

VLIV VNITRODENNÍCH MAKROEKONOMICKÝCH ZPRÁV NA AKCIOVÉ TRHY NOVÝCH STÁTŮ EU

Jan Hanousek, CERGE-EI, Charles University and the Academy of Sciences, Prague, Czech Republic; Anglo-americká vysoká škola, Praha; The William Davidson Institute, Michigan; a CEPR, London. **Evžen Kočenda**, CERGE-EI, Charles University and the Academy of Sciences, Prague, Czech Republic; Anglo-americká vysoká škola, Praha; CESifo, Mnichov; The William Davidson Institute, Michigan; CEPR, London; a Euro Area Business Cycle Network.*

1. Úvod, motivace a souhrn literatury

V tomto článku analyzujeme dopad makroekonomických zpráv na výnosy burzovních indexů na třech nejvíce likvidních akciových trzích nových členů Evropské unie: České republice, Maďarsku a Polsku. Přínos naší studie k rozvoji současné odborné literatury lze vidět především v tom, že využíváme vysokofrekvenční (vnitrodenní) data, tedy data na výrazně vyšší než denní frekvenci. Předchozí podobné výzkumy se zabývaly především rozvinutými akciovými trhy USA, Německa a Velké Británie. Akciové trhy střední a východní Evropy však zatím byly předmětem pouze omezeného počtu odborných článků a následující analýzou přispíváme k rozšíření této literatury.¹ Nikkinen, Omran aj. (2006) analyzovali, jak reaguje volatilita regionálních akciových trhů včetně České republiky, Polska, Maďarska, Slovenska a Ruska na oznámení deseti nejdůležitějších makroekonomických veličin americké ekonomiky.² Pomocí průřezových měsíčních dat ukazují, že tranzitivní ekonomiky nejsou jako celek ovlivněny makroekonomickými ukazateli vývoje americké ekonomiky. Na základě sporných

* Tento výzkum byl podpořen z prostředků GAČR, grant č. 402/08/1376.

- 1 Chun (2000) analyzuje efektivnost budapešťského akciového trhu. Tse, Wu a Young (2003) zkoumají transmissi šoků z amerických akciových trhů na Varšavskou burzu. Korczak a Bohl (2005) zkoumají změny v cenách akcií a objemech obchodů okolo depository receipts issuance na výběr Českých, Maďarských, Polských, Ruských, Slovenských a Slovinských akcií. Serve a Bohl (2005) se zabývají efektem nákazy v souvislosti s finančními šoky ve střední a východní Evropě. Ostatní studie diskutují vývoj akciových trhů ve střední a východní Evropě, tyto studie jsou: Fink, Gauss aj. (1998), Hermes a Lensink (2000), Rockinger a Urga (2000) a Scholtens (2000).
- 2 Tato makroekonomická oznámení zahrnovala následující typy informací: důvěra spotřebitelů, index spotřebitelské inflace, index zaměstnaneckých nákladů, situace zaměstnanosti, hrubý domácí produkt, indexy cen importů a exportů, průmyslová a ostatní produkce, index cen producentů, a objem maloobchodních obchodů.

výsledků prezentovaných i v dalších pracech se domníváme, že měsíční data mohou stěžejší zachycovat skutečné okamžité efekty makroekonomických zpráv na vývoj finančních trhů. V naší analýze proto přinášíme přesnější pohled na tuto problematiku na základě vnitrodenních (pětiminutových) dat.

Současná literatura zdůrazňuje nezbytnost používat vnitrodenní data pro analýzu efektů makroekonomických oznámení na chování akciových trhů. Mezi příklady studií s vysokofrekvenčními daty patří mezi jinými Bollerslav a Cai (2000), Nikkinen a Sahlström (2004), Jones, Lin a Masih (2005), Erenburg, Kurov a Lasser (2005) a Rigobon a Sack (2006). Zatímco všechny tyto studie se zaměřují na rozvinuté trhy, my používáme data z trhů tranzitivních ekonomik. V naší práci navazujeme na výše zmíněné studie a používáme data s hodnotami akciových indexů v pětiminutových intervalech, abychom poskytli dostatečně robustní odhady vlivu veřejně dostupných informací na výnosy akcií.

I přes moderní přístup využití vnitrodenních dat se většina dosavadních studií zaměřuje pouze na několik málo vybraných druhů makroekonomických zpráv a efekty jejich oznámení. Jde především o dopad měnově-politických oznámení na akciové výnosy.³ Je potřeba si uvědomit, že zanedbání vlivu ostatních makroekonomických zpráv potenciálně vede k významnému vychýlení odhadovaných koeficientů. Ve zmíněných studiích může právě výběr makroekonomických oznámení (tj. jejich malý vzorek) být důvodem proč tato oznámení nedostatečně vysvětlují výnosy akciových trhů. Určitým pokrokem v tomto směru je studie, kterou zpracovali Flandery a Protopapadakis (2002) používající zatím nejúplnější soubor zpráv, který zahrnoval sedmáct druhů makroekonomických oznámení v USA.⁴ My se však domníváme, že finanční trhy mohou reagovat na velké množství, ne-li *všechny* typy zpráv o makroekonomickém vývoji. Proto v naší analýze používáme větší soubor makroekonomických oznámení než předchozí studie.

Dosavadní studie se především zaměřovaly na lokální makroekonomická oznámení. Investoři však mohou reagovat také na zahraniční makroekonomické oznámení, pokud existují dostatečné obchodní, finanční nebo institucionální vazby mezi těmito zeměmi. V současnosti existuje poměrně málo studií, které zkoumají dopad domácích i zahraničních zpráv na akciové výnosy. Nikkine a Sahlström (2004) zkoumají relativní důležitost domácích a amerických makroekonomických zpráv na německý a finský akciový trh. Zjišťují, že americké zprávy ovlivňují oba evropské trhy, zatímco domácí zprávy se zdají být nesignifikantní. Albuquerque a Vega (2006) studují dopad domácích a zahraničních (amerických) zpráv na korelaci výnosů akcií mezi USA a Portugalskem. Zjišťují, že tato korelace klesá, když domácí (portugalská) zpráva je oznámena, zatímco při zahraniční (USA) zprávě zůstává neměnná. Podobně uveřejnění nové americké zprávy ovlivňuje portugalské akciové výnosy, nicméně tento

3 K těmto studiím patří především Jensen a Johnson (1995), Jensen, Mercer a Johnson (1996), Patelis (1997), Thorbecke (1997), Siklos a Ahusiewicz (1998), Bomfin (2001), Ehrman a Fratzscher (2004, 2006), Gurkaynak, Sack a Swanson (2004), Mann, Atrá a Downen (2004), Rigobon a Sack (2006), Fredin, Hyde a O'Reilly (2005), He (2006) a Wongswan (2006).

4 Použili obchodní bilanci, zadlužení domácností, stavební výrobu, CPI, zaměstnanost (bez zemědělství) a nezaměstnanost, prodeje nemovitostí, započaté stavby nemovitostí, průmyslovou produkci, hlavní monetární indikátory M1 a M2, spotřebu a příjmy domácností, index cen producentů, reálný hrubý národní produkt a maloobchodní prodeje.

efekt je mnohem menší, pokud americké výnosy jsou přidány do odhadované specifikace. Toto poslední zjištění odpovídá tomu, že pouze makroekonomická oznámení, která ovlivňují americké trhy a ovlivňují i portugalský akciový trh.

Citovaná literatura poukazuje na to, že zahraniční zprávy mají jednoznačně vliv na pohyby cen akcií. Rozšiřujeme proto dosavadní uvedené studie o naši analýzu z oblasti tří nových členských zemí EU. Používáme přitom regionální a zahraniční makroekonomické zprávy a vylučujeme lokální zprávy. Tento postup volíme ze dvou důvodů. Lokální makroekonomické zprávy představují značně menší množství než počet regionálních a zahraničních oznámení. Podstatnějším důvodem je však skutečnost, že většina lokálních zpráv je oznámena ještě před začátkem obchodování a tak nemohou ovlivnit obchodování *během* dne. Proto používáme zprávy z ostatních trhů Eurozóny a potom též z USA. Toto složení souboru zpráv je zvoleno záměrně. Zprávy z USA představují obecný sentiment na světových trzích a zprávy z Eurozóny mohou podstatně ovlivňovat rozvíjející se trhy, které mají též ambici vstoupit do měnové unie. Tento přístup nám umožňuje zkoumat, zda investoři využívají informace ze sousedních a světových trhů (aproximováno americkým). A protože v tomto článku využíváme mnohem větší soubor zahraničních zpráv, než je použit v existující literatuře, můžeme zachytit institucionální, obchodní a finanční vazby mezi sousedními státy a navíc vazby s globálním trhem.

Důležitým omezením mnoha předchozích studií je skutečnost, že se většinou zabývají dopadem makroekonomických zpráv na podmíněné výnosy a předpokládají, že akciové výnosy nevykazují volatilitu měnící se v čase.⁵ To je značně omezující předpoklad, nejčastěji činěný z důvodů náročnosti odhadů parametrů v modelech s měnící se volatilitou. Proto v naší práci simultánně modelujeme podmíněné výnosy a podmíněnou volatilitu výnosů v časově proměnném rámci (SUR-GARCH), abychom lépe zachytili dopad makroekonomických oznámení na výnosy a volatilitu akciových trhů.

Naše studie by měla být zajímavá i ze širší perspektivy pro investory a tvůrce hospodářské politiky. Středoevropské trhy jsou relativně nové a byly pod vlivem významných reforem a privatizačních strategií již od počátku devadesátých let. Tyto trhy byly pod vlivem určitých šoků, způsobených otevřením těchto ekonomik globálnímu trhu a přílivu zahraničních investic. Navíc současné snahy středoevropských zemí vstoupit do kurzového režimu ERM II a poté do eurozóny mají za následek to, že tyto ekonomiky budou podrobeny dalšímu externímu šoku. Během přístupového procesu bude zajímavé pozorovat, jak tyto trhy reagují na zprávy, které přicházejí z EU a USA. Jelikož zprávy ze zahraničí mohou modelovat tok budoucích makroekonomických šoků, mohou naše poznatky pomoci k lepšímu pochopení reakcí investorů na těchto rozvíjejících se trzích. Naše výsledky mohou být také užitečné pro vytváření a časování strategických investičních rozhodnutí v regionu, jelikož tyto rozvíjející se trhy jsou relativně největší a nejlíkvidnější ze všech ostatních trhů střední a východní Evropy.

