozptylu počtu cenových skoků pro obě podobdobí. Písmena označují, na jaké hladině spolehlivosti můžeme zamítnout nulovou hypotézu: 90% (c), 95% (b) a 99% (a).

Srovnání NYSE a BCPP ukazuje zajímavé rozdíly. Zaprvé, v rozvinutém trhu jsou rozdělení cenových skoků během finanční nejistoty specifické v rámci společností

anebo sektorů a v některých případech indikují trvalou změnu.⁴ Celkové reakce reflektují nárůst nejistoty, jež má za následek změnu ve struktuře volatility. Reakce specifické pro společnosti a sektory ukazují propojení burzy cenných papírů a reálné ekonomiky, viz např. Cooper a Priestley (2013) pro diskuzi propojení mezi oceňováním aktiv a ekonomickými a finančními proměnnými. Na druhou stranu, BCPP vykazuje relativně marginální reakce; nacházíme celkový nárůst volatility, nicméně změny v příchodu skoků a struktuře volatility jsou téměř nezjistitelné v dlouhém období. Volatilita tedy na obou trzích po pádu LB narostla, ale na BCPP nepozorujeme v dlouhém období tolik změn ve struktuře volatility a cenových skoků.

6. Regulační důsledky

V předchozí části ukazujeme, že reakce na finanční nejistotu na BCCP a NYSE jsou poměrně odlišné. Obecně se očekává, že rozvíjející se trhy budou vykazovat jak vyšší volatilitu (např. Schwert, 2011), tak i častější příchod cenových skoků. Ovšem, jak jsme ukázali v předchozí sekci, na BCCP tento trend nepozorujeme. Prozkoumejme nyní získané výsledky z pohledu regulátora a aplikujme obdržený statistický popis chování finančních trhů z pohledu případové studie informovaného regulátora.

Současné finanční regulace kladou velký důraz na různé zdroje rizika a jejich řádné vyhodnocování, jak lze vidět na nejaktuálnějších regulačních pravidlech Basel III. Konkrétně pád Lehman Brothers představuje jeden z učebnicových příkladů, jak může důvěryhodná společnost, hodnocená jako AAA, která je primárním obchodníkem (!), zmizet v horizontu několika dní. Věříme, že existuje intuitivní spojitost mezi úvěrovým rizikem protistran a tržním rizikem spojeným s cenovými skoky.

Jelikož je tato záležitost velice široká, zužíme téma na procedury zátěžových testů a na nedávno vydaný set pravidel Basel III. Úvěrové riziko protistran je modelováno s použitím CDS (Credit Default Swap) premii, kde vyšší premie odpovídá vyšší pravděpodobnosti nesplacení v rámci ekonomiky. Při modelování zátěžových scénářů pro úvěrové riziko protistran, regulace říká, že „banka musí prokázat, alespoň čtvrtletně, že zátěžové období se kryje s obdobím zvýšených CDS či jiných úvěrových premii“ (s. 30, odstavec 98–61, překlad autorů).

Graf 2 zobrazuje pětileté sazby CDS pro české a americké trhy, pokrývající akcie použité v této studii, pro které obsahovala databáze WRDS (Wharton Research Data Services při Pennsylvánské univerzitě) v daném období. V případě České republiky zakreslujeme společnost ČEZ, pro trh USA zobrazujeme AT&T, Coca Cola Company, Hewlett-Packard, IBM, Chevron a Microsoft. Kromě toho zakreslujeme plnou čarou premie CDS pro české a americké vládní dluhopisy.

