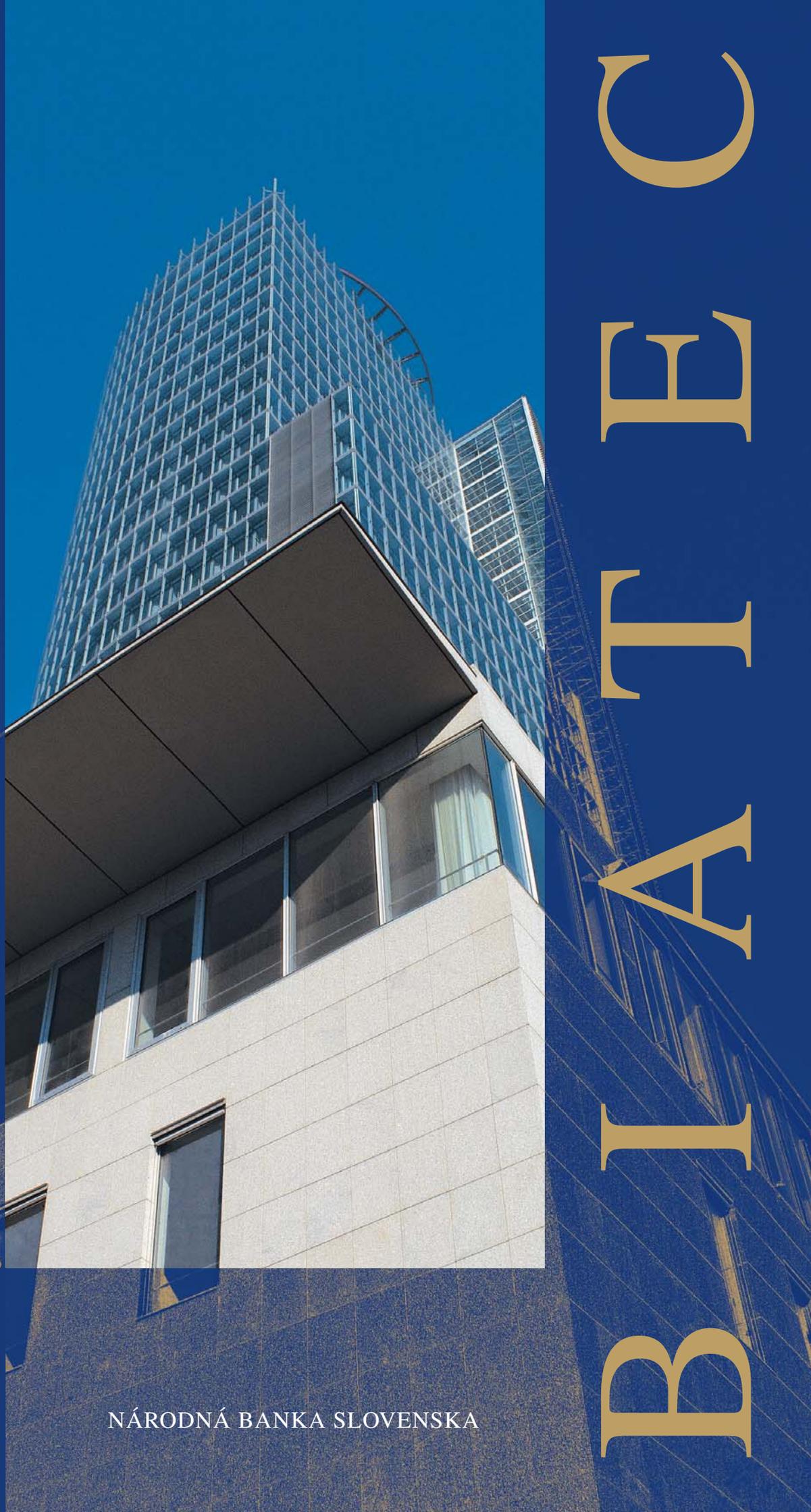


10

December 2013
Ročník 21

ODBORNÝ
BANKOVÝ
ČASOPIS



C E T A T E C B



NÁRODNÁ BANKA SLOVENSKA



4. konferencia SEPA fórum – ročník 2013

Dňa 28. 11. 2013 sa v priestoroch Národnej banky Slovenska uskutočnila 4. konferencia s názvom SEPA fórum, na ktorej sa zúčastnili zástupcovia Slovenskej bankovej asociácie, Národnej banky Slovenska a slovenských podnikov.



Národná banka Slovenska ako člen Výboru pre SEPA spolu so Slovenskou bankovou asociáciou pravidelne organizuje SEPA fórum od roku 2009. Zámerom tohto štvrtého stretnutia bolo poskytnúť účastníkom aktuálne informácie o súčasnom stave projektu SEPA na Slovensku a pripravenosti slovenského bankového a podnikového sektora v súvislosti s nahradením súčasných domácich úhrad a inkás spoločnými SEPA platobnými nástrojmi – SEPA úhradou a SEPA inkasom – od 1. februára 2014. Konferenciu otvoril člen bankovej rady Národnej banky Slovenska a výkonný riaditeľ úseku pre operácie na finančných trhoch Karol Mrva. Slovenskú bankovú asociáciu zastupoval manažér projektu SEPA v organizácii Západoslovenská energetika, a. s., predstavila Mária Mikulová. O súčasnom stave projektu SEPA z pohľadu Národnej banky Slovenska a Eurosystemu informovala Ing. Miroslava Kotasová.

Foto: Igor Plávka



BIATEC

Odborný bankový časopis
December 2013

Vydavateľ:

Národná banka Slovenska
Imrich Karvaša 1
813 25 Bratislava
IČO: 30844789

Redakčná rada:

doc. Ing. Jozef Makúch, PhD. (predseda)
Mgr. Júlia Čillíková
Ing. Juraj Jánošík
Ing. Renáta Konečná
PhDr. Jana Kováčová
Mgr. Martin Šuster, PhD.

Redakcia:

Ing. Alica Polónyiová
tel.: 02/5787 2153
fax: 02/5787 1128
e-mail: biatec@nbs.sk

Počet vydaní: 10-krát do roka

Cena výtlačku pre predplatiteľov: 2 €

Ročné predplatné: 20 €

Poštovné hradí predplatiteľ.

Objednávky na predplatné v SR

a do zahraničia, reklamácie, distribúcia:

VERSUS, a. s., Expedičné stredisko,
Pribinova 21, 819 46 Bratislava
tel.: 02/5728 0368, fax: 02/5728 0148
e-mail: expedicia@versusprint.sk

Termín odovzdania rukopisov: 4. 12. 2013

Dátum vydania: 16. 12. 2013

Evidenčné číslo: EV 2817/08

ISSN 1335 – 0900

Grafický návrh: Bedrich Schreiber

Typo & lito: AEPRESS, s.r.o.

Tlač: DOLIS, s.r.o.

Časopis je dostupný v elektronickej
forme na internetovej stránke
Národnej banky Slovenska:
<http://www.nbs.sk>

Niektoré príspevky môžu byť publikované
v inom ako slovenskom jazyku. Anotácie
príspevkov v anglickom jazyku sú uvedené
na poslednej strane časopisu.

Všetky práva sú vyhradené. Akékoľvek
reprodukcie tohto časopisu alebo jeho časti
a iné publikovanie vrátane jeho elektronickej
formy nie sú povolené bez predchádzajúceho
písomného súhlasu vydavateľa.



NA AKTUÁLNU TÉMU

Očakávaný makroekonomický vývoj SR 2
(Odbor menovej politiky)

NÁRODOHOSPODÁRSKE OTÁZKY

Vlastnosti štruktúrného salda a jeho využiteľnosť v období
ekonomických šoků 4
(Pavel Řežábek)

Determinanty miery úspor na Slovensku
(so zameraním na krízový rok 2009) – 2. časť 10
(RNDr. Monika Pécsyová, Milan Vaňko, MSc,
Ing. Mgr. Gabriel Machlica)

FINANČNÁ INTEGRÁCIA

Migrácia na SEPA z pohľadu Euro systému
a Národnej banky Slovenska 15
(Miroslava Kotasová)

FINANCIAL MARKETS

Current and past developments in covered bond markets 17
(Michal Kleštinec)

CENA GUVERNÉRA NBS

Predikcie finančných kríz s využitím metód finančnej
ekonometrie (zhrnutie dizertačnej práce) 23
(Marek Káčer)

Dynamic Portfolio Optimization During Financial Crisis
Using Daily Data and High-frequency Data 27
(PhDr. František Čech)

Essays on Access to External Finance, Acquisitions
and Productivity 30
(Peter Ondko)

ENGLISH SUMMARY 32



Očakávaný makroekonomický vývoj SR

Odbor menovej politiky

Slovenská ekonomika pokračovala v raste aj v treťom štvrtroku. Pozitívny vývoj prinieslo upokojenie dlhovej krízy v eurozóne, ktoré sa premietlo do rastu jej ekonomiky druhý štvrtrok za sebou. V horizonte predikcie by mal byť rast ekonomiky založený v súlade s očakávanou akceleráciou zahraničného dopytu predovšetkým na exportnej výkonnosti. Neskôr by sa mal pridať aj domáci dopyt a rast hospodárstva by mal byť viac vyvážený. V roku 2014 by mala ekonomika vzrásť o 2,2% a v roku 2015 o 3,1%. V súlade s týmto vývojom by sa mala zlepšovať aj situácia na trhu práce. Rast cien by mal byť naďalej veľmi pomalý, čo bude zodpovedať prostrediu s absenciou výraznejšieho spotrebiteľského dopytu a nákladových faktorov.

¹ V čase vypracovania aktuálnej predikcie nebola známa štruktúra rastu ekonomiky za 3. štvrtrok 2013.

AKTUÁLNY VÝVOJ AKO VÝCHODISKO STREDNODOBEJ PREDIKCIE

V globálnom ekonomickom vývoji došlo v poslednom období k posunu regionálnej štruktúry rastu. Na jednej strane sa hospodársky rast v rozvíjajúcich sa ekonomikách spomalil a na strane druhej vyspelé ekonomiky postupným oživovaním začínajú výraznejšie prispievať ku globálnemu ekonomickému rastu. Ekonomika eurozóny ako náš najdôležitejší obchodný partner vykázala v 3. štvrtroku 2013 štvrtročný rast na úrovni 0,1% a pokračovala druhý štvrtrok za sebou v raste.