5 Mezi tyto studie patří: Jensen, Mercer a Johnson (1996), Patelis (1997), Siklos a Anusiewicz (1998), Flannery a Protopapadakis (2002), Gurkaynak, Sack a Swanson (2004), Nikkinen and Sahlström (2004), Bredin, Hzde a O'Reilly (2005), Albuquerque a Vega (2006), He (2006) a Ramchander, Simpson a Thiewes (2006). Na druhou stranu, Bomfim (2001), Kim, McKenzie a Faff (2004) a Jones, Lim a Masih (2005) používají časově proměnné GARCH modely.

2. Data: burzovní indexy a makroekonomická oznámení

Při analýze dopadu makroekonomických zpráv na výnosy na nových akciových trzích EU se zaměřujeme na akciové trhy v Budapešti, Praze a Varšavě.⁶ Měřeno tržní kapitalizací a rozsahem likvidity jsou tyto trhy největšími rozvíjejícími se trhy ve střední Evropě (Égert, Kočenda, 2007). Dopad makroekonomických oznámení analyzujeme pomocí rozšířené verze zobecněného autoregresního modelu podmíněné heteroskedasticity (Garch, Bollerslev, 1986). Jelikož specifikace našeho modelu vyžaduje znalost konstrukce makroekonomických oznámení a našeho přístupu k jejich efektům, popíšeme nejdříve naše data a až následně modelové specifikace. Z uvedeného důvodu se tak vědomě odchylujeme od standardního postupu, kdy popis modelu předchází popisu dat.

Naš soubor vnitrodenních dat byl zpracován na základě časových řad reportovaných agenturou Bloomberg. Záznamy o vývoji akciových indexů jsou k dispozici v pětiminutových intervalech pro trhy v Budapešti (BUX), Praze (PX-50) a Varšavě (WIG-20). Naše období začíná 1. června 2004 v 9:00 a končí 30. prosince 2007 v 16:00 středoevropského času (Central European Daylight Time; CEDT). Celkem se jedná (v závislosti na konkrétním trhu) o 878-880 dnů obchodování po odečtení víkendů a státních svátků. Popisné statistiky zmíněných akciových indexů jsou prezentovány v tabulce 1 (viz příloha). Všechny tři indexy jsou složeny z akcií reprezentujících ekonomické sektory, jejichž váha se v jednotlivých zemích liší. Energetika, bankovníctví a telekomunikace dominují všem třem indexům s tím, že bankovníctví je zastoupeno v podobné proporcí na všech třech trzích.

Další částí našich dat je rozsáhlý soubor 15 různých makroekonomických oznámení (zpráv) z výše popsanych trhů, z EU a USA. Tato oznámení jsou zveřejňována agenturami Reuters a Bloomberg. Zprávy jsou rozděleny do čtyř kategorií: nominální ceny (indexy spotřebitelských a průmyslových cen), reálná ekonomika (HDP, běžný účet, tržby, obchodní bilance, nezaměstnanost atd.), měnová politika (měnové agregáty a úroková míra), a ekonomické prostředí (důvěra spotřebitelů a podniků, ekonomické klima, atd.). Důležité pro naši analýzu je načasování jednotlivých zpráv. Většina místních zpráv na třech středoevropských trzích je záměrně oznamována před začátkem obchodování a jejich efekt je tedy zohledněn v otevíracích cenách. Proto se v naší analýze zaměřujeme na vliv zahraničních zpráv. Celkem vstupuje na jednotlivé trhy během obchodování následující počet oznámení z EU: 899 (Praha), 934 (Budapešť), 731 (Varšava). Počet zpráv z USA je pak: 536 (Praha), 700 (Budapešť), 535 (Varšava).

Efekty makroekonomických oznámení definujeme a analyzujeme následovně. Každá důležitá makroekonomická zpráva i má svůj kalendář s přesným datem a časem t , ve kterém bude oznámena.⁷ Konkrétní hodnota takové zprávy není předem známa, ale trh si již předem vytváří svá očekávání prostřednictvím analytiků a jejich předpovědí. Hodnoty očekávaných ukazatelů jsou prezentovány v analytickém průzkumu, který je pro účastníky na trhu dostupný prostřednictvím společnosti Reuters a Bloomberg. Díky těmto očekáváním se dopad konkrétní zprávy promítne do změny v ceně akcií ne prostřednictvím hodnoty či velikosti zprávy samotné, ale prostřednictvím rozdílu

6 Výnosy jsou stacionární časové řady. Testy stacionarity nejsou reportovány.

7 Také mohou existovat zprávy, jejichž oznámení je neočekávané. V tomto případě můžeme mluvit o skutečně exogenním šoku či překvapení. Nicméně počet takových událostí je velmi malý a proto je do této studie nezahrnujeme.

mezi očekáváním trhu a oznámenou hodnotou. Z tohoto důvodu definujeme zprávu (respektive její velikost) pomocí rozsahu tohoto rozdílu od očekávání trhu (*excess impact*). Jelikož oznámení jsou často reportována v různých jednotkách, jsou zprávy standardizovány (viz Andersen, Bollerslev, Diebold, Vega, 2007).

Standardizované rozdíly hodnot zpráv od tržních očekávání jsou označeny jako xn_{it} a formálně je definujeme jako $xn_{it} = (sn_{it} - E_{t-1}[sn_{it}]) / \sigma_i$. V této formulaci sn_{it} představuje hodnotu či rozsah zprávy i jež bude oznámena ve stanoveném termínu t a $E_{t-1}[sn_{it}]$ je hodnota takové zprávy v čase t tak jak ji očekává trh v čase $t-1$. Symbol σ_i označuje standardní odchylku ve vzorku oznámení i . Tato standardizace zpráv neovlivňuje vlastnosti odhadovaných koeficientů, jelikož standardní odchylka σ_i je konstantní pro jednotlivá oznámení i . Pro účely naší analýzy používáme pouze taková makroekonomická oznámení, pro která existuje průzkum tržního očekávání získaný agenturami Bloomberg nebo Reuters a to včetně jasně definovaného kalendáře publikování zpráv. Ty zprávy, u kterých chybí tržní očekávání, do analýzy nezahrnujeme, protože u nich nemůžeme odlišit odchylku od očekávání trhu. Podrobné rozdělení a počty zpráv jsou uvedeny v tabulkách 2–4 v příloze.

Z praktických důvodů sledujeme efekt zprávy až po pěti minutách po jejím zveřejnění a měříme její dopad během dalších 10 minut. Podle našeho přístupu k definici zpráv (*excess impact*), který jsme zvolili a popsali výše, rozlišujeme mezi pozitivním (+) a negativním (-) dopadem zprávy vzhledem k tržním očekáváním. Oznámení by mělo mít nulový dopad, pokud je v souladu s očekáváním trhu.⁸ V naprosté většině případů má oznámení pozitivní (negativní) dopad, pokud je nad (pod) očekáváním trhu. Existují však oznámení, jejichž dopad je přesně opačný. Na příklad větší než očekávaná míra nezaměstnanosti má negativní dopad, jelikož v důsledku znamená nižší ekonomický růst, nižší výběr daní, vyšší výdaje státu a podobně. Na druhou stranu, nižší než očekávaná míra inflace má obecně pozitivní dopad. Pro přehlednost uvádíme v tabulce 5 souhrn všech druhů analyzovaných oznámení/zpráv. U typů zpráv uvádíme jejich teoreticky motivovaný vliv na cenu akcií spolu s odkazy na empirické studie, které se specifickými oznámeními zabývají. V tabulce uvažujeme samostatné efekty jednotlivých oznámení. V případě více zpráv, které přicházejí na trh ve stejnou dobu, může jedno z oznámení buď dominovat, nebo spolu oznámení mohou vytvářet komplikovaný spojený efekt, jak ukazují Hanousek, Kočenda a Kutan (2009).

Všechny zprávy jsou identifikovány ve společném čase CEDT. Tímto způsobem eliminujeme potenciální nesrovnalosti z důvodu časového rozdílu mezi USA a kontinentální Evropou.

3. Specifikace modelu

Pro naši analýzu využíváme rozšířený autoregresní model podmíněné heteroskedasticity (GARCH), abychom mohli empiricky testovat efekt makroekonomických zpráv na akciové výnosy společně s volatilitou akciových trhů. Rozšiřujeme specifikaci o proměnné, které zahrnují vliv makroekonomických oznámení ve formě odchylek od hodnot očekávaných trhem. Dále zachycujeme efekty vazeb a interakcí vývoje

8 Při odhadování jsme brali v úvahu oznámení, která jsou v souladu s očekáváním trhu nebo se od něj liší o $\pm 2\%$. Jak striktní chápání zprávy v souladu s trhem tak její volnější verze dávají obdobné výsledky.

cen akcií (*spillovers*) na rozvinutých trzích a mezi středoevropskými ekonomikami navzájem. Náš model tudíž zachycuje interakce mezi vývojem cen akcií nejen v rámci středoevropského regionu, ale i vazby z rozvinutých ekonomik na tři ekonomiky, které zkoumáme.

Pro testování vlivu makroekonomických zpráv používáme následující specifikaci:

$$R_{i,t}^E = \sum_{y=2004}^{2007} \lambda_y + \sum_{k \in \{EU, US\}} \sum_{j=1}^p \pi_k R_{k,t-j}^M + \sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^q \gamma_i R_{i,t-j}^E + \sum_{j=1}^n \sum_{l=1}^3 \delta_{l,j} x n_{EU}^j + \sum_{j=1}^n \sum_{l=1}^3 \kappa_{l,j} x n_{US}^j + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$h_{i,t} = \omega + \sum_{m=1}^r \alpha_m \varepsilon_{t-m}^2 + \sum_{m=1}^s \beta_m h_{i,t-m} + \sum_{\tau \in T} \mu_\tau D_\tau + \sum_{d=1}^4 \psi_d W_d \quad (2)$$

Proměnné v rovnici (1) jsou značeny následovně. Závislá proměnná $R_{i,t}^E$ je výnos specifického akciového indexu i na rozvíjejícím (E) se trhu (Budapešť, Praha, Varšava). Proměnná $R_{k,t-j}^M$ je zpožděný výnos na specifickém vyspělém (M) trhu v EU nebo USA. Jako zástupce eurozóny používáme německý DAX index z Frankfurtského akciového trhu a pro USA používáme Dow Jones Industrial Average.⁹ Koeficient π_k zahrnuje efekt vazeb vývoje cen akcií na dvou rozvinutých trzích prostřednictvím akciových indexů. Proměnná $R_{i,t-j}^E$ je zpožděný výnos na specifickém rozvíjejícím se trhu, který je odlišný od závislé proměnné. Konkrétně, v případě pražského indexu jako závislé proměnné, je zpožděný budapešťský a varšavský index na pravé straně rovnice. Koeficient γ_i zahrnuje efekt vazeb vývoje cen akcií z rozvíjejících se trhů. Koeficient λ zachycuje množinu binárních proměnných reprezentující daný rok během období 2004–7. Vektor oznámení je označen $x n_{EU}^j$, pokud zpráva přichází z EU a $x n_{US}^j$ pokud z USA. Dolní index j značí oznámení podle kategorií popsáných v sekci 2 a uvedených v tabulkách 2 až 4. Nakonec dolní index l označuje tři kvalitativní vlastnosti zpráv, které vstupují do naší klasifikace. Tímto způsobem jsme schopni rozlišit rozdílné reakce na oznámení, která jsou pod očekáváním trhu ($\delta_{1,j}$), oznámení, která jsou v souladu s očekáváním ($\delta_{2,j}$), nebo oznámení nad tržním očekáváním ($\delta_{3,j}$). Koeficient $\delta_{l,j}$ proto zachycuje dočasné efekty různých typů zpráv a oznámení. Počty zpoždění p , q , r , a s u specifických proměnných jsou vybrány pomocí Akaike informačního kritéria a Schwarz-Bayesian informačního kritéria. Konstanty v různých letech zachycené koeficientem λ_y se mohou lišit, aby odfiltrovaly vliv různých středních hodnot výnosu v jednotlivých letech.