Jak je zřejmé, v případě užití TZ jako období finanční nejistoty, chování premii CDS potvrzuje některé z přechodích zjištění. Konkrétně, po pádu Lehman Brothers významně narostly CDS premie nad předešlé úrovně, s pozoruhodným zpožděním

4 Pro další výzkum by bylo zajímavé porovnat rozdílné reakce napříč průmyslovými odvětvími, např. porovnání cyklických a proticyklických odvětví, a/nebo globálních oproti lokálním hráčům.

a jistými nekonzistencemi v případě české ekonomiky. Překvapivě, prémie českých vládních dluhopisů byla po poměrně dlouhou dobu finanční nejistoty násobkem (!) CDS prémie ČEZ Navzdory relativně nízkému dluhu a celkové stabilitě jsou české dluhopisy obchodně svázány s dalšími, spíše exotickými dluhopisy a tato skutečnost by mohla vysvětlit pozorovanou externalitu. Toto chování vyvolává otázku, zdali například role rozdílné likvidity v obchodování s českými dluhopisy a s akciemi/dluhopisy ČEZu mohla hrát roli. Právě zařazení českých dluhopisů mezi exotické dluhopisy mohlo způsobit významný pokles v obchodované likviditě, zatímco ČEZ, jakožto energetická společnost, mohl být z pohledu cizích investorů znalých trhu během krize vnímán mnohem stabilněji. Přesto popsaná externalita ukazuje omezení pravidel Basel III, zejména v rámci malých rozvíjejících se trhů.

Co to ovšem znamená pro chování cenových skoků? Implikují zvýšené CDS prémie skutečně zvýšenou úroveň cenových skoků, protože propady hodnot firem jsou intuitivně spojeny s možným nesplacením závazků a/nebo vysokého a zajištěného rozptylu derivátových kontraktů? Naše výsledky nepotvrzují tuto intuici, jelikož frekvence cenových skoků zůstává nezměněna u BCPP a vykazuje specifické chování v rámci společností a/nebo sektorů na trhu USA. Nemůžeme proto jasně spojovat prémie CDS s cenovými skoky, obzvláště u malých, rozvíjejících se trhů, protože struktura tržního rizika pro rozvinuté a rozvíjející se trhy je odlišná, viz Avramov et al. (2012). Aplikace totožných vzorců a pravidel pro oba typy trhů neodpovídá skutečné tržní reakci a může vést k nepřesným scénářům zátěžových zkoušek. Navíc, naše výsledky jasně ukazují, že „zvýšení frekvence cenových skoků“ nekoresponduje se skutečnou tržní reakcí během období nejistoty.

Graf 2

Prémie pětiletých CDS

(a) trhy v USA

(b) české trhy

Poznámka: Plná čára představuje vládní dluhopisy. Přerušovaná čára odpovídá panelu společností, které mají úplnou historii pětiletých sazeb CDS po dobu studie. Pro český trh používáme společnost ČEZ, pro trhy v USA používáme AT&T, Coca Cola Company, Hewlett-Packard, IBM, Chevron a Microsoft. Data pocházejí ze společnosti Bloomberg.

Skutečnost že na BCPP můžeme pozorovat odlišnou reakci na (globální) finanční nejistotu může mít řadu příčin a důsledků. Především BCPP nereflektuje dobře reálnou ekonomiku. Je charakterizována relativně nízkou tržní kapitalizací, velmi omezeným počtem obchodovaných akcií, nízkým obratem, zanedbatelným počtem nově obchodovaných společností a nově navýšovaného kapitálu. Dále, silná pozice tvůrců trhu umožňuje strategické obchodování a potenciální cenovou manipulaci, včetně obchodování s využitím vnitřních informací (viz Hanousek a Kopřiva, 2013).⁵ Z pohledu regulace by mohly volatilita a vysoké prémie poměrně dobře zachytit chování během finanční nejistoty, protože akcie nereflektují primárně okamžité signály a/nebo fundamenty společností a proces formování jejich cen je pod silným vlivem lokálních hráčů interagujících s dramaticky klesajícím počtem (a zájmem) zahraničních investorů.

7. Závěr

V tomto článku jsme analyzovali vliv pádu Lehman Brothers na volatilitu a především frekvenci cenových skoků na Burze cenných papírů Praha (BCPP) a New York Stock Exchange (NYSE). Použili jsme čtyři akcie z BCPP a šestnáct akcií z NYSE společně s ETF sledujícím index S&P 500. Pro analýzu jsme použili vysokofrekvenční (1–5 minutová) data od ledna 2008 do konce července 2009.