Rast globálneho hospodárstva a najmä eurozóny podporil slovenskú ekonomiku. Tá pokračovala v miernom raste v 3. štvrtroku. Podľa rýchleho odhadu ŠÚ SR¹ dosiahol štvrtročný rast HDP 0,2%. Mesačné štatistiky tržieb, priemyselnej výroby a exportu naznačili, že zdrojom rastu v 3. štvrtroku nebol export. Ten totiž v 3. štvrtroku poklesol. Hlavný zdroj rastu ekonomiky pravdepodobne pochádzal čiastočne zo spotreby a najmä výraznejšieho príspevku zmeny stavu zásob. Investície po čiastočnej korekcii v predchádzajúcom štvrtroku sa pravdepodobne opätovne prepadli. Dokumentuje to pokles dopytu po investičných úveroch. Ďalším predpokladom o nízkej investičnej aktivite je relatívne vysoká medzera vo využívaní výrobných kapacít. K nižšiemu investičnému dopytu čiastočne prispela aj verejná správa. Mesačné údaje o maloobchodných tržbách, dôvere v maloobchode, ako aj registrácie nových áut naznačili výraznejšie spomalenie rastu súkromnej spotreby v 3. štvrtroku.

Trh práce sa po negatívnom prvom polroku, keď sa firmy prispôbovali novým legislatívnym zmenám na trhu práce, stabilizoval. Podľa rýchleho odhadu ŠÚ SR sa v súlade s našimi odhadmi zastavil pokles zamestnanosti. Zamestnanosť sa podľa mesačných indikátorov v poslednom období mierne zvyšovala v priemysle a službách, vývoj v ostatných odvetviach však rast zamestnanosti tlmil. Miera nezamestnanosti pokračovala v klesajúcom trende, ktorý čiastočne vyplýval aj z metodických zmien. V októbri však došlo k ďalšiemu zníženiu miery nezamestnanosti. Okrem toho sa zvýšil aj počet voľných pracovných miest.

V 3. štvrtroku pokračoval dezinflačný vývoj. Pokles cien spôsobil výraznejšie spomalenie medziročnej inflácie pod 1%. Na medzištvrtročnej báze prispelo k takémuto vývoju najmä zníženie cien priemyselných tovarov bez energií a cien potravín. Ceny priemyselných tovarov bez energií sú určované predovšetkým klesajúcimi výrobnými cenami v EÚ a na Slovensku. Rovnako tlmiačo na ceny priemyselných tovarov pôsobil pokles dovozných cien z mimoeurópskych krajín cez kurzový kanál. Ceny agrokomodít boli stabilné, resp. klesali a odrážali tak tohtoročnú dobrú úrodu. Ceny služieb v dôsledku absencie dopytových, ako aj nákladových faktorov stagnovali. Októbrová inflácia potvrdila predchádzajúci trend a znovu sa medziročne spomalila.

MAKROEKONOMICKÁ PREDIKCIA

V aktuálnej strednodobej predikcii sa uvažuje s oživením ekonomiky eurozóny. V priebehu rokov 2014 a 2015 predikcia predpokladá zrýchlenie oživovania ekonomiky. Postupné zotavovanie domáceho dopytu by malo byť podľa očakávaní rozhodujúcim faktorom vyššej hospodárskej aktivity. To by malo podporiť rast zahraničného dopytu po našich výrobkoch a službách. Pozitívny vývoj sa následne prejaví v raste exportnej výkonnosti našej ekonomiky. Možno ho pozorovať vo vývoji predstihových indikátorov z podnikov. Ich očakávania sú pomerne optimistické, vnímajú veľmi dobre svoju konkurenčnú pozíciu v rámci EÚ aj mimo nej napriek miernemu poklesu očakávaní budúceho rastu exportov. Na export by mal pozitívne pôsobiť výrazne podhodnotený kurz a pomalý rast cenových hladín.

Domáca stránka ekonomiky by sa mala začať obnovovať pomaly a pravdepodobne najmä cez spotrebu domácností a obnovenie cyklu zásob. Investičný dopyt by mal totiž zostať do konca roka 2013 zatiaľ utlmený. Naznačil to aktuálny vývoj a predstihové indikátory. Hoci sa stavebná produkcia v posledných mesiacoch mierne zvýšila, nálada v stavebníctve zostáva naďalej negatívna. V strednodobom horizonte by sa mal už naštartovať investičný dopyt v súlade s rastom celkovej ekonomickej aktivity.



Pokiaľ ide o najdôležitejšiu zložku domáceho dopytu, aktuálne spomalenie rastu súkromnej spotreby poukazuje na dočasný charakter rýchleho rastu v 2. štvrtroku. Predstihové indikátory však stále naznačujú postupné oživovanie súkromnej spotreby v krátkodobom horizonte. Ten by mal súvisieť s rastom disponibilných príjmov domácností, ktorý by mal byť v reálnom vyjadrení zvýraznený nízkym rastom cien. Rast ekonomiky v strednodobom horizonte vytvorí priestor na zvyšovanie príjmov a následnú akceleráciu súkromnej spotreby.

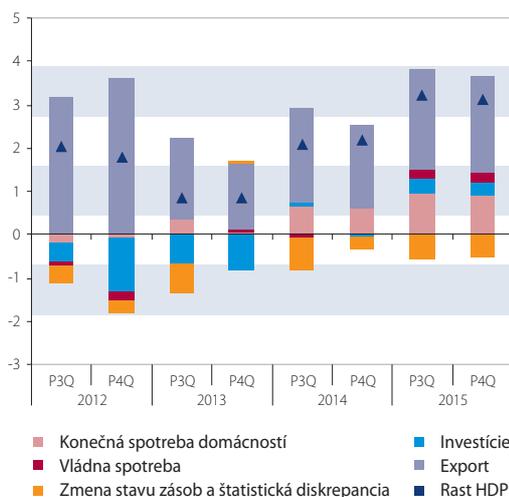
Konečná spotreba verejnej správy by mala v celom horizonte prognózy mierne rásť. Súvisí to predovšetkým s tým, že konsolidácia verejných financií by mala prebiehať najmä prostredníctvom jednorazových opatrení na príjmovej strane, ktoré väčšinou nemajú tlmiači efekt na domáci dopyt. Pre budúci rok sa tak na základe návrhu rozpočtu verejnej správy fiškálna politika javí ako expanzívna. Spolu s fondmi EÚ by mohol fiškálny impulz dosiahnuť úroveň 0,9 % HDP.

Postupná výraznejšia obnova domáceho dopytu by mala byť sprevádzaná oživením rastu dovozov. Mala by sa tak čiastočne obnoviť dovozná náročnosť, ktorá v predchádzajúcom období výraznejšie poklesla.

Hlavným zdrojom rastu ekonomiky v celom horizonte predikcie by mala byť rastúca exportná výkonnosť. Tá bude odrážať akcelerujúci zahraničný dopyt. Postupne s obnovou dôvery, zlepšovaním očakávaní a impulzom zo zahraničného dopytu by mal k rastu ekonomiky začať prispievať aj domáci dopyt. Vývoj ekonomiky by tak mal byť ku koncu horizontu predikcie už vyváženejší. Rast ekonomiky by mal dosiahnuť 0,9% v roku 2013 s postupným zrýchľovaním na 2,2% v roku 2014 a na 3,1% v roku 2015. Ekonomia však bude naďalej produkovať pod svojím potenciálom.

Trh práce by sa mal ešte koncom roku 2013 stabilizovať s menším prírastkom nových pracovných miest, čo dokumentujú mesačné štatistiky a očakávaná zamestnávateľov. Uvažuje sa s miernym zaostávaním vytvárania nových pracovných miest za rastom ekonomickej aktivity. Zamestnávateľia sa budú snažiť pokryť časť zvýšených výkonov cez odpracované hodiny na zamestnanca, najmä v roku 2014. Ku koncu horizontu predikcie sa predpokladá zrýchlenie rastu zamestnanosti. Miera nezamestnanosti by sa mala v súlade s rastom zamestnanosti znižovať. Zostane však na relatívne vysokých úrovniach (približne 13%) až do konca horizontu predikcie. V disponibilnom príjme sa prejaví zvýšenie platov vo verejnom sektore od januára 2014. Nové pracovno-právne legislatívne návrhy, ktoré už boli aj schválené, by mali len čas-

Graf 1 Vývoj HDP² (medziročný rast v %, príspevky v percentuálnych bodoch)



Zdroj: ŠÚ SR, NBS.

točne ovplyvniť trh práce, keďže vo veľkej miere sa ich efekt môže navzájom vynulovať.³

V cenovom vývoji sa očakáva ešte spomalenie inflácie. Inflácia by však stále mala dosahovať pomerne nízke hodnoty pod 2%. Nízka inflácia odzrkadľuje cyklickú pozíciu ekonomiky a stabilizáciu, resp. pokles cien komodít. Cyklická pozícia by mala naďalej tmiť výraznejší rast cien, najmä priemyselných tovarov bez energií a cien služieb. Ich rast by sa mal nepatrne zrýchľovať v horizonte predikcie, keďže sa predpokladá obnova spotrebiteľského dopytu. Ceny potravín by mali odzrkadľovať stabilizáciu cien agrokomodít.

Aktuálna predikcia je spojená s určitými rizikami. V oblasti reálnej ekonomiky neboli identifikované významnejšie riziká na rok 2014, v roku 2015 predstavuje riziko nižšieho rastu zahraničný dopyt a prípadné dodatočné konsolidačné opatrenia vlády. Tieto riziká by však mohli byť kompenzované naštartovaním výstavby infraštruktúry a vyšším čerpaním fondov EÚ. V cenovom vývoji existujú riziká v oblasti technických predpokladov (vyššie ceny komodít, slabší výmenný kurz eura voči americkému doláru a vyššia zahraničná inflácia).

ZHRNUTIE

Po vypracovaní aktuálnej predikcie boli zverejnené podrobné údaje o raste slovenskej ekonomiky za 3. štvrtrok 2013. Štruktúra rastu ekonomiky naznačila potvrdenie predpokladov a nepredstavuje výraznejšie riziko pre našu predikciu. Pohľad na trajektóriu rastu je rovnaký, štruktúra rastu ekonomiky bola trochu odlišná v porovnaní s aktuálnou predikciou, najmä pokiaľ ide o domáci dopyt.

2 Štruktúra rastu HDP je vypočítaná ako príspevky rastu jednotlivých komponentov HDP po odrátaní ich dovoznej náročnosti. V našom prípade sa vychádzalo z konštantnej dovoznej náročnosti jednotlivých zložiek HDP (konečná spotreba domácností 30%, vládna spotreba 7%, investície 50% a export 60%). Zvyšok dovozu bol zaradený do zmeny stavu zásob a štatistickej diskrepancie.

3 Na jednej strane zvýšenie minimálnej mzdy na rok 2014 by mohlo prispieť k rastu nominálnych miezd s efektom do 0,1 percentuálneho bodu s dosahom na zamestnanosť. Na strane druhej podpora zamestnávania dlhodobozamestnaných ľudí vo forme zníženia odvodov by mohla prispieť k miernemu zvýšeniu počtu pracujúcich ľudí.