Rovnice volatilitu (2) zahrnuje ARCH člen, $\alpha \varepsilon_{t-1}^2$, který primárně zachycuje dopad zpráv a míru překvapení z předchozího období. Statisticky významná a pozitivní hodnota koeficientu α menší než jedna charakterizuje stav, kdy tento šok nedestabilizoval volatilitu. Pokud je α větší než jedna, minulý šok má destabilizační účinek. GARCH člen βh_{t-1} měří dopad volatilitu z minulého období na současnou podmíněnou volatilitu. Statisticky významná hodnota koeficientu β blízká hodnotě jedna znamená vysoký stupeň perzistence ve volatilitě cen akcií. Součet koeficientů α a β ukazuje

9 Německo je nejdůležitějším obchodním partnerem třech nových členských zemí v naší analýze. Použití kompozitních indexů Stoxx 50 nebo EuroStoxx 50 není možné, jelikož nejsou k dispozici historická data na vnitrodenní frekvenci. Navíc se nejedná o reálné tržní indexy charakterizující jeden trh, ale o kompozitní indexy, u nichž je detekce vlivu zpráv z důvodu jejich konstrukce *ex post* logicky problematická.

rychlost konvergence podmíněné volatilitu do stálého stavu. Čím je jeho hodnota blíže jedné, tím je korevence pomalejší.

Naše specifikace též zahrnuje fakt, že trhy vykazují nižší a vyšší aktivitu během různých fází obchodního dne, a tedy i různou volatilitu. Tato skutečnost je v literatuře známa jako tvar „U“ volatilitu během dne (McMillan, Speight, 2002; Fan, Lai, 2006) a vyskytuje se i na našich třech trzích (Égert, Kočenda, 2007). Vyšší volatilita na počátku a na konci obchodování je zachycena koeficientem μ_τ při proměnné D_τ pro jednotlivé pětiminutové intervaly. Pokles volatilitu je obsažen v konstantě ω . Rozdílnou volatilitu během pracovního týdne, která je rovněž známa z empirické literatury (viz. Tonchev, Kim, 2004), zachycují koeficienty ψ_d při indikátorových proměnných jednotlivých pracovních dní W_d .

Model odhadujeme pomocí logaritmického tvaru věrohodnostní funkce $\ln L_t = -0.5(\ln(2\pi h_t) + \sum_{i=t_0}^T \varepsilon_i^2 / h_t)$. Odhady jsou získány pomocí numerické optimalizační metody, kterou popsali Berndt et al. (1974). Abychom zamezili nadměrně velkým odhadům volatilitu, nepoužíváme předpoklad normálního rozdělení chyb. Raději používáme zobecněnou metodu rozdělení chyb (GED), jež popsal Nelson (1991). Volatilita cen akcií vykazuje leptokurtické rozdělení, tj. GED hodnoty jsou nižší než 2, což je hodnota typická pro normální rozdělení. Leptokurtóza v našem případě ukazuje, že denní volatilita cen je koncentrována kolem klidného období, ale šoky jsou během turbulentních period. Standardizovaná rezidua jsou bez ARCH efektů.

4. Empirické výsledky

Výsledky odhadů specifikace (1 a 2) jsou uvedeny podrobně v tabulkách 6 až 8 pro každou zemi zvlášť. Každá tabulka je rozdělena do dvou panelů. Panel A ukazuje (i) odhady efektů přelévání vývoje výnosů mezi trhy v rovnici pro střední hodnoty a (ii) efekty v rovnici volatilitu. Vliv jednotlivých specifických zpráv v rovnici středních hodnot je uveden podrobně v panelu B. Každý efekt oznámení je identifikován příslušnými koeficienty $\delta_{i,j}$ a $\kappa_{i,j}$. Například koeficient $\delta_{3,1}$ ukazuje efekt oznámení o průmyslové produkci (dolní index 3) pocházející z eurozóny, jehož hodnota je pod očekávání trhu (dolní index 1). Analogicky koeficient $\kappa_{1,2}$ ukazuje efekt oznámení spotřebitelských cen v USA (dolní index 1), které je v souladu s tržním očekáváním (dolní index 2).

Naše výsledky ukazují značné efekty vlivu přelévání výnosů, které ovlivňují nové trhy EU spolu s dopady zpráv ovlivňující výnosy indexů. Nejvíce ovlivňuje nové trhy německý akciový index DAX, následován americkým indexem Dow-Jones a regionálními indexy, jejichž vliv však kolísá. Dopad jednotlivých oznámení se liší podle typu a zdroje zpráv stejně jako podle ovlivňovaného akciového trhu. Tyto rozdíly připisujeme rozdílné angažovanosti zahraničních investorů na trhu a jejich podílu na objemech obchodů. Angažovanost zahraničních investorů je velmi silná zejména na českém a maďarském akciovém trhu. I když v jednotlivých letech kolísá, podle informací pražské a budapešťské burzy se pohybuje mezi 55 až 75 procenty. Na maďarském trhu dominují investoři z původních zemí EU, zatímco investoři z USA převládají na českém akciovém trhu. Toto je v kontrastu s polským trhem, kde zahraniční investoři realizují pouze třetinu celkových obchodovaných objemů. Rozdílné vnímání a citlivost těchto investorů na původ zpráv jsou pravděpodobně zdrojem různých

výsledků naší analýzy. Tyto výsledky jsou obecně v souladu s empirickým poznatkem, že signifikantní dopad zahraničních zpráv je častější na trzích s vyšším podílem zahraničních investorů, viz Hanousek, Kočenda a Kutan (2009).¹⁰ Zdá se tedy, že institucionální faktory by měly mít větší váhu v interpretaci vlivu zahraničních makroekonomických oznámení na rozvíjející se trhy, zejména pokud se na nich mnoho obchodů realizuje prostřednictvím zahraničních investorů.

Efekty makroekonomických oznámeních se zásadně liší podle typu a charakteru zpráv. Ze čtyř druhů makroekonomických oznámení mají měnové zprávy v zásadě nulový vliv na akciové výnosy. Důvod může být v relativním oddělení měnové politiky od vývoje na akciových trzích. Alternativně, jak tvrdí Rigobon a Sack (2006), „odtržení“ očekávané měnové politiky a cen aktiv od přicházejících zpráv je částečně spojené s problematickým měřením míry překvapení v této zprávě. Jelikož kontrolujeme pro komponent překvapení v každé měnové zprávě, domníváme se, že odchylky od očekávání hrají důležitou roli a efektivně tak vylučujeme výše uvedený argument. Oddělení měnové politiky od vývoje na akciových trzích je tak zřejmě způsobeno malou vahou, kterou trhy přikládají měnově-politickým rozhodnutím a také tomu, že rozhodnutí monetárních orgánů jsou velmi správně analyzována akciovými trhy.

Ceny na druhou stranu ovlivňují všechny tři trhy intuitivním způsobem: výsledky pod (nad) očekáváními trhu přináší negativní (pozitivní) efekty na výnosy akcií. Výsledky podporují hypotézu, že trhy zahrnují inflační očekávání do cen akcií. Zajímavé zjištění je také to, že oznámení o cenovém vývoji v USA mají silnější vliv než oznámení tohoto typu v eurozóně. Možné vysvětlení spočívá v tom, že si středoevropské trhy vytvářejí velmi přesná očekávání o jednotlivých krocích Evropské centrální banky. Jiné vysvětlení může nabízet rozdíl v rolích těchto centrálních bank; hlavním cílem Evropské centrální banky je měnová stabilita, zatímco FED se kromě inflace rovněž soustředí na ekonomický růst a zaměstnanost.

Oznámení, která se týkají reálné ekonomiky, mají velmi různé dopady. Nicméně oznámení o bilanci běžného účtu EU ovlivňují všechny tři trhy stejným způsobem: lepší než očekávaný výsledek způsobuje pozitivní reakci a naopak. Tento výsledek je v souladu se silnou závislostí všech tří zkoumaných ekonomik na zahraničním obchodě s EU, s působením mnoha firem z EU na těchto trzích, s podobností v nabídkových a poptávkových skocích (Fidrmuc, Korhonen, 2003) a poměrně vysokým stupněm korelace hospodářského cyklu mezi starými a novými zeměmi EU (Fidrmuc, Korhonen, 2006). Není třeba podotýkat, že nejdůležitější korporace v nových zemích EU působí jako vlastníci nebo spoluvlastníci hlavních místních firem a bank a jsou také kotovány na místních akciových trzích. Tato skutečnost rovněž odráží důležitost zahraničních zpráv typu bilance běžného účtu. Ostatní zprávy z reálné ekonomiky mají omezený dopad a ovlivňují buď dva, nebo pouze jeden trh. Průmyslová výroba ovlivňuje Prahu a Varšavu, kdežto oznámení o obchodní bilanci a nezaměstnanosti mají vliv v Praze a Budapešti. Oznámení o objednávkách a tržbách v maloobchodě nevyvolávají žádné reakce. Stejně tak oznámení o reálné ekonomice v USA nemají skoro žádný dopad na výnosy akcií. Tento výsledek je však třeba částečně zrelativizovat a chápat ve vztahu k období obchodního dne, protože mnohá oznámení jednoduše nejsou k dispozici během paralelního obchodování v Evropě a USA. Obecně není

10 Oproti účinku jednotlivých zpráv je dopad zpráv také silnější, pokud jsou sdruženy a oznámeny ve stejný čas.

pražská burza ovlivněna zprávami o reálné ekonomice z USA, kdežto budapeštská a varšavská ukazují mírný vliv těchto oznámení. Existuje možnost, že některé nesignifikantní výsledky mohou být vysvětleny relativně krátkým zpožděním, v němž vliv zpráv zkoumáme. Některá rozhodnutí po zveřejnění informace provádí okamžitě obchodníci na trhu, zatímco u některých hůře analyzovatelných nových informací čekají na doporučení analytiků. Tento postup je běžný na devizovém trhu například ve vztahu k novým informacím o vývoji HDP.¹¹ Vzhledem k tomu, že v tomto článku studujeme bezprostřední reakce trhu na makroekonomická oznámení, ponecháváme tuto otázku otevřenou dalšímu výzkumu.