5 Další rozměr se vztahuje k ochraně investorů. Je běžné, že během problematických období (vztahujících se k obchodování, vydávání informací, podezření z informačních asymetrií atd.) trhy s dobrou ochranou investorů pozastavují obchodování s akciemi. K tomu došlo například 11. prosince 2012 u KITD na NASDAQ, zatímco ten samý duální listing na PSE byl volně obchodován.

Naše analýza naznačuje, že oba trhy vykazovaly zvýšené úrovně volatility za finanční nejistoty, ale u BCPP nepozorujeme v dlouhém období podstatné změny ve struktuře volatility a v rozdělení náhlých cenových změn (skoků). Zajímavé jsou rozdíly mezi NYSE a BCPP. Především analýza NYSE ukazuje, že změny v chování cenových skoků jsou specifické pro společnosti a/nebo sektory. Specifická reakce různých sektorů ukazuje skutečné propojení mezi kapitálovým trhem a reálnou ekonomikou.

Regulatorní důsledky našich výsledků jsou ilustrovány na přístupu preferovaném v dokumentech Basel III – porovnáním chování cenových skoků s charakteristikami pětiletých CDS premií. U BCPP neexistuje jasná shoda mezi sazbami CDS a cenovými skoky, zatímco na trhu USA je reakce specifická pro společnosti a/nebo sektory. Navzdory zřejmé intuici se ukazuje, že frekvence příchodu cenových skoků jednotně neroste s nárůstem CDS premií, jejichž vysoká úroveň definuje z pohledu regulace finanční nejistotu. Naše výsledky také ukazují, že očekávané „zvýšení frekvence cenových skoků za finanční nejistoty“ neodpovídá skutečnému tržnímu chování během krize.

Literatura:

- AÏT-SAHALIA, Y.; CACHO-DIAZ, J.; LAEVEN, R. J. 2010. Modeling Financial Contagion Using Mutually Exciting Jump Processes [Technical Report]. National Bureau of Economic Research, 2010.
- AÏT-SAHALIA, Y.; JACOD, J. 2009. Testing for Jumps in a Discretely Observed Process. *The Annals of Statistics*. 2009, Vol. 37, pp. 184–222.
- AÏT-SAHALIA, Y.; JACOD, J. 2011. Testing Whether Jumps Have Finite or Infinite Activity. *The Annals of Statistics*. 2011, Vol. 39, pp. 1689–1719.
- ANDERSEN, T.; DOBREV, D.; SCHAUMBURG, E. 2012. Jump-robust Volatility Estimation Using Nearest Neighbor Truncation. *Journal of Econometrics*. 2012, Vol. 169, pp. 75–93.
- ANDERSON, T.; BOLLERSLEV, T.; DIEBOLD, F.; VEGA, C. 2007. Real-time Price Discovery in Global Stock, Bond and Foreign Exchange Markets. *Journal of International Economics*. 2007, Vol. 73, pp. 251–277.
- AVRAMOV, D.; CHORDIA, T.; JOSTOVA, G.; PHILIPOV, A. 2012. The World Price of Credit Risk. *Review of Asset Pricing Studies*. 2012, Vol. 2, pp. 112–152.
- BARNDORFF-NIELSEN, O. E.; SHEPHARD, N. 2004. Power and Bipower Variation with Stochastic Volatility and Jumps. *Journal of financial econometrics*. 2004, Vol. 2, pp. 1–37.
- BARNDORFF-NIELSEN, O. E.; SHEPHARD, N. 2006. Econometrics of Testing for Jumps in Financial Economics Using Bipower Variation. *Journal of Financial Econometrics*. 2006, Vol. 4, pp. 1–30.
- BATES, D. 1996. Jumps and Stochastic Volatility: Exchange Rate Processes Implicit in Deutsche Mark Options. *Review of financial studies*. 1996, Vol. 9, pp. 69–107.
- BECKETTI, S.; ROBERTS, D. 1990. Will Increased Regulation of Stock Index Futures Reduce Stock Market Volatility. *Economic Review*. 1990, Vol. 75, pp. 33–46.
- BOUCHAUD, J. P.; KOCKELKOREN, J.; POTTERS, M. 2006. Random Walks, Liquidity Molasses and Critical Response in Financial Markets. *Quantitative finance*. 2006, Vol. 6, pp. 115–123.
- BOUDT, K.; CROUX, C.; LAURENT, S. 2011. Robust Estimation of Intra-week Periodicity in Volatility and Jump Detection. *Journal of Empirical Finance*. 2011, Vol. 18, pp. 353–367.