Vlastnosti strukturálního salda a jeho využitelnost v období ekonomických šoků

Pavel Řežábek*

Častým terčem kritiky v oblasti veřejných financí bývá procyklická fiskální politika, která znesnadňuje vyhlazování a stabilizaci vývoje ekonomiky v průběhu ekonomického cyklu. Pro posouzení procykličnosti fiskální politiky slouží ukazatel strukturálního salda, který hospodaření vládního sektoru dále upravuje především o vliv ekonomického cyklu. Výsledná hodnota strukturálního salda se proto odvíjí od odhadu potenciálního produktu a z něho odvozené mezery výstupu, která pozici v ekonomickém cyklu aproximuje. Identifikace mezery výstupu je ovšem zatížena značnou nejistotou, která ztěžuje využití ukazatele strukturálního salda při fiskálněpolitickém rozhodování.

* Ing. Pavel Řežábek, Ph.D. – člen bankovní rady České národní banky, Na Příkopě 28, 115 03, Praha 1; e-mail: pavel.rezabek@cnb.cz, člen správní rady Univerzity Karlovy a vědecké rady Národohospodářské fakulty Vysoké školy ekonomické, kde zároveň pedagogicky působí. Je členem International Relations Committee Evropské centrální banky.

1 Pakt stability a růstu byl přijat členskými zeměmi Evropské unie v roce 1997. Preventivní i nápravná složka Paktu stability a růstu byla revidována v roce 2005 a prostřednictvím „Six-pack“ a „Two-pack“ v roce 2011.

2 Medium-term objective.

3 Část věnovaná fiskální problematice se nazývá „Fiscal compact“.

4 Jednorázová a dočasná rozpočtová opatření jsou definována jako opatření, která mají přechodný vliv na veřejné rozpočty a trvale nezhoršují mezičíslovou rozpočtovou pozici.

Na nedostatky ukazatele strukturálního salda poukázal již Blanchard (1990) a v poslední době Larch, Turrini (2009), Hallett a kol. (2012), Kempkes (2012) nebo Reiss (2013). Teprve probíhající ekonomická krize ovšem nabízí příležitost posoudit, zda a na kolik jsou nedostatky strukturálního salda především s ohledem na nejistotu týkající se pozice v ekonomickém cyklu významné a zda lze ukazatel strukturálního salda spolehlivě používat v období výraznějších ekonomických šoků.

Ukazatel strukturálního salda hraje důležitou roli v úvahách domácích hospodářskopolitických institucí, to znamená především ČNB a MF ČR. Úspěšné provádění měnové a fiskální politiky závisí do velké míry na znalosti pozice v ekonomickém cyklu. Příspěvek tak rovněž navazuje na práci Řežábek (2011), která se zabývala vzájemnou interakcí měnové a fiskální politiky v ČR s ohledem na možné rozdíly ve vnímání fáze ekonomického cyklu.

Význam strukturálního salda narůstá také v mezinárodním kontextu při hodnocení fiskální politiky na půdě EU a je dokonce nově zakotven v mezinárodních dohodách. V inovovaném Paktu stability a růstu (2005 a 2011)¹ je ve strukturálním vyjádření stanovován tzv. střednědobý cíl² salda hospodaření vládního sektoru, od něhož se odvíjí hodnocení dodržování fiskálních cílů (preventivní složka) a v případě nedodržování pravidel i sankce (nápravná složka). Prostřednictvím Smlouvy o stabilitě, koordinaci a řízení v hospodářské a měnové unii (2013)³ by se inovovaná fiskální pravidla měla postupně promítnout do národní legislativy většiny zemí. Nabízí se tedy otázka, nakolik je takto klíčový ukazatel v hodnocení fiskální politiky spolehlivý.

KONCEPT CYKLICKY OČIŠTĚNÉHO A STRUKTURÁLNÍHO SALDA

Fiskální politika (obdobně jako monetární) by z titulu své stabilizační funkce měla působit procyklicky. V období ekonomické recese by měla mít prostor stimulovat v určité míře agregátní poptávku a hospodařit s uvolněnějším rozpoč-

tem. Naopak v období ekonomického růstu by mělo docházet ke konsolidaci veřejných financí a vytváření přebytků. V rámci jednoho ekonomického cyklu by se v součtu salda měla vzájemně kompenzovat, aby nedocházelo k prohlubování fiskální nerovnováhy a nárůstu vládního dluhu (viz např. van den Noord, 2000). Vybrané složky vládních příjmů a výdajů reagují na vývoj hospodářského cyklu a automaticky stabilizují a vyhlazují jeho vývoj. Pro zachycení diskrečních zásahů fiskální politiky je proto nutné odstranit ze salda hospodaření vládního sektoru vliv hospodářského cyklu. K tomuto účelu se používá ukazatel cyklicky očištěného salda.

Ukazatel strukturálního salda jde při zachycení čistě diskrečního hospodaření vlády ještě o něco dále než cyklicky očištěné saldo a jeho hodnota se získá nejen odstraněním vlivů spojených se změnami v příjmech a výdajích v důsledku ekonomického cyklu, ale navíc i očištěním o vybraná jednorázová a dočasná opatření,⁴ která nejsou plně v diskreci vlády. V následujícím textu nás bude zajímat pouze vliv ekonomického cyklu a budeme se tedy zabývat výhradně ukazatelem cyklicky očištěného salda. Problematiku stanovení jednorázových a dočasných opatření a jejich vlivu na strukturální saldo nebudeme podrobněji analyzovat.

Metoda cyklicky očištěného salda operuje s vybranými kategoriemi vládních příjmů (daně a sociální pojištění) a výdajů (dávky v nezaměstnanosti), které reagují na cyklický vývoj ekonomiky. Měří se vliv HDP či příslušné daňové, resp. výdajové báze, na tyto kategorie vládních příjmů a výdajů. Ze znalosti odhadu pozice HDP nebo jednotlivých bází v rámci cyklu se určí cyklická složka, o kterou se vládní saldo očišťuje. Z naznačeného postupu, jehož součástí je zejména výpočet cyklické pozice ekonomiky, je patrné, že neexistuje jediná univerzální metoda k získání tohoto ukazatele. Více či méně se proto liší metody Evropské komise (EK), Evropské centrální banky (ECB), Mezinárodního



měnového fondu, Organizace pro hospodářskou spolupráci a rozvoj a dalších nadnárodních institucí, které přímo hodnotí nebo se vyjadřují k fiskální politice jednotlivých zemí.

Při posuzování ukazatele cyklicky očištěného salda se budeme věnovat metodě EK (viz Evropská komise, 2011), kterou nyní ve stručnosti popíšeme. Cyklicky očištěné saldo CAB v čase t se získá jako rozdíl salda vládního sektoru B_t vyjádřeného v procentech nominálního HDP a cyklické složky, která je dána součinem citlivosti vládního salda na HDP a mezery výstupu GAP_t :

$$CAB_t = B_t - eps \cdot GAP_t.$$

Mezera výstupu je výsledkem rozdílu mezi reálným HDP a potenciálním produktem a je vyjádřena v procentech potenciálního produktu:

$$GAP_t = [(Y_t^{real} - Y_t^{pot}) / Y_t^{pot}] \cdot 100.$$

Parametr eps vyjadřuje souhrnnou citlivost vybraných komponent vládního salda na HDP. Jedná se o složky salda vládního sektoru, jejichž vývoj je spjatý s hospodářským cyklem. Souhrnná citlivost se skládá z více příjmových elasticit (přímé a nepřímé daně a sociální pojištění) a jedné výdajové elasticity (dávky v nezaměstnanosti). Jednotlivé elasticity jsou váženy na celkových příjmech (popř. výdajích) a upraveny o podíl příjmů (a výdajů) na HDP.

Metoda má z podstaty své konstrukce dva zásadní, často uváděné problémy (viz např. Larch, Turrini, 2009):

- ekonomický cyklus odvozený z mezery mezi aktuálním a potenciálním produktem není přímo měřitelný, tj. nevychází z tvrdých dat, a je tedy pouhým odhadem;
- vztah mezi složkami vládních příjmů a výdajů navázaných na cyklus na jedné straně a HDP či příslušnými daňovými a výdajovými bázemi na straně druhé není zdaleka tak jednoznačný a v čase konstantní, jak se většinou předpokládá.

VLIV PŘEHODNOCENÍ ODHADU POTENCIÁLNÍHO PRODUKTU NA CYKICKOU SLOŽKU

V tomto příspěvku se budeme věnovat pouze prvnímu problému, tj. odhadu ekonomického cyklu a z něho vyplývající cyklické složce vládního salda. Fáze ekonomického cyklu se odhaduje pomocí produkční mezery (někdy též mezery výstupu), která je dána rozdílem mezi aktuálním a potenciálním produktem. Potenciální produkt však není sám o sobě měřitelný z tvrdých dat a v ekonomické praxi lze nalézt nepřeberné množství metod jeho odhadu (přehled viz Řežábek, 2011). V závislosti na použité metodě odhadu potenciálního produktu se potom může lišit i vlastní cyklicky očištěné saldo.

Metoda EK odhaduje potenciální produkt pomocí konkrétního tvaru produkční funkce. Jedná se o metodu, která je poměrně datově náročná, proto EK používá pro účely srovnání ještě mecha-

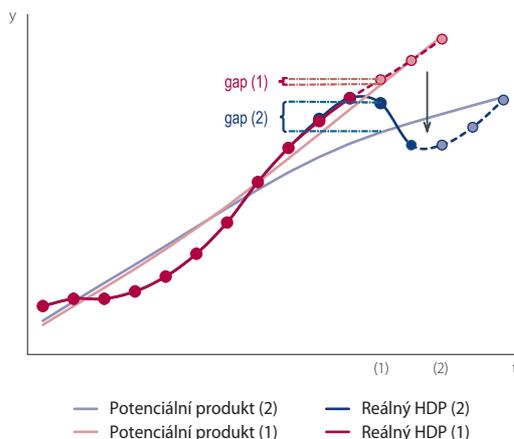
nický odhad potenciálního či spíše trendového produktu pomocí Hodrickova-Prescottova filtru (HP filtru). Metoda HP filtru má vzhledem ke své jednoduchosti a datové nenáročnosti stejnou váhu při posuzování u nových členských zemí EU. Často se zmiňuje hlavní rozdíl přístupu EK a ECB právě v metodě použité k odhadu potenciálního produktu. ECB (viz Bouthevillain, 2001) sice pro svůj odhad také používá HP filtr, ale aplikuje ho nikoliv na celkové HDP, ale na jednotlivé daňové a výdajové báze. Ve vlastním odhadu tak nejde, vzhledem k mechanické povaze HP filtru, tolik do struktury procesů v ekonomice, všímá si ovšem složení HDP, které se může v čase i napříč zeměmi lišit (např. podíl vývozu). Je nutné zmínit, že rozdílů mezi přístupy EK a ECB i dalších institucí k výpočtu cyklicky očištěného salda je více. Historickým pohledem mohou proto tyto přístupy dávat odlišné výsledky.