Zprávy o důvěře (spotřebitelů) a ekonomickém klimatu v ekonomice poskytují zajímavý doplněk ve vztahu k předchozím kategoriím zpráv. Prakticky žádné oznámení tohoto typu neovlivňuje zmíněné trhy obecně. Avšak, zprávy tohoto typu přicházející z eurozóny mají určitý dopad. Naopak zprávy o důvěře spotřebitelů a zprávy o chování indexu nákupů manažerů (*Purchasing Manager's Index – PMI*) ovlivňují všechny tři trhy v souladu s intuicí: výsledky, které jsou pod očekáváními trhu, mají negativní dopad na výnosy akcií a naopak.

Zprávy, které ovlivňují volatilitu, mají podobný efekt na všech třech akciových trzích. Obecně se dá říci, že na žádném ze tří trhů nejsou makroekonomická oznámení destabilizujícím prvkem. Specifické rysy vlastní jednotlivým trhům jsou následující. Volatilita v Praze je nejvíce ovlivněna minulými oznámeními. Volatilita varšavského indexu vykazuje nejpomalejší konvergenci ke stálému stavu, zatímco budapeštská burza má největší perzistenci ve své volatilitě. Pokud se podíváme na vnitrodenní volatilitu, budapeštská burza vykazuje nejvyšší volatilitu na začátku a na konci dne. Pražská burza vykazuje naproti tomu v těchto obdobích volatilitu nejnižší. Volatilita obecně klesá během zbytku obchodního dne a její rozsah je srovnatelný na všech třech trzích. Všechny tři trhy také prokazují nejnižší volatilitu uprostřed týdne a jsou tak v souladu s podobnými výsledky pro jiné rozvíjející se trhy, viz např. Chang, Pinegar a Ravichandran (1993) a Kiyomaza a Berument (2003).

5. Závěr

V tomto článku zkoumáme vliv makroekonomických oznámení na vývoj výnosů akciových indexů a jejich volatilitu na třech nových akciových trzích EU. Používáme detailní charakteristiku patnácti druhů zpráv objevujících se během denního obchodování. Použití vysokofrekvenčních vnitrodenních dat na těchto trzích dovoluje nový pohled na jejich chování, který na nižších frekvencích není možný. Naše výsledky ukazují, že transakce během reálného času jsou značně ovlivněny jak interakcemi a vazbami ve vývoji cen akcií mezi jednotlivými trhy, tak makroekonomickými zprávami na rozvinutých trzích. Středoevropské trhy nejsou v tomto smyslu efektivní z hlediska klasické definice tržní efektivity. Zvolený přístup měření vlivu makroekonomických zpráv pomocí rozdílu oznámené hodnoty od očekávání trhu (*excess impact*) redukuje problémy se správným měřením zpráv z minulých studií. Hlavní rozdíly reakce jednotlivých trhů jsou podle našeho názoru způsobeny strukturou investorů působících na trhu, respektive na objemu obchodů, které jsou realizovány zahraničními investory.

11 Děkujeme anonymnímu recenzentovi za upozornění na tuto interpretaci.

Výsledky naší analýzy přináší další pohled na proces integrace na akciových trzích v EU a mohou poskytnout důležité implikace pro portfoliovou diverzifikaci a risk management na rozvíjejících se trzích EU. Jelikož se tyto země připravují na vstup do eurozóny, lze očekávat, že jejich finanční trhy budou citlivější na makroekonomické šoky, které zasahují vyspělé státy EU. To znamená, že investoři by měli vzít na vědomí očekávanou budoucí volatilitu, pokud investují na těchto trzích nyní. V širším kontextu jsme zjistili, že rozvíjející se trhy v našem vzorku reagují na makroekonomická oznámení podobně jako země s rozvinutými trhy. To nasvědčuje tomu, že burzy v České republice, Maďarsku a Polsku udělaly významný pokrok ve svém vývoji a že jejich integrace do celosvětového trhu proběhla v relativně krátkém čase. Naše výsledky poskytují také motivaci pro země v tomto regionu, aby dále prohlubovaly dozor a průhlednost finančních trhů.

Literatura

- ALBUQUERQUE, R., VEGA, C. 2006. Asymmetric Information in the Stock Market: Economic News and Co-movement. CEPR Discussion Paper 5598.
- ANDERSEN, T. G., BOLLERSLEV, T., DIEBOLD, F. X., VEGA, C. 2007. Real-time price discovery in global stock, bond and foreign exchange markets. *Journal of International Economic*. 2007, No. 73, pp. 251-277.
- BERNDT, E. K., HALL, B. H., HALL, R. E., HAUSMAN, J. A. 1974. Estimation of inference in nonlinear structural models. *Annals of Economic and Social Measurement*, 1974, No. 4, pp. 653-665.
- BOLLERSLEV, T. 1986. Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity. *Journal of Econometrics*. 1986, No. 31, pp. 307-327.
- BOLLERSLEV, A. T., CAI, J. 2000. Intraday and Interday Volatility in the Japanese Stock Market. *Journal of International Financial Markets, Institutions, and Money*. 2000, No. 10, pp. 107-130.
- BOMFIM, A. N. 2001. Pre-announcement effects, News Effects, and Volatility: Monetary Policy and the Stock Market. *Journal of Banking and Finance*. 2001, No. 27, pp. 133-151.
- BREDIN, D., HYDE, pp., O'REILLY, G. 2005. European Monetary Policy Surprises: The Aggregate and Sectoral Stock Market. Economic Analysis and Research Department Working Paper 10/RT/2005. Central Bank and Financial Services Authority of Ireland.
- CHANG, E. C., PINEGAR J. M., AND RAVICHANDRAN R. 1993. International Evidence on the Robustness of the Day-of-the-Week Effect. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 1993, Vol. 12, No. 1, pp. 497-513.
- CHUN, R. M. 2000. Compensation vouchers and equity markets: Evidence from Hungary. *Journal of Banking & Finance*. 2000, Vol. 24, No. 7, pp. 1155-1178.
- ÉGERT, B., KOČENDA, E. 2007. Interdependence between Eastern and Western European Stock Markets: Evidence from Intraday Data. *Economic Systems*. 2007, No. 31(2), pp. 184-203.
- EHRMANN, M., FRATZSCHER, M. 2004. Taking Stock: Monetary Policy Transmission to Equity Markets. *Journal of Money, Credit and Banking*. 2004, Vol. 36, No. 4, pp. 719-37.
- EHRMANN, M., FRATZSCHER M. 2006. Global Financial Transmission of Monetary Policy Shocks. European Central Bank Working Paper No. 616.
- ERENBURG, G., KUROV A., LASSER D. J. 2005. Trading Around Macroeconomic Announcements: Are All Traders Created Equal?. *Journal of Financial Intermediation*. 2005, No. 15, pp. 470-493.
- FAN, Y-J., LAI, H-N. 2006. The Intraday Effect and the Extension of Trading Hours for Taiwanese Securities. *International Review of Financial Analysis*. 2006, No. 15, pp. 328-347.
- FIDRMUC, J., KORHONEN, I. 2003. Similarity of Supply and Demand Shocks between the Euro Area and the CEECs. *Economic Systems*. 2003, Vol. 27, No. 3, pp. 313-334.
- FIDRMUC, J., KORHONEN, I. 2006. Meta-Analysis of the Business Cycle Correlation between the Euro Area and the CEECs. *Journal of Comparative Economics*. 2006, Vol. 34, No. 3, pp. 518-537.