- COOPER, I., PRIESTLEY, R., 2013. The World Business Cycle and Expected Returns. *Review of Finance*. 2013, Vol. 0, pp. 1–36.
- CORSI, F.; PIRINO, D.; RENÒ, R. 2010. Threshold Bipower Variation and the Impact of Jumps on Volatility Forecasting. *Journal of Econometrics*. 2010, Vol. 159, pp. 276–288.
- DUMITRU, A. M.; URGAS, G. 2012. Identifying Jumps in Financial Assets: A Comparison between Nonparametric Jump Tests. *Journal of Business & Economic Statistics*. 2012, Vol. 30, pp. 242–255.
- DUNGEY, M.; FRY, R.; GONZÁLEZ-HERMOSILLO, B.; MARTIN, V. L. 2005. Empirical Modeling of Contagion: A Review of Methodologies. *Quantitative Finance*. 2005, Vol. 5, pp. 9–24.
- FAMA, E. 1970. Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *The Journal of Finance*. 1970, Vol. 25, pp. 383–417.
- GIOT, P.; LAURENT, S.; PETITJEAN, M. 2010. Trading Activity, Realized Volatility and Jumps. *Journal of Empirical Finance*. 2010, Vol. 17, pp. 168–175.
- HANOUSEK, J.; KOCENDA, E. 2011. Foreign News and Spillovers in Emerging European Stock Markets. *Review of International Economics*. 2011, Vol. 19, pp. 170–188.
- HANOUSEK, J.; KOCENDA, E.; KUTAN, A. M. 2009. The Reaction of Asset Prices to Macroeconomic Announcements in New EU Markets: Evidence from Intraday Data. *Journal of Financial Stability*. 2009, Vol. 5, pp. 199–219.
- HANOUSEK, J.; KOCENDA, E.; NOVOTNÝ, J., 2012 The Identification of Price Jumps. *Monte Carlo Methods and Applications*. 2012, Vol. 18, pp. 53–77.
- HANOUSEK, J.; KOPRIVA, F. 2013. Do Broker/Analyst Conflicts Matter? Detecting Evidence from Internet Trading Platforms. *International Review of Financial Analysis*. Forthcoming.
- HESTON, S. 1993. A Closed-form Solution for Options with Stochastic Volatility with Applications to Bond and Currency Options. *Review of financial studies*. 1993, Vol. 6, No. 2, pp. 327–343.
- HUANG, X.; TAUCHEN, G. 2005. The Relative Contribution of Jumps to Total Price Variance. *Journal of financial econometrics*. 2005, Vol. 3, pp. 456–499.
- JACOD, J.; SHIRYAEV, A. N. 1987. *Limit Theorems for Stochastic Processes*. Vol 288. Berlin: Springer-Verlag, 1987.
- JARQUE, C.; BERA, A. 1980. Efficient Tests for Normality, Homoscedasticity and Serial Independence of Regression Residuals. *Economics Letters*. 1980, Vol. 6, pp. 255–259.
- JIANG, G.; OOMEN, R. 2008. Testing for Jumps when Asset Prices are Observed with Noise: A Swap Variance Approach. *Journal of Econometrics*. 2008, Vol. 144, pp. 352–370.
- JOULIN, A.; LEFEVRE, A.; GRUNBERG, D.; BOUCHAUD, J. 2008. Stock Price Jumps: News and Volume Play a Minor Role. *Wilmott Magazine*. 2008, pp. 1–7.
- KENNEDY, D.; SIVAKUMAR, R.; VETZAL, K. 2006. The Implications of IPO Underpricing for the Firm and Insiders: Tests of Asymmetric Information Theories. *Journal of Empirical Finance*. 2006, Vol. 13, pp. 49–78.
- LAHAYE, J.; LAURENT, S.; NEELY, C. 2011. Jumps, Cojumps and Macro Announcements. *Journal of Applied Econometrics*. 2011, Vol. 26, pp. 893–921.
- LEE, S.; HANNIG, J. 2010. Detecting Jumps from Lévy Jump Diffusion Processes. *Journal of Financial Economics*. 2010, Vol. 96, pp. 271–290.
- LEE, S.; MYKLAND, P. 2008. Jumps in Financial Markets: A New Nonparametric Test and Jump Dynamics. *Review of Financial studies*. 2008, Vol. 21, pp. 2535–2563.
- MADHAVAN, A. 2000. Market Microstructure: A Survey. *Journal of Financial Markets*. 2000, Vol. 3, pp. 205–258.
- MANCINI, C. 2009. Non-parametric Threshold Estimation for Models with Stochastic Diffusion Coefficient and Jumps. *Scandinavian Journal of Statistics*. 2009, Vol. 36, pp. 270–296.
- MANN, H. B.; WHITNEY, D. R. 1947. On a Test of Whether One of Two Random Variables is Stochastically Larger than the Other. *The annals of mathematical statistics*. 1947, Vol. 18, pp. 50–60.