Prakticky ve všech metodách vyvstávají potíže při odhadu mezery výstupu na okrajích odhadovaného období. Tyto potíže jsou na konci časové řady dány předběžnými údaji o výši HDP, který následně podléhá opakovaným revizím, a rovněž nedokončeným cyklem, neboť odhad trendu či potenciálního produktu je přitahován aktuálními hodnotami. Problém s nedokončeným cyklem je markantní především při použití HP filtru, u kterého z definice platí, že celkový součet mezer výstupu je za celé odhadované období nulový. Částečně se tento nedostatek kompenzuje dostatečně dlouhou předpovědí (nejlépe směrem k uzavření ekonomického cyklu). Citlivost na koncová pozorování vykazuje ovšem i metoda produkční funkce, i zde se totiž HP filtr používá pro některé vysvětlující proměnné produkční funkce.

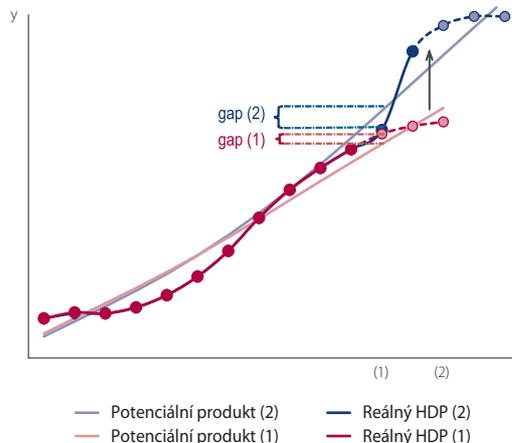
Čím výraznější jsou pozdější revize HDP, příp. dalších údajů nezbytných pro výpočet potenciálního produktu, a čím více se v okamžiku odhadu nacházíme na vrcholu či dně ekonomického cyklu, který není zahrnut v návazné předpovědi HDP (obecně je obrát v cyklu složitě predikovatelný), tím větší budou rozdíly při zpětném odhadu potenciálu a produkční mezery pro dané období v budoucnu se znalostí skutečného vývoje HDP. Snaha kompenzovat neuzavřenost ekonomického cyklu v aktuálním období pomocí předpovědi na několik dalších let dopředu může vnášet do odhadu strukturálního salda nebezpečnou a snadno zneužitelnou diskreci. Dokonce může být lákavé záměrně potenciální produkt nadhodnocovat, a tím se zbavovat přebytečného hospodaření a oddalovat nutné konsolidace v dobrých časech, protože jsou politicky nákladné.

MODELOVÉ SITUACE DOPADU PŘEHODNOCENÍ HDP NA MEZERU VÝSTUPU

Pro větší názornost si nyní schematicky zobrazíme, jakým způsobem může reagovat odhad potenciálního produktu a následně mezera výstupu na výraznější ekonomický šok. Budeme předpokládat výše popsané přitahování potenciálního produktu aktuálními a predikovanými hodnotami

**Graf 1 Dopad negativního přehodnocení HDP na potenciální produkt a mezeru výstupu**

Zdroj: Vlastní simulace.

Graf 2 Dopad pozitivního přehodnocení HDP na potenciální produkt a mezeru výstupu

Zdroj: Vlastní simulace.

5 V modelových situacích simulujeme vývoj HDP a výpočet potenciálního produktu provádíme metodou HP filtru se standardními parametry.

HDP.⁵ Nejprve si ukážeme, jaký dopad má negativní přehodnocení HDP, a posléze budeme simulovat i opačnou situaci, tj. pozitivní přehodnocení vývoje ekonomické aktivity.

První modelová situace je schématicky znázorněna na grafu 1. Předpokládáme vládu usilující v určitém období (1) o vyrovnaný rozpočet. Předpokládáme dále, že aktuální výpočet mezery výstupu je nulový a cyklicky očištěné saldo tak vychází shodné s výsledným celkovým saldem vládního sektoru. Co se stane, pokud dojde v následujících letech (2) k nečekanému výraznému propadu ekonomické aktivity? Potenciální produkt se posune na nižší úroveň nejen v následujících letech, ale vzhledem k jeho vyhlazenosti (perzistenci) i zpětně, tedy i pro dané období (1). Pokud by vláda v tomto roce přihlížela k ukazateli strukturálního salda při stanovování svých výdajů, dovolila by jí nulová cyklická složka expanzivnější rozpočet (vyšší výdaje) než při zpětné znalosti dat o několik let později. Znamená to, že ukazatel strukturálního schodku jakožto varovný indikátor zcela selhává právě v momentě, kdy by vláda měla akumulovat prostředky vytvořením přebytečného rozpočtu pro pozdější tlumení ekonomického propadu. V daném roce tedy tento ukazatel implikuje procykličnost fiskální politiky.

Jak by to vypadalo, kdybychom řešili opačnou situaci? Na grafu 2 je zobrazen vývoj HDP, který je opět jako v předchozí situaci v období (1) zhruba na svém potenciálu. Náhlé výraznější oživení ekonomiky v pozdějším období (2) může ze zpětného pohledu posunout potenciální produkt pro výchozí období výše a změnit tak náhled na pozici ekonomického cyklu, konkrétně směrem k záporné mezeře výstupu. Při usilování o strukturálně vyrovnaný rozpočet by tedy vláda nemusela až tolik omezovat rozpočtové výdaje, ale mohla by v daném období připustit deficitní hospodaření. Také v tomto případě je výsledkem evidentní a v tomto případě zároveň nebezpečná procykličnost fiskální politiky spočívající v přílišné restrikci na dně ekonomického cyklu.

Ve zvláštní pozici jsou konvergující ekonomiky, které mohou za příznivých podmínek (např. v reakci na postupné ožívání vnější poptávky) i vícekrát za sebou přehodnotit směrem vzhůru svou pozici v rámci ekonomického cyklu. Strukturální saldo je bude nutit k opakovanému restriktivnímu hospodaření, podvazovat jejich hospodářský růst a bránit rychlejší konvergenci, což je v rozporu se zásadami utváření hospodářské unie či optimální měnové zóny.

PRAKTICKÝ PŘÍKLAD NA ÚDAJÍCH ČESKÉ REPUBLIKY A SLOVENSKA

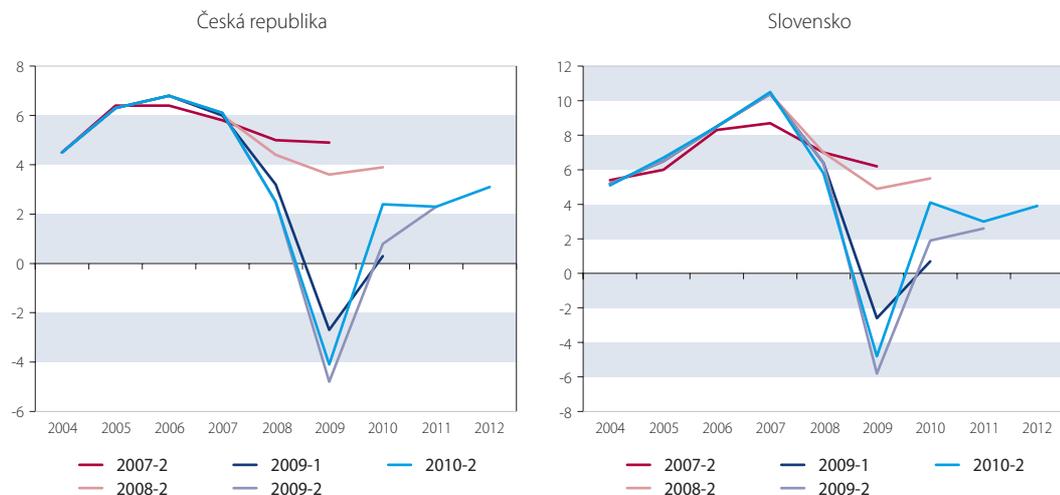
V následující části doložíme, že první modelová situace není vzdálená realitě. Tuto situaci lze totiž ilustrovat na konkrétních datech České republiky a Slovenska s využitím veřejně dostupných dat EK (viz Evropská komise, 2011), které jsou používány jako podklad při hodnocení dodržování pravidel Paktu stability a růstu. Podívejme se na situaci v roce 2008 a srovnáme hodnotu cyklicky očištěného salda na podzim 2007, tedy v době klíčové pro stanovení rozpočtu na rok 2008, a dále zpětně odhadem z podzimu 2010.

Nejdříve se zastavme u vývoje HDP. Na grafu 3 vidíme meziroční změnu HDP (včetně pozdějších revizí) a předpovědi s horizontem tří let tak, jak je sestavila Evropská komise pro vybraná predikční kola. Z grafu je patrné přehodnocení mezi podzimem 2008 (v grafu označeno jako 2008-2) a jarem 2009 (2009-1). Vidíme, že přehodnocení největšího rozsahu shodně pro Českou republiku i Slovensko zaznamenal rok 2009. V případě České republiky byl ještě na podzim 2007 předpovídán 5 % růst, po pádu Lehman Brothers a propuknutí finanční krize byla na jaře 2009 předpověď změněna na téměř 3 % pokles a o půl roku později na skoro 5 % pokles. Na Slovensku byla předpověď pro rok 2009 postupně revidována dokonce z více než 6 % růstu na podzim 2007 na téměř 5 % pokles na podzim 2009.

Významné přehodnocení se promítlo do značně odlišného odhadu potenciálu, jak je pa-



Graf 3 Vývoj HDP (skutečnost i predikce) za vybraná predikční kola (stálé ceny, meziroční změna v %)



Zdroj: Evropská komise.
Poznámka: „YYYY-1“, „YYYY-2“ označuje jarní, resp. podzimní predikci EK.

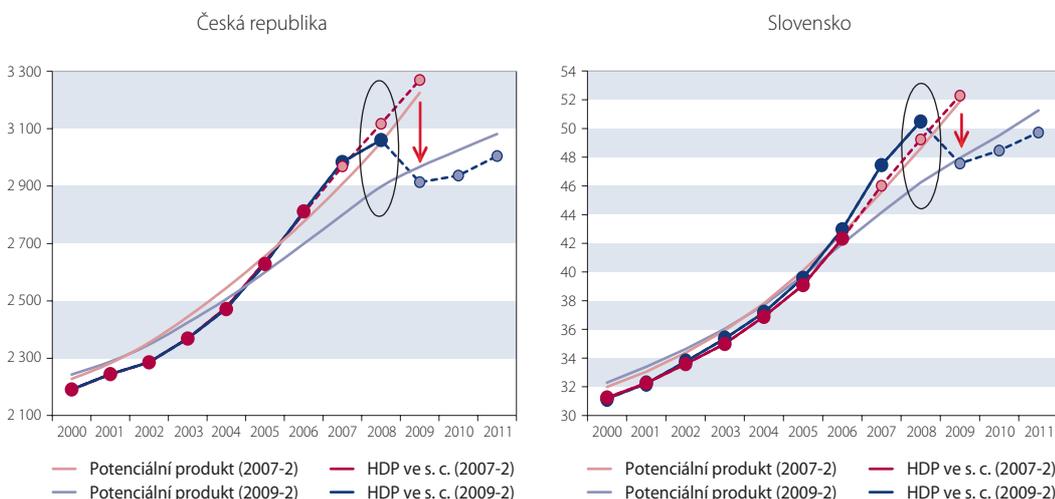
trné ze srovnání podzimního odhadu v roce 2007 a podzimního odhadu v roce 2009 na grafu 4. Podle odhadu z podzimu 2007 měla být pozice ekonomiky v případě České republiky i Slovenska v roce 2008 mírně nad potenciálem. Vlivem následného šoku v podobě propadu ekonomické aktivity po roce 2008 se ovšem odhad potenciálního produktu v roce 2008 posunul na výrazně nižší úroveň. Pozice ekonomiky v roce 2008 se tak v podzimním odhadu 2009 v obou případech ocitla výrazně nad potenciálem.