- FINK, G., HAISS, P. R., ORLOWSKI L., SALVATORE D. 1998. Central European Banks and Stock Exchanges: Capacity-building and Institutional Development. *European Management Journal*. 1998, Vol. 16, No. 4, pp. 431-446.
- FLANNERY, M. J., PROTOPAPADAKIS A. A. 2002. Macroeconomic Factors Do Influence Aggregate Stock Returns. *Review of Financial Studies*. 2002, No. 15, 751-782.
- FUNKE, N., MAKSUDA, A. 2002. Macroeconomic News and Stock Returns in the United States and Germany, IMF Working Paper, WP/02/239
- GURKAYNAK, R., SACK, B., SWANSON E. 2004. Do Actions Speak Louder than Words?: The Response of Asset Prices to Monetary Policy Actions and Statements. Finance and Economics Discussion Series 2004-66. Federal Reserve Board, Washington, D.C.
- HANOUSEK, J., KOČENDA, 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, No. 2, pp. 199-219.
- HE, L. T. 2006. Variations in Effects of Monetary Policy on Stock Market Returns in the past Four Decades. *Review of Financial Economics*. 2006, No. 15, pp. 331-349.
- HERMES, N., LENSINK, R. 2000. Financial System Development in Transition Economies. *Journal of Banking & Finance*. 2000, Vol. 24, No. 4, pp. 507-524.
- JENSEN, G. R., JOHNSON, R. R. 1995. Discount Rate Changes and Security Returns in the US, 1962–1991. *Journal of Banking and Finance*. 1995, No. 19, pp. 79-95.
- JENSEN, G. R., MERCER, J. M., JOHNSON, R. R. 1996. Business Conditions, Monetary Policy, and Expected Security Returns. *Journal of Financial Economics*. 1996, No. 40, pp. 213-237.
- JONES, B., LIN, C.-T., MASIH, A. M. M. 2005. Macroeconomic Announcements, Volatility, and Interrelationships: An Examination of the UK Interest Rate and Equity Markets. *International Review of Financial Analysis*. 2005, No. 14, pp. 356-375.
- KIM, pp.-J., MCKENZIE, M. D., FAFF, R. W. 2004. Macroeconomic news announcements and the role of expectations: evidence for US bond, stock and foreign exchange markets. *Journal of Multinational Financial Management*. 2004, Vol. 14, No. 3, pp. 217-232.
- KIYMAZA, H., BERUMENT, H. 2003. The day of the week effect on stock market volatility and volume: International evidence. *Review of Financial Economics*. 2003, No. 12, pp. 363–380.
- KORCZAK, P, BOHL, M. T. 2005. Empirical Evidence on Cross-listed Stocks of Central and Eastern European Companies. *Emerging Markets Review*. 2005, Vol. 6, No. 2, pp. 121-137.
- MANN, T., ATRA, R. J., DOWEN, R. 2004. U.S. Monetary Policy Indicators and International Stock Returns. *International Review of Financial Analysis*. 2004, No. 13, pp. 543-558.
- MCMILLAN, D. G., SPEIGHT, A. E. H. 2002. Intra-day Periodicity and Long-Run Volatility. *Econometrica*. 2002, No. 59, pp. 347–370.
- NELSON, D. B. 1991. Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach. Macroeconomic News and Stock Valuation in Europe. *Journal of Multinational Financial Management*. 1991, No. 14, pp. 201-215.
- NIKKINEN, J., OMRAN, M., SAHLSTRÖM, M., ÄIJÖ, A. 2006. Global stock market reactions to scheduled U.S. macroeconomic news announcements. *Global Finance Journal*. 2006, Vol. 17, No. 1, pp. 92-104.
- NIKKINEN, J., SAHLSTRÖM, P. 2004. Scheduled domestic and U.S. macroeconomic news and stock valuation in Europe. *Journal of Multinational Financial Management*. 2004, No. 14, pp. 201–215.
- PATELIS, A. D. 1997. Stock Return Predictability and the Role of Monetary Policy. *Journal of Finance*. 1997, Vol. 52, No. 5, pp. 1951-1972.
- RAMCHANDER, pp., SIMPSON, M. W., THIEWES H. 2006. The Effects of Macroeconomic News on German Closed-End Funds. *Quarterly Review of Economics and Finance*, v tisku.
- RIGOBON, R., SACK, B. 2006. Noisy Macroeconomic Announcements, Monetary Policy, and Asset Prices. NBER Working Paper No. W12420.
- SERWA, D., BOHL, M. T. 2005. Financial Contagion Vulnerability and Resistance: A Comparison of European Stock Markets. *Economic Systems*. 2005, No. 29, pp. 344-362.

- SIKLOS, P. L., ANUSIEWICZ, J. 1998. The Effect of Canadian and U.S. M1 Announcements on Canadian Financial Markets: The Crow Years. *Journal of Economics and Business*. 1998, No. 50, pp. 49-65.
- THORBECKE, W. 1997. On Stock Market Returns and Monetary Policy. *Journal of Finance*. 1997, No. 52, pp. 635-654.
- TONCHEV, D., KIM, T.-H. 2004. Calendar effects in Eastern European financial markets: Evidence from the Czech Republic, Slovakia and Slovenia. *Applied Financial Economics*. 2004, No. 14, pp. 1035–1043.
- TSE, Y., WU, C., YOUNG, A. 2003. Asymmetric Information Transmission between a Transition Economy and the U.S. Market: Evidence from the Warsaw Stock Exchange. *Global Finance Journal*. 2003, Vol. 14, No. 3, pp. 319-332.
- WONGSWAN, J. 2006. Transmission of Information across International Equity Markets. *Review of Financial Studies*. 2006, Vol. 19, No. 4, pp. 1157-1189.

PŘÍLOHA

Tabulka 1

Deskriptivní statistiky výnosů akciových indexů nových zemí EU (2004–2007).

	Počet pozorování	Střední hodnota	Směrodatná odchylka	Minimum	Maximum
2004					
BUX	11,904	0.001	0.089	-0.875	0.867
PX50	10,182	0.002	0.064	-0.628	0.789
WIG20	9,542	0.0003	0.106	-1.055	0.922
2005					
BUX	22,089	0.0001	0.125	-1.125	0.898
PX50	19,180	0.001	0.084	-1.934	1.927
WIG20	17,608	0.001	0.102	-0.793	1.513
2006					
BUX	21,169	-0.001	0.131	-1.453	1.413
PX50	18,257	-0.0006	0.096	-3.546	3.549
WIG20	16,956	-0.0005	0.135	-1.142	1.125
2007					
BUX	21,299	-0.001	0.108	-3.437	3.550
PX50	18,868	0.0002	0.079	-1.141	1.120
WIG20	17,318	-0.001	0.120	-1.140	1.406

Tabulka 2

Makroekonomická oznámení zaznamenaná na Pražském akciovém trhu

Oznámení	Dopad							
	Negativní		V souladu		Pozitivní		Celkem	
	Abs.	%	Abs.	%	Abs.	%	Abs.	%
Eurozóna								
Ceny								
1 – CPI	13	(21.7)	32	(53.3)	15	(25.0)	60	(100)
2 – PPI	17	(41.5)	19	(46.3)	5	(12.2)	41	(100)
Ekonomika								
3 – Průmyslová výroba	36	(43.9)	6	(7.3)	40	(48.8)	82	(100)
4 – HDP	8	(19.5)	21	(51.2)	12	(29.3)	41	(100)
5 – Průmyslové objednávky	32	(41.0)	1	(1.3)	45	(57.7)	78	(100)
6 – Maloobchodní tržby	22	(55.0)	3	(7.5)	15	(37.5)	40	(100)
7 – Obchodní bilance	5	(7.5)	59	(88.0)	3	(4.5)	67	(100)
8 – Běžný účet	20	(60.6)	0	(0.0)	13	(39.4)	33	(100)
9 – Nezaměstnanost	14	(20.9)	18	(26.9)	35	(52.2)	67	(100)
Měnové								
10 – Peníze	27	(71.0)	2	(5.3)	9	(23.7)	38	(100)
11 – Úroková míra	0	(0.0)	39	(100)	0	(0.0)	39	(100)
Ekonomické klima a důvěra spotřebitelů								
12 – Ekonomické klima	77	(32.5)	59	(24.9)	101	(42.6)	237	(100)
13 – Důvěra spotřebitelů	12	(33.3)	14	(38.9)	10	(27.8)	36	(100)
14 – ISM Index	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a
15 – PMI	13	(32.5)	21	(52.5)	6	(15.0)	40	(100)
Celkově	296	(32.9)	294	(32.7)	309	(34.4)	899	(100)
U.S.A.								
Ceny								
1 – CPI	17	(40.5)	13	(31.0)	12	(28.5)	42	(100)
2 – PPI	40	(46.5)	10	(11.6)	36	(41.9)	86	(100)
Ekonomika								
3 – Průmyslová výroba	22	(53.7)	4	(9.8)	15	(36.5)	41	(100)
4 – HDP	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a
5 – Průmyslové objednávky	0	(0.0)	0	(0.0)	1	(100)	1	(100)
6 – Maloobchodní tržby	19	(45.2)	2	(4.8)	21	(50.0)	42	(100)
7 – Obchodní bilance	19	(44.2)	1	(2.3)	23	(53.5)	43	(100)
8 – Běžný účet	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a
9 – Nezaměstnanost	78	(36.1)	46	(21.3)	92	(42.6)	216	(100)
Měnové								
10 – Peníze	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a
11 – Úroková míra	28	(53.8)	2	(3.8)	22	(42.4)	52	(100)
Ekonomické klima a důvěra spotřebitelů								
12 – Ekonomické klima	1	(100)	0	(0.0)	0	(0.0)	1	(100)
13 – Důvěra spotřebitelů	5	(45.5)	0	(0.0)	6	(54.5)	11	(100)
14 – ISM Index	230	(42.9)	78	(14.6)	228	(42.5)	536	(100)

Tabulka 3

Makroekonomická oznámení na maďarském akciovém trhu

Oznámení	Dopad							
	Negativní		V souladu		Pozitivní		Celkem	
	Abs.	%	Abs.	%	Abs.	%	Abs.	%
Eurozóna								
Ceny								
1 – CPI	20	(28.2)	33	(46.5)	18	(25.3)	71	(100)
2 – PPI	17	(41.5)	19	(46.3)	5	(12.2)	41	(100)
Ekonomika								
3 – Průmyslová výroba	38	(44.7)	6	(7.1)	41	(48.2)	85	(100)
4 – HDP	8	(19.0)	22	(52.4)	12	(28.6)	42	(100)
5 – Průmyslové objednávky	32	(39.5)	1	(1.2)	48	(59.3)	81	(100)
6 – Maloobchodní tržby	23	(54.8)	3	(7.1)	16	(38.1)	42	(100)
7 – Obchodní bilance	5	(7.2)	61	(88.4)	3	(4.4)	69	(100)
8 – Běžný účet	20	(62.5)	0	(0.0)	12	(37.5)	32	(100)
9 – Nezaměstnanost	22	(27.2)	19	(23.5)	40	(49.3)	81	(100)
Měnové								
10 – Peníze	28	(71.8)	2	(5.1)	9	(23.1)	39	(100)
11 – Úroková míra	0	(0.0)	41	(100)	0	(0.0)	41	(100)
Ekonomické klima a důvěra spotřebitelů								
12 – Ekonomické klima	78	(33.1)	59	(25.0)	99	(41.9)	236	(100)
13 – Důvěra spotřebitelů	12	(32.4)	14	(37.8)	11	(29.8)	37	(100)
14 – ISM Index	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a
15 – PMI	12	(32.4)	19	(51.4)	6	(16.2)	37	(100)
Celkem	315	(33.7)	299	(32.0)	320	(34.3)	934	(100)
U.S.A.								
Ceny								
1 – CPI	17	(40.5)	13	(31.0)	12	(28.5)	42	(100)
2 – PPI	38	(45.2)	10	(11.9)	36	(42.9)	84	(100)
Ekonomika								
3 – Průmyslová výroba	23	(54.8)	4	(9.5)	15	(35.7)	42	(100)
4 – HDP	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a
5 – Průmyslové objednávky	17	(44.7)	1	(2.6)	20	(52.7)	38	(100)
6 – Maloobchodní tržby	19	(45.2)	2	(4.8)	21	(50.0)	42	(100)
7 – Obchodní bilance	19	(44.2)	1	(2.3)	23	(53.5)	43	(100)
8 – Běžný účet	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a
9 – Nezaměstnanost	82	(37.3)	46	(20.9)	92	(41.8)	220	(100)
Měnové	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a
Ekonomické klima a důvěra spotřebitelů								
12 – Ekonomické klima	43	(53.8)	3	(3.8)	34	(42.4)	80	(100)
13 – Důvěra spotřebitelů	17	(43.6)	0	(0.0)	22	(56.4)	39	(100)
14 – ISM Index	17	(51.5)	6	(18.2)	10	(30.3)	33	(100)
15 – PMI	15	(40.5)	0	(0.0)	22	(59.5)	37	(100)
Celkem	307	(43.9)	86	(12.3)	307	(43.8)	700	(100)