- MCDONALD, L. G.; ROBINSON, P. 2009. *A Colossal Failure of Common Sense: The Inside Story of the Collapse of Lehman Brothers*. Crown Business, 2009.
- MERTON, R. 1976. Option Pricing when Underlying Stock Returns are Discontinuous. *Journal of financial economics*. 1976, Vol. 3, pp. 125–144.
- SCHWERT, G. 2011. Stock Volatility During the Recent Financial Crisis. *European Financial Management*. 2011, Vol. 17, pp. 789–805.
- SCOTT, L. 1997. Pricing Stock Options in a Jump-diffusion Model with Stochastic Volatility and Interest Rates: Applications of Fourier Inversion Methods. *Mathematical Finance*. 1997, Vol. 7, pp. 413–426.
- TINIĆ, S. 1995. Derivatives and Stock Market Volatility: Is Additional Government Regulation Necessary? *Journal of Financial Services Research*. 1995, Vol. 9, pp. 351–362.
- WILCOXON, F. 1945. Individual Comparisons by Ranking Methods. *Biometrics Bulletin*. 1945, Vol. 1, pp. 80–83.

PRICE JUMPS DURING FINANCIAL CRISIS: FROM INTUITION TO FINANCIAL REGULATION

Jan Hanousek, CERGE-EI, Společné pracoviště Akademie věd ČR, Národohospodářského ústavu a Univerzity Karlovy v Praze, P.O. Box 882, Politických vězňů 7, Prague 1, 111 21; a CEPR, London (jan.hanousek@cerge-ei.cz); **Jan Novotný**, Cass Business School, City University London, a CERGE-EI, (jan.novotny@cerge-ei.cz).

Abstract

In this paper, we employ the high-frequency data from Prague Stock Exchange (PSE) and New York Stock Exchange (NYSE) to analyse the variation in extreme price movements and market volatility around the period of fall of Lehman Brothers. The sample ranges from January 2008 to July 2009. We employ the price jump indicators optimal with respect to Type-I and Type-II errors. The former one shows an increase in market volatility and extreme price movements during financial distress, while the later one distinguishes extreme price movements and shows that they do not react in the long-run to financial distress at PSE, while for the matured US market suggests a company/sector-specific reaction. We analyse behaviour of extreme price movements with respect to CDS. Our results suggest that both markets are different – extreme price movements at PSE are independent of CDS movements, while those at NYSE show a sector/company specific reactions to CDS.

Keywords

European emerging stock markets; Lehman Brothers; price jumps; CDS; financial crisis; Basel III.

JEL Classification

G01, G15, G18, P59.