Změna odhadu potenciálního produktu se promítla do změny odhadu produkční mezery pro rok 2008, která se v případě České republiky posunula z 2,1 % potenciálního HDP v podzimním odhadu 2007 až na 5,6 % v podzimním odhadu 2009, tj. o více než 3 p. b. Ještě markantnější změnu zaznamenal odhad produkční mezery v případě Slo-

venska, který se za stejné období zvýšil o téměř 8 p. b. z 1,3 % potenciálního HDP na 9,2 %.

Cyklická složka se získá pouhým pronásobením mezery výstupu parametrem citlivosti vládního salda na změnu HDP, který má konstantní hodnotu 0,37 v případě České republiky a 0,29 v případě Slovenska (Evropská komise, 2005). Proto má cyklická složka zcela shodný tvar jako mezeru výstupu a liší se pouze měřítkem. Z grafu 5 je patrné přehodnocení mezery výstupu nejen pro zkoumaný rok 2008, ale i pro další období. Přitom rozdíly jsou výrazné a v případě roku 2008 činí 1,3 % HDP pro Českou republiku a 2,3 % HDP pro Slovensko. Právě o tolik měly mít z pohledu odhadu z konce roku 2009 státy v roce 2008 menší deficit, aby dosáhly stejné hodnoty cyklicky očištěného salda. To vše samozřejmě za předpokladu nezměněného odhadu neočištěného salda vládního sektoru.

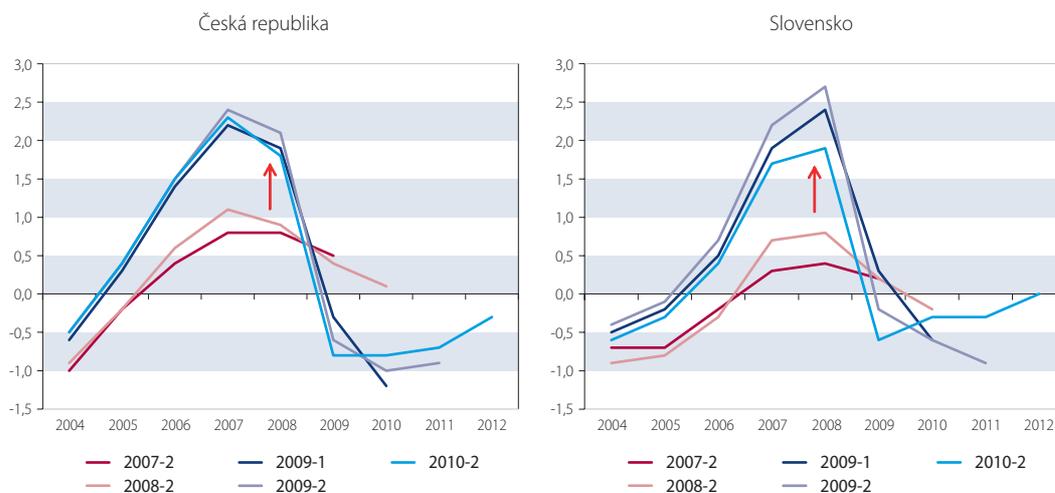
Graf 4 Změna v odhadu potenciálního produktu mezi roky 2007 a 2009 (stálé ceny)



Zdroj: Evropská komise, OECD Original Release Data and Revisions Database.
Poznámka: Údaje za období 2007-2 jsou v případě Slovenska převedeny do EUR pomocí přepočítacího koeficientu (30,126 SKK/EUR).



Graf 5 Vývoj cyklické složky ve vybraných predikčních kolech (v % HDP)



Zdroj: Evropská komise.

Z grafu 6 a tabulky 1 vidíme, že v případě Slovenska je skutečně výsledné cyklicky očištěné saldo ze zpětného pohledu mezi podzimními predikčními koly 2007 a 2009 o 2,3 % HDP horší. V případě České republiky není zhoršení cyklicky očištěného salda tak markantní vzhledem k protisměrné revizi neočištěného salda. Větší rozdíl získáme srovnáním jarní predikce 2008 a podzimní predikce 2009.

Vzhledem k tomu, že mimořádná opatření v případě České republiky i Slovenska za několik posledních let nepřekročila v žádném roce 0,2 % HDP, jedná se hlavně o cyklickou složku, která může vedle vlastní revize vládních příjmů a výdajů (často velice výrazné) rapidně změnit hodnotu strukturálního salda a jeho optikou vnímaného fiskálního vývoje.

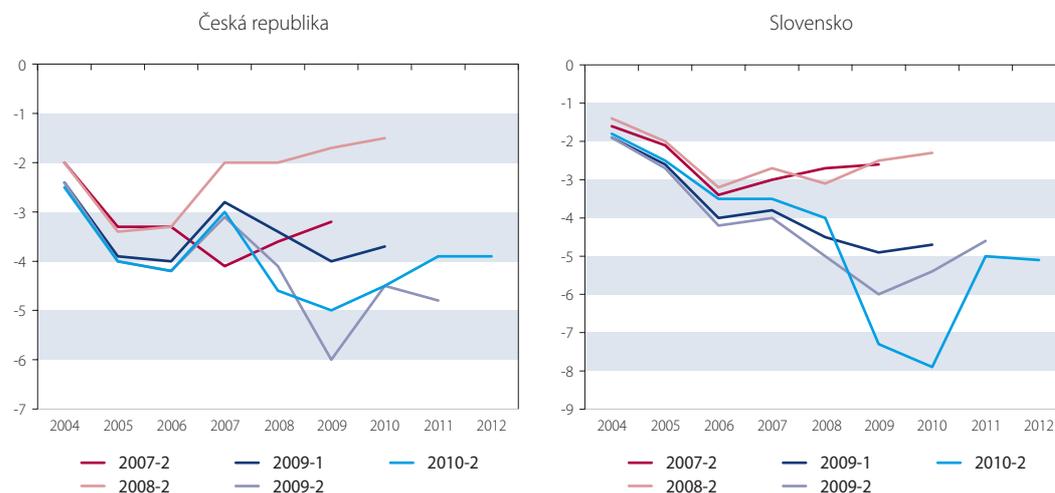
MEZINÁRODNÍ SROVNÁNÍ

Byla situace v České republice a na Slovensku ojedinělá nebo lze podobné přehodnocení vy-

sledovat i u ostatních evropských zemí? Finanční a následně dluhová krize postihla většinu zemí v Evropě. Přehodnocení meziročního růstu HDP za rok 2009 dosáhlo mezi podzimem 2007 a podzimem 2009 hodnot od -4 p. b. v případě Francie a Polska až po závratných -24,4 p. b. v případě Lotyšska (obdobných hodnot dosáhla i Litva a Estonsko). Na grafu 7 můžeme srovnat přehodnocení v odhadu HDP za rok 2009 a vliv tohoto přehodnocení na změnu v odhadu meziročního růstu potenciálního produktu o rok před tím, tj. v roce 2008. Je zde jasně patrná kladná korelace, kdy se větší propad HDP automaticky promítl do nižšího růstu potenciálního produktu.

Na grafu 8 je patrná korelace mezi přehodnocením meziročního růstu HDP v roce 2009 a změnou vnímání cyklické složky v roce 2008. Extrémním případem, který není zachycen na grafu je Lotyšsko, kde změna v predikci HDP za rok 2009 ve výši -24,4 p. b. vyvolala o 3,1 % HDP vyšší cyklickou

Graf 6 Vývoj cyklicky očištěného salda ve vybraných predikčních kolech (v % HDP)



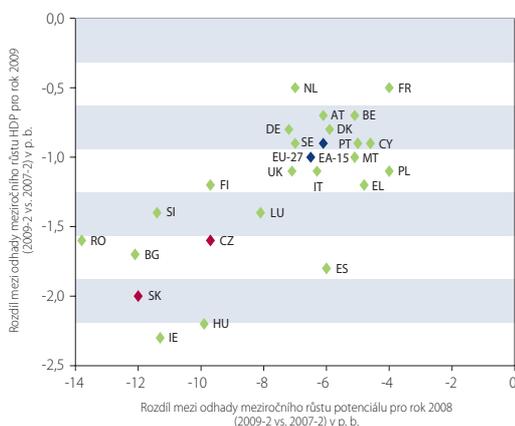
Zdroj: Evropská komise.



Tabulka 1 Změny v odhadu cyklicky očištěného salda za rok 2008

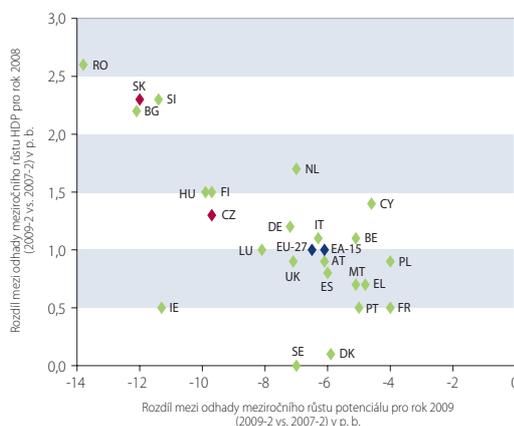
	2007-2	2008-1	2008-2	2009-1	2009-2	rozdíl mezi 2009-2 a 2007-2
Česká republika						
Saldo	-2,8	-1,4	-1,2	-1,5	-2,1	0,7
Cyklická složka	0,8	0,5	0,9	1,9	2,1	1,3
Cyklicky očištěné saldo	-3,6	-1,9	-2,0	-3,4	-4,1	-0,5
Slovensko						
Saldo	-2,3	-2,0	-2,3	-2,2	-2,3	0
Cyklická složka	0,4	0,8	0,8	2,4	2,7	2,3
Cyklicky očištěné saldo	-2,7	-2,8	-3,1	-4,5	-5,0	-2,3

Graf 7 Rozdíl mezi odhady meziročního růstu HDP za rok 2009 a odhady meziročního růstu potenciálního produktu mezi podzimními predikčními koly 2007 a 2009 (v p. b.)