Tabulka 4

Makroekonomická oznámení zaznamenaná na polském akciovém trhu

Oznámení	Dopad							
	Negativní		V souladu		Pozitivní		Celkem	
	Abs.	%	Abs.	%	Abs.	%	Abs.	%
Eurozóna								
Ceny								
1 – CPI	13	(21.7)	32	(53.3)	15	(25.0)	60	(100)
2 – PPI	17	(44.7)	17	(44.7)	4	(10.6)	38	(100)
Ekonomika								
3 – Průmyslová výroba	38	(45.2)	6	(7.1)	40	(47.7)	84	(100)
4 – HDP	8	(20.0)	21	(52.5)	11	(27.5)	40	(100)
5 – Průmyslové objednávky	33	(40.2)	1	(1.2)	48	(58.6)	82	(100)
6 – Maloobchodní tržby	23	(54.8)	3	(7.1)	16	(38.1)	42	(100)
7 – Obchodní bilance	6	(8.6)	61	(87.1)	3	(4.3)	70	(100)
8 – Běžný účet	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a
9 – Nezaměstnanost	5	(12.8)	17	(43.6)	17	(43.6)	39	(100)
Měnové								
10 – Peníze	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a
11 – Úroková míra	0	(0.0)	41	(100)	0	(0.0)	41	(100)
Ekonomické klima a důvěra spotřebitelů								
12 – Ekonomické klima	67	(34.0)	53	(26.9)	77	(39.1)	197	(100)
13 – Důvěra spotřebitelů	13	(34.2)	14	(36.8)	11	(28.9)	38	(100)
14 – ISM Index	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a
15 – PMI	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a
Celkem	223	(30.5)	266	(36.4)	242	(33.1)	731	(100)
U.S.A.								
Ceny								
1 – CPI	18	(42.9)	12	(28.6)	12	(28.6)	42	(100)
2 – PPI	40	(47.6)	10	(11.9)	34	(40.5)	84	(100)
Ekonomika								
3 – Průmyslová výroba	22	(55.0)	3	(7.5)	15	(37.5)	40	(100)
4 – HDP	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a
5 – Průmyslové objednávky	0	(0.0)	0	(0.0)	1	(100)	1	(100)
6 – Maloobchodní tržby	20	(46.5)	2	(4.7)	21	(48.8)	43	(100)
7 – Obchodní bilance	19	(44.2)	1	(2.3)	23	(53.5)	43	(100)
8 – Běžný účet	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a
9 – Nezaměstnanost	81	(37.5)	46	(21.3)	89	(41.2)	216	(100)
Měnové								
	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a
Ekonomické klima a důvěra spotřebitelů								
12 – Ekonomické klima	29	(54.7)	2	(3.8)	22	(41.5)	53	(100)
13 – Důvěra spotřebitelů	1	(100)	0	(0.0)	0	(0.0)	1	(100)
14 – ISM Index	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a
15 – PMI	5	(41.7)	0	(0.0)	7	(58.3)	12	(100)
Celkem	235	(43.9)	76	(14.2)	224	(41.9)	535	(100)

Očekávané efekty makroekonomických oznámení na vývoj cen akcií

Druh oznámení/zprávy	Očekávaný efekt v případě, že hodnota oznámeného ukazatele je vyšší, než byla očekávána	Reference
Ceny		
1 – CPI	Negativní efekt. Nárůst cen spotřebitelů a producentů indikuje vzrůstající inflaci a možné zvýšení úrokových sazeb.	Flannery and Protopapadakis (2002); Kim, McKenzie and Faff (2004); Rigobon and Sack (2006) Ramchander, Simpson and Thiewes (2006); Jones, Lin and Masih (2005)
2 – PPI		
Ekonomika		
3 – Průmyslová výroba	Pozitivní. Růst ekonomiky.	Ramchander, Simpson and Thiewes (2006)
4 – HDP	Pozitivní. Růst ekonomiky.	Funke and Maksuda (2002)
5 – Průmyslové objednávky	Pozitivní. Růst ekonomiky.	Funke and Maksuda (2002)
6 – Maloobchodní tržby	Pozitivní. Růst ekonomiky.	Ramchander, Simpson and Thiewes (2006)
7 – Obchodní bilance	Pozitivní. Přebytek nebo snížení schodku indikují zlepšení.	Kim, McKenzie and Faff (2004); Ramchander, Simpson and Thiewes (2006); Funke and Maksuda (2002)
8 – Běžný účet	Pozitivní. Přebytek nebo snížení schodku indikují zlepšení.	Ramchander, Simpson and Thiewes (2006); Funke and Maksuda (2002)
9 – Nezaměstnanost	Negativní. Zvýšení nezaměstnanosti indikuje zhoršení ekonomiky.	Nikkinen and Sahlstrom (2004); Funke and Maksuda (2002)
Měnové		
10 – Peníze	Negativní. Růst peněz chápán jako znamení budoucí inflace, která působí negativně na růst cen akcií.	Flannery and Protopapadakis (2002); Ehrman (2004), (2006); Thorbecke (1997); He (2006); Patelis (1997)
11 – Úroková míra	Negativní. Zdražení úvěrů pro podniky a větší atraktivita na trhu dluhopisů.	Flannery and Protopapadakis (2002); Bredin, Hyde and O'Reilly (2004); Jones, Lin and Masih (2005)
Ekonomické klima a důvěra spotřebitelů		
12 – Ekonomické klima	Pozitivní. Jedná se o indikátory (budoucího) zlepšení a růstu ekonomiky.	Funke and Maksuda (2002)
13 – Důvěra spotřebitelů		
14 – ISM Index		
15 – PMI		

Tabulka 6.A

Efekt přelévání a volatilita: Pražský akciový trh

Rovnice střední hodnoty				Rovnice volatility			
Parametr	Koef.		Směr. odchylka	Parametr	Koef.		Směr. odchylka
Výnos akciového trhu				Volatilita			
DAX _{t-1}	π_1	0,110 a	(0,003)	Constant	ω	-5,373 a	(0,003)
DAX _{t-2}	π_2	0,050 a	(0,003)	ARCH term	α	0,342 a	(0,004)
DJI _{t-1}	π_3	0,050 a	(0,008)	GARCH term	β	0,019 a	(0,001)
DJI _{t-2}	π_4	0,019 a	(0,006)	Vnitrodenní volatilita			
BUX _{t-1}	γ_1	0,039 a	(0,002)	D ₁	μ_1	0,937 a	(0,049)
BUX _{t-2}	γ_2	0,027 a	(0,002)	D ₂	μ_2	0,810 a	(0,030)
PX _{t-1}	γ_3	n/a		D ₃	μ_3	0,580 a	(0,037)
PX _{t-2}	γ_4	n/a		D ₄	μ_4	0,531 a	(0,039)
WIG _{t-1}	γ_5	0,002	(0,002)	D ₅	μ_5	1,099 a	(0,031)
WIG _{t-2}	γ_6	0,010 a	(0,002)	D _{T-5}	μ_6	-0,451 a	(0,033)
Dummy za roky				D _{T-4}	μ_7	-0,265 a	(0,031)
2004	λ_1	0,003	(0,001)	D _{T-3}	μ_8	-0,363 a	(0,028)
2005	λ_2	0,003	(0,001)	D _{T-2}	μ_9	-0,146 a	(0,029)
2006	λ_3	0,001 a	(0,001)	D _{T-1}	μ_{10}	-0,115 a	(0,031)
2007	λ_4	0,002	(0,001)	Dummy za dny v týdnu			
				W ₁	ψ_1	0,210 a	(0,005)
				W ₂	ψ_2	0,217 a	(0,004)
				W ₃	ψ_3	-0,040 a	(0,005)
				W ₄	ψ_4	0,101 a	(0,005)
Počet pozorování	65955			Waldova statistika	4564		
Log likelihood	72017			Chi- kvadrát	76		