Zdroj: Evropská komise, vlastní výpočet.

Graf 8 Rozdíl mezi odhady meziročního růstu HDP za rok 2009 (v p. b.) a odhady cyklické složky mezi podzimními predikčními koly 2007 a 2009 (v % HDP)



Zdroj: Evropská komise, vlastní výpočet.

složku. Poměrně vysokou změnu cyklické složky mají i země s řádově nižším přehodnocením predikce HDP, a to Rumunsko, Slovinsko a Bulharsko.

ZÁVĚR

Ukazatel strukturálního salda poskytuje cenné doplňující informace o fiskálním hospodaření. Zatímco hodnocení minulosti ukazatelem strukturálního salda dává zajímavé informace, jeho využití pro nastavení fiskální politiky pro budoucí období přináší řadu problémů. Z modelových situací i z praktického příkladu na údajích České republiky, Slovenska i dalších států Evropy je patrné, že v okamžiku, kdy dojde k výrazné změně aktuálního či přehodnocení budoucího ekonomického vývoje, významným způsobem se změní náhled na aktuální pozici v ekonomickém cyklu, což má

následně dopad na hodnotu strukturálního salda. Navíc se ukazuje, že přehodnocení výše strukturálního salda vyvolané změnou odhadu potenciálního produktu je v reakci na tyto šoky poměrně významné a zasahuje i do minulosti.

Ukazatel strukturálního salda nemůže plnit svou varovnou funkci, a i přes záměr očistit saldo vládního sektoru o vliv ekonomického cyklu, má tendenci být sám o sobě cyklický a nabádat k procyklické fiskální politice. V praxi při jeho striktním použití proto může docházet k oddalování fiskálněpolitické reakce na ekonomický šok a ke zhoršování fiskální pozice. Je otázka, zda by měl být analytický ukazatel s takovými vlastnostmi zakotven do mezinárodních dohod a zda by z něj měly být vyvozovány tvrdé sankce bez další podrobné analýzy jeho prospěšnosti.

Literatura:
 Blanchard, O. J. (1990): *Suggestions for a New Set of Fiscal Indicators*, Working Paper 79, OECD Department of Economics and Statistics.
 Bouthevillain, C., Cour-Thimann, P., van den Dool, G., Hernández de Cos, P., Langenus, G., Mohr, M., Momigliano, S., Tujula, M. (2001): *Cyclically Adjusted Budget Balances: An Alternative Approach*, ECB Working Paper 77.
 Evropská komise (2005): *New and Updated Budgetary Sensitivities for the EU Budgetary Surveillance*, DG Economic And Financial Affairs, European Commission.
 Evropská komise (2011): *Cyclical Adjustment of Budget Balance*, http://ec.europa.eu/economy_finance/db_indicators/gen_gov_data/adjustment/.
 Hallett, A. H., Kattai, R., Lewis, J. (2012): *How Reliable Are Cyclically Adjusted Budget Balances In Real Time?* Contemporary Economic Policy, 30(1). 75–92, Western Economic Association International.
 Kempkes, G. (2012): *Cyclical adjustment in fiscal rules: Some evidence on real-time bias for EU-15 countries*, Deutsche Bundesbank Discussion Papers 15/2012.
 Larch, M., Turrini, A. (2009): *The Cyclically Adjusted Budget Balance in EU Fiscal Policymaking. Love at First Sight Turned into a Mature Relationship*, MPRA Paper 20594, University Library of Munich.
 Reiss, L. (2013): *Structural Budget Balances: Calculation, Problems and Benefits*, Monetary Policy & The Economy Q1/13, Oesterreichische Nationalbank.
 Řežábek, P. (2011): *Měnová politika a její interakce s politikou fiskální*, Univerzita Karlova, Nakladatelství Karolinum, Praha, 2011, První vydání, 128 stran. ISBN 978-80-246-1894-4.
 van den Noord, P. (2000): *The size and role of automatic fiscal stabilisers in the 1990s and beyond*, OECD Working Paper 230, OECD.



Determinanty miery úspor na Slovensku

(so zameraním na krízový rok 2009)

2. časť

RNDr. Monika Pécsyová, Milan Vaňko, MSc, Ing. Mgr. Gabriel Machlica

V roku 2009 došlo v krajinách EÚ aj na Slovensku k nárastu miery úspor domácností aj napriek poklesu ich reálnej mzdovej bázy. Naznačuje to teda, že domácnosti znížili svoju spotrebu pod vplyvom neistoty a negatívnych očakávaní o ich budúcom príjme. Cieľom článku je vysvetliť vývoj miery úspor na Slovensku pomocou rozličných fundamentov na základe ekonomickej teórie a empirickej literatúry. Miera úspor je odhadovaná na makroekonomickej úrovni prostredníctvom modelov s členom korigujúcim chybu (tzv. error correction modely – ECM), kde porovnáme úroveň skutočnej a rovnovážnej miery úspor v roku 2009. Špecifická miera úspor slovenských domácností odhadneme aj na mikroekonomickej úrovni pomocou rodinných účtov z roku 2008 na základe lineárnej regresie.

- 11 Napr. Côté D., Bérubé G. (2002).
12 Hufner F., Koske I. (2010).
13 Bielik T., Šramková L. (2010).
14 Treba poznamenať, že používame len veľmi hrubú aproximáciu finančného bohatstva, ktorá nezohľadňuje množstvo ostatných faktorov, ako sú podielové fondy, dôchodkové sporenie a technické rezervy životného poistenia.

3 MAKROEKONOMICKE MODELOVANIE MIERY ÚSPOR

3.1 Popis použitých dát a predpoklady

Pracovali sme s nasledujúcimi sezónne očistenými radmi:

Bežný príjem (y): Vo všeobecnosti sa predpokladá, že bohatšie domácnosti šetria viac. Pozitívnu závislosť medzi mierou úspor a príjmom potvrdzuje aj Friedmanova teória permanentného príjmu, podľa ktorej domácnosti začínú čerpať zo svojich úspor (resp. zvýšia čerpanie úverov) v prípade, že pokladajú pokles svojich príjmov za dočasný. V prípade očakávanej trvalej zmeny príjmov upravujú svoju spotrebu. Vplyv príjmu na mieru úspor sme zachytili pomocou hrubého disponibilného dôchodku domácností deflovaného deflátorom spotreby domácností.

Úroková miera (u_m): Pri úrokovej miere predpokladáme, že jej zvýšenie podporí sporenie a teda zvýši mieru úspor (substitučný efekt). V prípade, že sú domácnosti v pozícii dlžníka, môže to pri zafixovaní spotreby znamenať zníženie ich úspor, keďže ich príjem sa zníži (príjmový efekt). Výsledný efekt teda nie je jednoznačný. Pracovali sme s úrokovou mierou EURIBOR (BRIBOR pred 1. 1. 2009) so splatnosťou jeden mesiac, ktorú sme deflovali indexom CPI.

Finančné bohatstvo (f_w): Viacero empirických štúdií potvrdilo negatívnu závislosť finančného aj nefinančného bohatstva, pokiaľ ide o úspory domácností.¹¹ Nárast hodnoty peňazí a aktív totiž redukuje potrebu domácností šetriť. My sme sa rozhodli pracovať iba s finančným bohatstvom, ktoré sme aproximovali pomocou menových agregátov M1 (obeživo a vklady na bežných účtoch) a M2 (zahŕňa navyše terminované a ostatné vklady) deflovaných indexom CPI. Významnú časť v prípade nefinančného bohatstva domácností tvoria v posledných rokoch nehnuteľnosti. Podľa štúdie OECD¹² má dokonca zvýšenie nehnuteľného bohatstva väčší efekt na

úspory ako zvýšenie finančného bohatstva. V prípade Slovenska má nehnuteľné bohatstvo veľkú váhu, keďže Slováci vlastnia bez hypotekárneho úveru až neuveriteľných 84,2 % nehnuteľností, pričom priemer EÚ 25 je len 44,8 %. Naopak, len 10 % Slovákov býva v prenájme, zatiaľ čo priemer EÚ 25 dosahuje 25 %.¹³ Vzhľadom na malú údajovú základňu v podmienkach SR sme však nehnuteľné bohatstvo do našich odhadovaných rovníc nezarádili.¹⁴

Úverové reštrikcie (l_c): Úverové reštrikcie sú dôležitým determinantom miery úspor. Ľahko dostupné pôžičky (nízke úrokové miery, nižšie nároky na žiadateľov úverov) zvyšujú spotrebu domácností, čo vedie k poklesu miery úspor. Dostupnosť úverov tiež predstavuje finančnú vyspelosť danej ekonomiky. Úverové reštrikcie budú v našom prípade merané podielom toku úverov obyvateľstva vzhľadom na disponibilný dôchodok a očakávame, že budú mať negatívny vplyv vzhľadom na mieru úspor.

Vládne úspory (gov): V mnohých európskych krajinách sa pokles miery úspor v druhej polovici 90-tych rokov vysvetľoval výrazným zlepšením salda verejných financií. Tento protichodný pohyb súkromných a verejných úspor sa nazýva hypotéza Rikardiánskej ekvivalencie. Predpokladá, že domácnosti pokladajú svoje a vládne úspory za dokonalé substitúty. Uvedomujú si, že vládne výdavky musia byť v budúcnosti zaplatené. Zvýšené vládne výdavky budú preto kompenzované ich vyššími úsporami. Na otestovanie Rikardiánskej ekvivalencie sme použili premennú salda verejných financií očisteného o úroky na HDP.

Demografia (dep): Na základe teórie modelov životného cyklu veľkosť úspor ovplyvňuje aj vekové zloženie domácností. O obyvateľoch v poproduktívnom veku sa predpokladá, že nebudú sporiť, resp. budú sporiť menej ako počas ich produktívneho veku, čo prispieje k zníženiu celkovej miery úspor. Podobne vyšší podiel obyvateľstva v predproduktívnom veku spôsobí, že väčšina



príjmu ich rodičov smeruje na ich starostlivosť, čo taktiež redukuje mieru úspor. Pri odhade vplyvu vekovej distribúcie obyvateľstva na mieru úspor sme použili premennú index závislosti (*dep*), ktorý predstavuje podiel súčtu obyvateľstva v predproduktívnom (0 až 15 rokov) a poproduktívnom veku (65+) na obyvateľstve v produktívnom veku (15 až 64)¹⁵ a alternatívne len podiel obyvateľstva v poproduktívnom veku na obyvateľstve v produktívnom veku.¹⁶

Inflácia (INFL): Inflácia (aktuálna aj očakávaná) zvyšuje neistotu, pokiaľ ide o budúce príjmy, čo zvyšuje mieru úspor. Premenná aktuálnej inflácie bola zachytená indexom cien spotrebiteľov a premenná očakávanej inflácie priemerom predikcií analytikov vybraných komerčných bánk.