Tabulka 6.B

Efekty makroekonomických oznámení: Pražský akciový trh

Oznámení	Dopad					
	Negativní		V souladu		Pozitivní	
	Koef.	Sm. Odch.	Koef.	Sm. Odch.	Koef.	Sm. Odch.
Eurozóna						
Ceny						
1 – CPI	$\bar{d}_{1,1}$	-0,012 (0,029)	$\bar{d}_{1,2}$	-0,011 (0,024)	$\bar{d}_{1,3}$	0,053 a (0,017)
2 – PPI	$\bar{d}_{2,1}$	-0,013 (0,027)	$\bar{d}_{2,2}$	0,000 (0,024)	$\bar{d}_{2,3}$	-0,005 (0,023)
Ekonomika						
3 – Průmyslová výroba	$\bar{d}_{3,1}$	-0,022 b (0,010)	$\bar{d}_{3,2}$	-0,033 (0,063)	$\bar{d}_{3,3}$	0,012 (0,012)
4 – HDP	$\bar{d}_{4,1}$	-0,006 (0,016)	$\bar{d}_{4,2}$	0,015 (0,015)	$\bar{d}_{4,3}$	0,028 (0,030)
5 – Průmyslové objednávky	$\bar{d}_{5,1}$	0,009 (0,023)	$\bar{d}_{5,2}$	-0,062 (59,09)	$\bar{d}_{5,3}$	0,008 (0,017)
6 – Maloobchodní tržby	$\bar{d}_{6,1}$	-0,025 (0,024)	$\bar{d}_{6,2}$	0,005 (0,066)	$\bar{d}_{6,3}$	-0,007 (0,071)
7 – Obchodní bilance	$\bar{d}_{7,1}$	-0,008 (0,126)	$\bar{d}_{7,2}$	-0,005 (0,010)	$\bar{d}_{7,3}$	0,043 (0,100)
8 – Běžný účet	$\bar{d}_{8,1}$	-0,042 c (0,023)	$\bar{d}_{8,2}$	n/a	$\bar{d}_{8,3}$	0,026 (0,020)
9 – Nezaměstnanost	$\bar{d}_{9,1}$	-0,094 a (0,010)	$\bar{d}_{9,2}$	0,018 (0,020)	$\bar{d}_{9,3}$	0,005 (0,012)
Měnové						
10 – Peníze	$\bar{d}_{10,1}$	0,001 (0,018)	$\bar{d}_{10,2}$	n/a	$\bar{d}_{10,3}$	0,010 (0,102)
11 – Úroková míra	$\bar{d}_{11,1}$	n/a	$\bar{d}_{11,2}$	0,002 (0,026)	$\bar{d}_{11,3}$	n/a
Ekonomické klima a důvěra spotřebitelů						
12 – Ekonomické klima	$\bar{d}_{12,1}$	-0,004 (0,007)	$\bar{d}_{12,2}$	0,000 (0,024)	$\bar{d}_{12,3}$	0,000 (0,009)
13 – Důvěra spotřebitelů	$\bar{d}_{13,1}$	-0,011 (0,028)	$\bar{d}_{13,2}$	-0,032 c (0,017)	$\bar{d}_{13,3}$	-0,014 (0,023)
14 – ISM Index	$\bar{d}_{14,1}$	n/a	$\bar{d}_{14,2}$	n/a	$\bar{d}_{14,3}$	n/a
15 – PMI	$\bar{d}_{15,1}$	0,004 (0,022)	$\bar{d}_{15,2}$	-0,077 a (0,013)	$\bar{d}_{15,3}$	0,078 a (0,016)
U.S.A.						
Ceny						
1 – CPI	$k_{1,1}$	-0,008 (0,016)	$k_{1,2}$	-0,039 a (0,009)	$k_{1,3}$	0,022 (0,029)
2 – PPI	$k_{2,1}$	-0,006 (0,009)	$k_{2,2}$	-0,009 (0,071)	$k_{2,3}$	0,038 a (0,008)
Ekonomika						
3 – Průmyslová výroba	$k_{3,1}$	-0,019 (0,014)	$k_{3,2}$	-0,003 (0,174)	$k_{3,3}$	0,004 (0,069)
4 – HDP	$k_{4,1}$	n/a	$k_{4,2}$	n/a	$k_{4,3}$	n/a
5 – Průmyslové objednávky	$k_{5,1}$	n/a	$k_{5,2}$	n/a	$k_{5,3}$	-0,001 (7,254)
6 – Maloobchodní tržby	$k_{6,1}$	-0,021 (0,018)	$k_{6,2}$	-0,024 (0,131)	$k_{6,3}$	0,006 (0,018)
7 – Obchodní bilance	$k_{7,1}$	-0,001 (0,022)	$k_{7,2}$	-0,005 (123,1)	$k_{7,3}$	0,008 (0,018)
8 – Běžný účet	$k_{8,1}$	n/a	$k_{8,2}$	n/a	$k_{8,3}$	n/a
9 – Nezaměstnanost	$k_{9,1}$	0,007 (0,009)	$k_{9,2}$	-0,013 (0,011)	$k_{9,3}$	0,005 (0,010)
Měnové						
10 – Peníze	$k_{10,1}$	n/a	$k_{10,2}$	n/a	$k_{10,3}$	n/a
11 – Úroková míra	$k_{11,1}$	n/a	$k_{11,2}$	n/a	$k_{11,3}$	n/a
Ekonomické klima a důvěra spotřebitelů						
12 – Ekonomické klima	$k_{12,1}$	-0,011 (0,015)	$k_{12,2}$	0,006 (0,101)	$k_{12,3}$	0,008 (0,018)
13 – Důvěra spotřebitelů	$k_{13,1}$	-0,247 (29,37)	$k_{13,2}$	n/a	$k_{13,3}$	n/a
14 – ISM Index	$k_{14,1}$	n/a	$k_{14,2}$	n/a	$k_{14,3}$	n/a
15 – PMI	$k_{15,1}$	-0,005 (0,026)	$k_{15,2}$	n/a	$k_{15,3}$	0,003 (0,033)

Poznámka: ISM je Institut pro management dodávek; PMI je index nákupních managerů.

Horní indexy a, b, a c značí statistickou signifikanci na 1, 5 a 10 %.

Tabulka 7.A

Efekty přelévání a volatilita: Budapešťský akciový trh

Rovnice střední hodnoty				Rovnice volatility			
Parametr	Koef.		Sm. odch	Parametr	Koef.		Sm. odch
<i>Výnosy akciového indexu</i>				<i>Volatilita</i>			
DAX_{t-1}	π_1	0,084 a	(0,004)	Konstanta	ω	-5,287 a	(0,007)
DAX_{t-2}	π_2	0,074 a	(0,004)	ARCH člen	α	0,291 a	(0,004)
DJI_{t-1}	π_3	0,085 a	(0,011)	GARCH člen	β	0,303 a	(0,003)
DJI_{t-2}	π_4	0,002	(0,012)	<i>Dummy pro vnitrodenní volatilitu</i>			
BUX_{t-1}	γ_1	n/a		D_1	μ_1	2,259 a	(0,426)
BUX_{t-2}	γ_2	n/a		D_2	μ_2	2,132 a	(0,153)
PX_{t-1}	γ_3	0,028 a	(0,003)	D_3	μ_3	2,157 a	(0,035)
PX_{t-2}	γ_4	0,016 a	(0,002)	D_4	μ_4	1,334 a	(0,046)
WIG_{t-1}	γ_5	0,006 b	(0,003)	D_5	μ_5	0,883 a	(0,088)
WIG_{t-2}	γ_6	0,015 a	(0,003)	D_{T-5}	μ_6	0,487 a	(0,054)
<i>Dummy pro roky</i>				D_{T-4}	μ_7	0,488 a	(0,035)
2004	λ_1	0 b	(0,001)	D_{T-3}	μ_8	-0,162 b	(0,073)
2005	λ_2	0 a	(0,001)	D_{T-2}	μ_9	0,112	(0,069)
2006	λ_3	-0,001 b	(0,001)	D_{T-1}	μ_{10}	0,394 a	(0,063)
2007	λ_4	-0,003 b	(0,001)	<i>Dummy pro dny v týdnu</i>			
				W_1	ψ_1	-0,026 a	(0,008)
				W_2	ψ_2	-0,039 a	(0,010)
				W_3	ψ_3	-0,110 a	(0,009)
				W_4	ψ_4	-0,027 a	(0,009)
Počet pozorování	72180			Waldova statistika	1458		
Log likelihood	62001			Chi-kvadrát	82		

Tabulka 7.B

Efekty makroekonomických oznámení: Budapešťský akciový trh

Oznámení	Dopad					
	Negativní		V souladu		Pozitivní	
	Koef.	Sm. Odch.	Koef.	Sm. Odch.	Koef.	Sm. Odch.
Eurozóna						
Ceny						
1 – CPI	δ _{1,1}	-0,016 (0,029)	δ _{1,2}	0,014 (0,017)	δ _{1,3}	0,005 (0,024)
2 – PPI	δ _{2,1}	-0,019 (0,026)	δ _{2,2}	-0,026 (0,033)	δ _{2,3}	0,029 (0,045)
Ekonomika						
3 – Průmyslová výroba	δ _{3,1}	-0,005 (0,019)	δ _{3,2}	0,019 (0,066)	δ _{3,3}	0,002 (0,013)
4 – HDP	δ _{4,1}	-0,014 (0,020)	δ _{4,2}	0,085 a (0,022)	δ _{4,3}	0,030 (0,037)
5 – Průmyslové objednávky	δ _{5,1}	-0,014 (0,030)	δ _{5,2}	-0,011 (35909)	δ _{5,3}	0,009 (0,017)
6 – Maloobchodní tržby	δ _{6,1}	-0,012 (0,032)	δ _{6,2}	-0,115 (0,138)	δ _{6,3}	0,016 (0,016)
7 – Obchodní bilance	δ _{7,1}	-0,022 (0,060)	δ _{7,2}	-0,026 b (0,012)	δ _{7,3}	0,034 (0,136)
8 – Běžný účet	δ _{8,1}	-0,038 (0,040)	δ _{8,2}	n/a	δ _{8,3}	0,059 b (0,028)
9 – Nezaměstnanost	δ _{9,1}	-0,025 b (0,012)	δ _{9,2}	0,019 (0,020)	δ _{9,3}	0,009 (0,011)
Měnové						
10 – Peníze	δ _{10,1}	-0,023 (0,023)	δ _{10,2}	n/a	δ _{10,3}	0,005 (0,018)
11 – Úroková míra	δ _{11,1}	n/a	δ _{11,2}	0,012 (0,019)	δ _{11,3}	n/a
Ekonomické klima a důvěra spotřebitelů						
12 – Ekonomické klima	δ _{12,1}	-0,006 (0,006)	δ _{12,2}	-0,016 (0,013)	δ _{12,3}	0,005 (0,010)
13 – Důvěra spotřebitelů	δ _{13,1}	-0,042 b (0,020)	δ _{13,2}	-0,008 (0,036)	δ _{13,3}	0,003 (0,028)
14 – ISM Index	δ _{14,1}	n/a	δ _{14,2}	n/a	δ _{14,3}	n/a
15 – PMI	δ _{15,1}	-0,005 (0,034)	δ _{15,2}	0,084 a (0,025)	δ _{15,3}	0,069 b (0,038)
U.S.A.						
Ceny						
1 – CPI	κ _{1,1}	-0,016 (0,028)	κ _{1,2}	0,029 c (0,015)	κ _{1,3}	0,032 (0,037)
2 – PPI	κ _{2,1}	-0,002 (0,018)	κ _{2,2}	-0,020 (0,028)	κ _{2,3}	0,002 (0,014)
Ekonomika						
3 – Průmyslová výroba	κ _{3,1}	-0,025 (0,022)	κ _{3,2}	0,038 (0,086)	κ _{3,3}	0,044 (0,030)
4 – HDP	κ _{4,1}	n/a	κ _{4,2}	n/a	κ _{4,3}	n/a
5 – Průmyslové objednávky	κ _{5,1}	-0,031 (0,085)	κ _{5,2}	n/a	κ _{5,3}	0,033 (0,069)
6 – Maloobchodní tržby	κ _{6,1}	-0,001 (0,026)	κ _{6,2}	0,002 (2,629)	κ _{6,3}	0,016 (0,018)
7 – Obchodní bilance	κ _{7,1}	-0,019 (0,030)	κ _{7,2}	0,027 (0,499)	κ _{7,3}	0,006 (0,014)
8 – Běžný účet	κ _{8,1}	n/a	κ _{8,2}	n/a	κ _{8,3}	n/a
9 – Nezaměstnanost	κ _{9,1}	-0,007 (0,012)	κ _{9,2}	0,047 a (0,010)	κ _{9,3}	0,004 (0,014)
Měnové						
10 – Peníze	κ _{10,1}	n/a	κ _{10,2}	n/a	κ _{10,3}	n/a
11 – Úroková míra	κ _{11,1}	n/a	κ _{11,2}	n/a	κ _{11,3}	n/a
Ekonomické klima a důvěra spotřebitelů						
12 – Ekonomické klima	κ _{12,1}	-0,012 (0,022)	κ _{12,2}	0,033 (0,073)	κ _{12,3}	0,003 (0,024)
13 – Důvěra spotřebitelů	κ _{13,1}	-0,031 (0,040)	κ _{13,2}	n/a	κ _{13,3}	0,032 (0,038)
14 – ISM Index	κ _{14,1}	-0,077 a (0,026)	κ _{14,2}	0,041 (0,068)	κ _{14,3}	0,061 (0,078)
15 – PMI	κ _{15,1}	-0,014 (0,022)	κ _{15,2}	n/a	κ _{15,3}	0,031 (0,071)

Poznámka: ISM je Institut pro management dodávek; PMI je index nákupních managerů.

Horní indexy a, b, a c značí statistickou signifikanci na 1, 5 a 10 %.

Tabulka 8.A

Efekty přelévání a volatilita: Varšavský akciový trh

Rovnice střední hodnoty				Rovnice volatility			
Parametr	Koef.		Sm. Odch.	Parametr	Koef.		Sm. Odch.
Výnosy akciových trhů				Volatilita			
DAX _{t-1}	π_1	0,176 a	(0,005)	Konstanta	ω	-5,058 a	(0,009)
DAX _{t-2}	π_2	0,071 a	(0,006)	ARCH člen	α	0,261 a	(0,004)
DJI _{t-1}	π_3	0,124 a	(0,016)	GARCH člen	β	0,253 a	(0,003)
DJI _{t-2}	π_4	-0,025	(0,020)	Dummy pro vnitrodenní volatilitu			
BUX _{t-1}	γ_1	0,024 a	(0,003)	D ₁	μ_1	1,016 a	(0,061)
BUX _{t-2}	γ_2	0,041 a	(0,003)	D ₂	μ_2	0,834 a	(0,048)
PX _{t-1}	γ_3	0,017 a	(0,004)	D ₃	μ_3	1,527 a	(0,054)
PX _{t-2}	γ_4	-0,001	(0,003)	D ₄	μ_4	1,836 a	(0,027)
WIG _{t-1}	γ_5	n/a		D ₅	μ_5	0,460 a	(0,067)
WIG _{t-2}	γ_6	n/a		D _{T-5}	μ_6	0,345 a	(0,038)
Dummy pro roky				D _{T-4}	μ_7	0,470 a	(0,042)
2004	λ_1	0,004	(0,001)	D _{T-3}	μ_8	-0,006	(0,054)
2005	λ_2	0,005 c	(0,001)	D _{T-2}	μ_9	0,195 a	(0,054)
2006	λ_3	0,005 c	(0,001)	D _{T-1}	μ_{10}	0,398 a	(0,062)
2007	λ_4	0,003	(0,002)	Dummy pro dny v týdnu			
				W ₁	ψ_1	0,134 a	(0,011)
				W ₂	ψ_2	0,120 a	(0,012)
				W ₃	ψ_3	0,055 a	(0,011)
				W ₄	ψ_4	0,132 a	(0,012)
Počet pozorování	64090			Waldova statistika	2791		
Log likelihood	46511			Chi-kvadrát	81		

Tabulka 8.B

Efekty makroekonomických oznámení: Varšavský akciový trh

Oznámení	Dopad								
	Negativní		V souladu		Pozitivní				
	Koef.	Sm. odch.	Koef.	Sm. odch.	Koef.	Sm. odch.			
Eurozóna									
Ceny									
1 – CPI	δ _{1,1}	0,031	(0,033)	δ _{1,2}	0,029	(0,025)	δ _{1,3}	-0,019	(0,026)
2 – PPI	δ _{2,1}	-0,035	(0,032)	δ _{2,2}	-0,012	(0,027)	δ _{2,3}	0,067	(0,044)
Ekonomika									
3 – Průmyslová výroba	δ _{3,1}	-0,003	(0,027)	δ _{3,2}	-0,048	(0,044)	δ _{3,3}	0,036	c (0,021)
4 – HDP	δ _{4,1}	0,057	(0,040)	δ _{4,2}	0,047	(0,030)	δ _{4,3}	0,012	(0,051)
5 – Průmyslové objednávky	δ _{5,1}	0,015	(0,023)	δ _{5,2}	-0,013	(0,025)	δ _{5,3}	-0,025	(0,016)
6 – Maloobchodní tržby	δ _{6,1}	0,003	(0,030)	δ _{6,2}	0,050	(0,073)	δ _{6,3}	0,000	(0,026)
7 – Obchodní bilance	δ _{7,1}	-0,065	(0,069)	δ _{7,2}	0,003	(0,012)	δ _{7,3}	0,055	(0,136)
8 – Běžný účet	δ _{8,1}	0,036	(0,066)	δ _{8,2}	n/a		δ _{8,3}	0,147	b (0,059)
9 – Nezaměstnanost	δ _{9,1}	0,000	(0,041)	δ _{9,2}	0,007	(0,021)	δ _{9,3}	-0,007	(0,025)
Měnové									
10 – Peníze	δ _{10,1}	0,023	(0,049)	δ _{10,2}	-0,494	a (0,061)	δ _{10,3}	0,050	(0,153)
11 – Úroková míra	δ _{11,1}	n/a		δ _{11,2}	-0,017	(0,019)	δ _{11,3}	n/a	
Ekonomické klima a důvěra spotřebitelů									
12 – Ekonomické klima	δ _{12,1}	-0,008	(0,010)	δ _{12,2}	-0,018	(0,015)	δ _{12,3}	0,018	(0,014)
13 – Důvěra spotřebitelů	δ _{13,1}	-0,056	b (0,024)	δ _{13,2}	-0,012	(0,046)	δ _{13,3}	0,068	a (0,017)
14 – ISM Index	δ _{14,1}	n/a		δ _{14,2}	n/a		δ _{14,3}	n/a	
15 – PMI	δ _{15,1}	0,017	(0,083)	δ _{15,2}	0,053	(0,124)	δ _{15,3}	0,187	a (0,069)
U.S.A.									
Ceny									
1 – CPI	κ _{1,1}	-0,064	a (0,021)	κ _{1,2}	0,013	(0,020)	κ _{1,3}	0,033	(0,027)
2 – PPI	κ _{2,1}	-0,019	(0,017)	κ _{2,2}	-0,055	a (0,016)	κ _{2,3}	0,037	b (0,019)
Ekonomika									
3 – Průmyslová výroba	κ _{3,1}	-0,018	(0,029)	κ _{3,2}	0,066	(0,057)	κ _{3,3}	0,005	(0,032)
4 – HDP	κ _{4,1}	n/a		κ _{4,2}	n/a		κ _{4,3}	n/a	
5 – Průmyslové objednávky	κ _{5,1}	-0,060	(0,040)	κ _{5,2}	n/a		κ _{5,3}	0,008	(0,096)
6 – Maloobchodní tržby	κ _{6,1}	-0,015	(0,020)	κ _{6,2}	0,290	a (0,023)	κ _{6,3}	0,036	(0,026)
7 – Obchodní bilance	κ _{7,1}	-0,033	(0,022)	κ _{7,2}	0,116	b (0,049)	κ _{7,3}	0,018	(0,023)
8 – Běžný účet	κ _{8,1}	n/a		κ _{8,2}	n/a		κ _{8,3}	n/a	
9 – Nezaměstnanost	κ _{9,1}	-0,005	(0,012)	κ _{9,2}	-0,024	b (0,011)	κ _{9,3}	-0,002	(0,013)
Měnové									
10 – Peníze	κ _{10,1}	n/a		κ _{10,2}	n/a		κ _{10,3}	n/a	
11 – Úroková míra	κ _{11,1}	n/a		κ _{11,2}	n/a		κ _{11,3}	n/a	
Ekonomické klima a důvěra spotřebitelů									
12 – Ekonomické klima	κ _{12,1}	-0,013	(0,018)	κ _{12,2}	0,039	(0,283)	κ _{12,3}	0,014	(0,022)
13 – Důvěra spotřebitelů	κ _{13,1}	-0,024	(0,029)	κ _{13,2}	n/a		κ _{13,3}	0,021	(0,043)
14 – ISM Index	κ _{14,1}	n/a		κ _{14,2}	n/a		κ _{14,3}	n/a	
15 – PMI	κ _{15,1}	-0,136	a (0,021)	κ _{15,2}	n/a		κ _{15,3}	0,028	(0,048)

Poznámka: ISM je Institut pro management dodávek; PMI je index nákupních managerů.

Horní indexy a, b, a c značí statistickou signifikanci na 1, 5 a 10%.

EFFECT OF INTRADAY INFORMATION FLOW ON THE EMERGING EUROPEAN STOCK MARKETS

Jan Hanousek, CERGE-EI, P.O. Box 882, Politických veznu 7, 111 21 Praha 1 (jan.hanousek@cerge-ei.cz); Charles University and the Academy of Sciences, Prague, Czech Republic; Anglo-American University, Prague; The William Davidson Institute, Michigan; CEPR, London. **Evžen Kočenda**, CERGE-EI, P.O. Box 882, Politických veznu 7, 111 21 Praha 1 (evzen.kocenda@cerge-ei.cz); Charles University and the Academy of Sciences, Prague, Czech Republic; Anglo-American University, Prague; The William Davidson Institute, Michigan; CEPR, London; CESifo, Munich; the Euro Area Business Cycle Network.

Abstract

We analyze effect of intraday information flow in three emerging EU stock markets—the Czech Republic, Hungary, and Poland. We use five-minute intraday data on stock market index returns and 15 types of EU and U.S. macroeconomic announcements during 2004–2007. We measure each announcement as its difference from market expectation. Mean and variance equations are jointly estimated. We bring evidence of strong spillovers from matured stock markets as well as effects of the macroeconomic news originating thereby. We find varying effects of the real economy news. Information on current account and prices has strong effect across all markets. We find limited evidence of the economic climate news and no evidence of the monetary announcements. Volatility of the returns is accounted for at the beginning and end of the trading session and it declines dramatically during the rest of the day. The three emerging markets react to information flow in a similar manner as matured markets.

Keywords

stock markets, intra-day data, macroeconomic news, European Union, volatility, excess impact of news.

JEL Classification

C52, F36, G15, P59