Faktor dôvery (INFL, U_R, SENT, OBAVY): Do rozhodovania domácností o spotrebe a úsporách okrem iného vstupuje aj neistota týkajúca sa očakávaní o budúcom vývoji. To sme zohľadnili použitím indikátora spotrebiteľskej dôvery a obavami zo straty zamestnania. Skúmali sme aj samotný vplyv nezamestnanosti použitím miery nezamestnanosti.

Všetky časové rady (s výnimkou miery úspor, úrokových mier, miery inflácie, úverových reštrikcií a salda verejných financií) boli zlogaritmované.

3.2 Výsledky

Samotnému modelovaniu najskôr predchádzalo testovanie časových radov na stacionaritu. V prípade každej z premenných použitých v dlhodobých vzťahoch sa potvrdil rád integrácie $I(1)$.¹⁷ Testovanie stacionarity reziduí dlhodobých vzťahov potvrdilo vo všetkých prípadoch kointegráciu dlhodobého vzťahu.

Tabuľka 1 zobrazuje odhad dlhodobých elasticít a *t*-štatistiky. Modely sme odhadli pomocou dvojkrokovej Engleho-Grangerovej metódy. Všetky parametre sú významné na hladine významnosti 5 % a majú správne znamienko a veľkosť v súlade s použitou empirickou literatúrou.

Výsledkom sú tri modely miery úspor. Vo všetkých odhadoch dlhodobého vzťahu sa potvrdil pomerne silný pozitívny vplyv reálnej úrokovej

miery na mieru úspor (elasticita v rozmedzí 15 % až 43 %). Vplyv hrubého disponibilného dôchodku na mieru úspor v dlhodobom horizonte je podľa očakávaní malý, na úrovni 5 % až 11 %. Pokiaľ totiž domácnosti pokladajú zmenu príjmu za trvalú, prispôbia tomu aj svoju spotrebu. Krátkodobá zmena príjmu už ale predstavuje väčšiu zmenu miery úspor. Premennú, ktorá zachytáva bohatstvo domácností, sme aproximovali agregátom M1, ktorý tvorí približne jednu tretinu celkového bohatstva domácností. Menový agregát M2 totiž v modeloch nevychádzal signifikantne. Jej vplyv na mieru úspor sa odhaduje na úrovni -11 %.¹⁸ Elasticita úverových reštrikcií je odhadnutá na úrovni -12 %.

Neistota bola v modeloch zastúpená mierou nezamestnanosti, inflácie, sentimentom domácností a ich obavami zo straty zamestnania. Potvrdil sa len vplyv miery inflácie, ktorý bol odhadnutý na úrovni 35 % až 48 %. Nezamestnanosť bola signifikantná len v krátkodobom horizonte. Na základe výsledkov z modelov by zhoršujúca sa fiškálna pozícia vlády čiastočne mala nabádať domácnosti k zvýšeniu ich miery úspor. Tento vplyv je odhadnutý na úrovni -0,24 %, čo naznačuje platnosť neúplnej Ricardiánskej hypotézy.

Prekvapivý výsledok bol v prípade overovania hypotézy modelu životného cyklu. Vyšší podiel ľudí nad 65 rokov, resp. pod 15 rokov a nad 65 rokov na produktívnom obyvateľstve má podľa odhadov opačný vplyv na mieru úspor, ako hovorí teória. Výsledok bolo možné predpokladať už z grafickej analýzy, ktorá naznačovala silnú pozitívnu koreláciu medzi indexom závislosti a mierou úspor. To nakoniec potvrdili aj odhady. V prípade podielu ľudí nad 65 rokov sa dokonca potvrdila veľmi vysoká pozitívna elasticita s mierou úspor. Naznačuje to teda, že slovenskí dôchodcovia zvyšujú agregátnu mieru úspor. Jedným z hlavných dôvodov môže byť v tomto prípade motív zanechania dedičstva, prípadne odkladanie si finančných prostriedkov na zabezpečenie dôchodkovej starostlivosti. Výsledok nie je v rozpore s empirickou literatúrou, ktorá uvádza rozdielne výsledky v prípade použitia rôznych prístupov a metód.¹⁹

- 15 Keďže údaje o populácii boli dostupné len v ročnom vyjadrení, pre získanie štvrtročných údajov sme použili lineárnu interpoláciu.
16 Nedostatkem tejto premennej je, že nezachytáva zmeny vo veku odchodu do dôchodku.
17 Použili sme Augmented Dickeyov-Fullerov test.
18 Zmenu metodiky vo vykazovaní v roku 2006 sme zachytili pomocou dummy premennej.
19 Loayza, N.et al. (2000).

Tabuľka 1 Výsledky z ECM odhadov

	Model 1	Model 2	Model 3
Dlhodobý vzťah			
y	0,11 (2,1)	0,05 (2,1)	
u_m	0,15 (2,9)	0,43 (5,3)	0,28 (4,7)
f_w	-0,12 (-5,5)		
l_c			-0,28 (-2,1)
infl		0,48 (4,8)	0,35 (4,7)
gov	-0,24 (-4,5)	-0,24 (-3,9)	
R ²	0,78	0,71	0,68

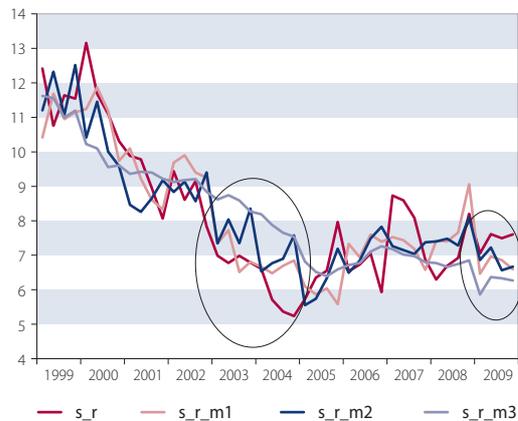
Zdroj: Vlastné výpočty.

Poznámka: V zátvorkách sú uvedené *t*-štatistiky.

	Model 1	Model 2	Model 3
Krátkodobý vzťah			
λ_t	-0,35 (-2,8)	-0,47 (-4,31)	-0,33 (-2,86)
$\Delta(y)$	0,22 (2,72)	0,32 (1,50)	
$\Delta(u_m(-1))$			0,33 (2,81)
$\Delta(f_w)$	-0,04 (-2,45)		
$\Delta(l_c)$			-0,53 (-2,55)
$\Delta(infl(-1))$			0,33 (2,1)
$\Delta(u_r)$		0,32 (2,62)	
R ²	0,42	0,44	0,41

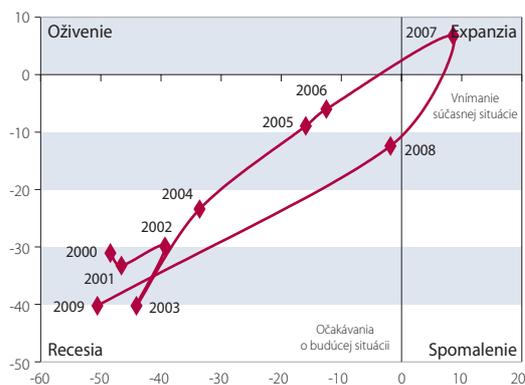


Graf 11 Porovnanie miery úspor a rovnovážnej miery úspor danej z modelov



Zdroj: Vlastné výpočty.

Graf 12 Pohľad domácností na ekonomický cyklus



Zdroj: Eurostat.

20 Používame oneskorenia závislej premennej danej modelom.

3.2.1 Vyhodnotenie odhadnutých modelov

Model, ktorý by najlepšie opisoval vývoj miery úspor, vyberieme na základe daných kritérií, ako napr. korelácie hodnôt skutočnej a predikovanej premennej a strednej absolútnej percentuálnej chyby (MAPE). Pozrieme sa na dynamickú²⁰ „in-sample“ prognózu na obdobie 2006Q1 až 2009Q4 a dynamickú „out-of-sample“ prognózu na obdobie 2009Q1 až 2009Q4. V druhom prípade odhadneme vzťahy na obdobie 1995Q1 až 2008Q4, načrtneme prognózu na rok 2009 a porovnáme ho so skutočnými hodnotami.

Keďže koeficient determinácie pri jednotlivých modeloch je okolo 40 %, očakávali sme, že chybovosť meraná štatistikami presnosti bude relatívne vysoká. To sa potvrdilo, keď štatistika MAPE spadla do intervalu (4,4 %; 10,9 %). Pozitívom však bola stabilita koeficientov, čo dokazovali takmer rovnaké hodnoty odhadov na kratšom a dlhšom časovom intervale. Na základe výsledkov štatistik z „in-sample“ a „out-of-sample“ prognóz sme sa rozhodli pre model 2, ktorý determinuje mieru úspor na základe reálneho príjmu a úrokovej miery, primárneho salda verejných financií a inflácie

z dlhodobého hľadiska, a z krátkodobého hľadiska navyše aj mierou nezamestnanosti.

Graf 11 porovnáva skutočnú mieru úspor s jej rovnovážnou úrovňou. Vieme identifikovať dve obdobia, keď nebol vývoj miery úspor v súlade s jej rovnovážnym vývojom. V období 2003 až 2005 bola skutočná miera úspor pod svoju rovnovážnu úroveň danou modelmi. V roku 2009 bola naopak miera úspor nad svoju ekvilibriovú úroveň. Zmeny v príjmoch, úverových mierach a v prístupe k úverom v modeloch teda dostatočne nezachytávajú znižovanie, resp. zvyšovanie miery úspor v daných obdobiach. Rozdielny vývoj rovnovážnej a skutočnej úrovne mohol byť daný zvýšeným optimizmom, resp. pesimizmom domácností. Domácnosti boli ovplyvnené svojimi očakávaniami, ktoré sa v negatívnom prípade odrazili v dodatočnom šetrení a naopak. V oboch časových obdobiach totiž došlo k výraznej zmene vo vývoji sentimentu domácností. V rokoch 2003 až 2005 došlo ku kumulatívne rastu indexu spotrebiteľskej dôvery o 38 %, v roku 2009 v porovnaní s rokom 2008 došlo k poklesu o 24 %.

Zhoršené vnímanie ekonomickej situácie môžeme vidieť aj v grafe 12. Graf spája odpovede domácností na otázky o vnímaní súčasnej ekonomickej situácie (na osi x) a na očakávaní o budúcej situácii (os y). Podľa konkrétneho kvadrantu vieme potom povedať, ako negatívne, resp. pozitívne je vnímaná cyklická situácia ekonomiky. Graf zachytáva pohľad spotrebiteľov na ekonomický cyklus, podľa ktorého rok 2009 vnímali doteraz najnegatívnejšie. Keď sa však pozrieme na ostatné pozorovania, vidíme, že očakávania spotrebiteľov boli takmer vždy pesimistické. Najväčšia pozitívna zmena v očakávaniach nastala práve v rokoch 2003 až 2005.

V súvislosti s vývojom v roku 2009 vieme teda povedať, že v prípade domácností prevládol opatrnostný motív šetrenia. To potvrdilo aj vyhodnotenie „error correction“ modelov, kde ako najlepší sa javil model, kde z krátkodobého hľadiska vplyva na mieru úspor miera nezamestnanosti. Tá prispela k medziročnému zvýšeniu miery úspor v roku 2009 o 0,4 p. b.

4 MIKROEKONOMICKE MODELOVANIE MIERY ÚSPOR

Cieľom tejto časti je vyhodnotiť, ako rôzne charakteristiky domácností vplyvajú na mieru úspor. Špecifická domácností sme odhadovali prostredníctvom mikroekonometrickej analýzy s využitím rodinných účtov za rok 2008 pomocou softvéru STATA.

Kým v predchádzajúcej časti sme opisovali mieru úspor pri jednotlivých typoch domácností, v tejto časti sa pokúsime preskúmať faktory, ktoré vplyvajú na výšku miery úspor. Tieto vplyvy sme skúmali pomocou štandardnej lineárnej regresie, kde závislá premenná (s_r) bola definovaná pre pozitívne príjmy ako:

$$s_r = \log(Y) - \log(C)$$



Vzhľadom na obmedzenia dané rodinnými účtami sme motívy vplývajúce na výšku miery úspor skúmali prostredníctvom dvoch základných motívov – príjmových motívov a motívov opatrnosti. Ďalšie motívy, napr. efekt bohatstva alebo dostupnosť úverov sme neskúmali, keďže rodinné účty neobsahujú informácie o bohatstve domácností.

Základným faktorom ovplyvňujúcim mieru úspor je výška príjmu domácností, ozn. *log (príjmy)*. Platí, že čím je vyšší príjem domácností, tým majú väčší sklon šetriť. Rodinné účty okrem celkového príjmu obsahujú aj údaje o pravidelnom a nepravidelnom príjme. Vzťah medzi oboma druhmi príjmu na jednej strane a mierou úspor na druhej strane je podľa očakávania pozitívny. Miera úspor dosahuje v súlade s očakávaniami vyššiu elasticitu vo vzťahu k nepravidelným príjmom. Vzhľadom na nízky počet domácností, ktoré v roku 2008 mali nepravidelný príjem, sme však v regresii použili len indikátor celkového príjmu. Výsledky naznačujú pozitívny a štatisticky významný vzťah medzi príjmom domácností a ich mierou úspor.

Ďalším faktorom, ktorý sme zahrnuli do regresie, je počet osôb v domácnostiach (osoby). Vyšší počet osôb v domácnosti pri danom príjme zvyšuje celkovú spotrebu a má negatívny vplyv na mieru úspor. Regresia potvrdila štatistickú významnosť počtu osôb ako indikátora, ktorý vplyva na mieru úspor negatívne.

Ďalej sme skúmali vplyv veku prednostu domácnosti (*age_*) na mieru úspor domácností. Podľa teórie životného cyklu má miera úspor pri vyšších vekových kategóriách klesať. Dummy premenné pre vekovú skupinu prednostu domácnosti nepotvrdili štatisticky významnú odlišnosť medzi rôznymi vekovými skupinami s výnimkou skupiny prednostov starších ako 62 rokov. Táto skupina, do ktorej spadajú dôchodcovia, preukázala štatisticky významne vyššiu mieru úspor. To znamená, že dôchodcovia v protiklade s teóriou životného cyklu majú vyšší sklon šetriť, čo je v sú-

lade s výsledkami z makroekonomického prístupu modelovania miery úspor.

Ďalšou skúmanou premenou bolo pohlavie prednostu domácnosti (*female*). Z výsledkov vyplýva, že ak je na čele domácnosti žena, domácnosť má vyšší sklon k úsporám.

Ďalším dôležitým motívom šetrenia je motív opatrnosti, keď domácnosti šetria z dôvodu neistoty, pokiaľ ide o budúci vývoj. Do regresie sme preto zahrnuli ďalšie premenné, ako je vzdelanie, práca na dobu určitú, práca vo verejnej správe a podnikanie, ktorých cieľom bolo zachytiť opatrnostný motív šetrenia. Domácnosti s osobami s vysokoškolským vzdelaním (*higheduc*), prípadne so zamestnancami vo verejnom sektore (*verej*) by mohli pociťovať vyššiu istotu zamestnania a príjmu, čo by mohlo viesť k nižšej miere úspor. Regresia potvrdila, že ak aspoň jeden člen domácnosti pracuje vo verejnej správe, miera úspor tejto domácnosti je nižšia. Vzťah medzi mierou úspor a vzdelaním sa ale ukázal ako nesignifikantný.²¹

Na druhej strane vyššia neistota domácnosti s príjmom z podnikateľskej činnosti (*business*) a s osobami zamestnanými na dobu určitú (*urcd*) by mohla viesť k vyššej miere úspor. Analýza potvrdila, že ak sú v rodine osoby pracujúce na dobu určitú, tieto domácnosti viac sporia. Príjem rodiny z podnikateľskej činnosti nemá vplyv na mieru úspor.

Ďalšou skúmanou premenou bol nezamestnaný člen domácnosti (*unempl*). Teoretický vplyv tejto premennej na mieru úspor nie je jednoznačný. Na makroekonomickej úrovni vyššia miera nezamestnanosti a tým aj neistota by mala byť spojená s vyššou mierou úspor. Na mikroekonomickej úrovni môže byť situácia odlišná, opatrnostný motív šetrenia bude pravdepodobne málo významný. V prípade, ak jeden z členov domácnosti stratí prácu, domácnosť zvyčajne siahne na úspory. Zároveň je nepravdepodobné, že by domácnosť znížila spotrebu na úroveň spotreby obvyklej pre domácnosti s nízkym príjmom, najmä ak sa

21 Za určitú aproximáciu vzdelania sa môže považovať príjem, ktorý v regresii vyšiel signifikantný.

Tabuľka 2 Výsledky regresnej analýzy

Premenná	Koeficient	Štandardná chyba	p-value
<i>log(príjmy)</i>	0,286	0,013	0
<i>Female</i>	0,048	0,012	0
<i>Higheduc</i>	-0,002	0,016	0,918
<i>Osoby</i>	-0,026	0,005	0
<i>age_26-35</i>	0,042	0,038	0,272
<i>age_36-45</i>	-0,022	0,038	0,559
<i>age_46-62</i>	-0,041	0,037	0,262
<i>age_63+</i>	0,069	0,037	0,064
<i>Unempl</i>	-0,036	0,02	0,073
<i>Business</i>	0,016	0,014	0,254
<i>kraj_Trnava</i>	0,056	0,019	0,002

Zdroj: ŠU SR, vlastné výpočty.

Premenná	Koeficient	Štandardná chyba	p-value
<i>kraj_Trenčín</i>	0,041	0,019	0,026
<i>kraj_Nitra</i>	0,021	0,019	0,264
<i>kraj_Žilina</i>	0,006	0,019	0,744
<i>kraj_Bánska Bystrica</i>	0,048	0,019	0,011
<i>kraj_Prešov</i>	0,115	0,019	0
<i>kraj_Košice</i>	0,069	0,019	0
<i>Renting</i>	-0,031	0,015	0,041
<i>Verej</i>	-0,022	0,011	0,051
<i>Urcd</i>	0,031	0,017	0,073
<i>Konštanta</i>	-2,68	0,134	0
<i>R²</i>	0,14		



Literatúra:

1. Ando, Albert; Modigliani, Franco. (1953) *The „Life Cycle“ Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests*. American Economic Review 53 (1): 55-84.
2. Abdelkhalek, T., Arestoff, F., Freitas, N. E. M., Mage, S. (2009) *A microeconomic analysis of household saving determinants in Morocco*. Working paper.
3. Bielik, T., Šramková, L. (2011) *Finančné bohatstvo domácností na Slovensku*. Komentár MF SR 10/2011.
4. Browning, M., Lusardi, A. (1996) *Household saving: Micro theories and micro facts*. Working paper, Journal of economic literature vol. XXXIV.
5. Brunková, M., Machlica, G., Vaňko, M. (2010) *Miera úspor na Slovensku*, Ekonomická analýza MF SR 19/2010.
6. Côté, D., Bérubé, G. (2002) *Long-Term Determinants of the Personal Savings Rate: Literature Review and Some Empirical Results for Canada*. Working Paper, Bank of Canada.
7. Garner, A. (2006) *Should the decline in the personal saving rate be a cause of concern? Federal reserve bank of Kansas City*.
8. Guidolin, M., La Jeunesse, E. (2007) *The Decline in the U.S. Personal Saving Rate: Is It Real and Is It a Puzzle?*. Federal Reserve Bank of St. Louis.
9. Hufner, F., Koske, I. (2010) *Explaining Household Saving Rates in G7 Countries*. OECD Economics Department Working Papers.
10. Hurioka, Ch. (2006) *Why does China save so much?* Institute of social and economic research, Osaka University, National Bureau of economic research.
11. Chamon, M., Prasad, E. (2008) *Why are Saving Rates of Urban Households in China Rising?*. American Economic Journal: Macroeconomics.
12. Katayana, K. (2006) *Why Does Japan's Saving Rate Decline So Rapidly?*. Policy Research Institute, Ministry of Finance, Japan, 2006.
13. Loayza, N. et al. (2000) *Saving in developing countries*. The World Bank Economic Review, vol. 14.
14. Kulikov, D., Paabut, A., Staehr, K. (2007) *A microeconomic analysis of household savings in Estonia: Income, wealth and financial exposure*. Working paper, East bank.
15. Röhn, O. (2010) *New Evidence on the Private Saving Offset and Ricardian Equivalence*. OECD Economics Department Working Papers, No. 762, OECD Publishing.
16. Serres, A., Pelgrin, F. (2003) *The decline in private saving rates in the 1990s in OECD countries: How much can be explained by the non-wealth determinants?* OECD Economic Studies No. 36, 2003/1.
17. Yoon, B. (2006) *Motives for savings and portfolio choice: Evidence from micro-data for Japan*, Working paper, University of Missouri –Columbia.

strata príjmu považuje za dočasnú. Analýza ukázala, že domácnosti, kde je aspoň jeden dospelý člen nezamestnaný, majú skutočne nižšiu mieru úspor, pričom tento výsledok je štatisticky významný. Tieto závery sú v súlade s hypotézami permanentného príjmu.

Ďalšou premennou je domácnosť žijúca v podnájme. Podľa rodinných účtov len niečo vyše 10 % zo všetkých domácností žije v podnájme. Napriek tomu, že osobné vlastníctvo bytu znižuje neistotu a tým môže negatívne vplyvať na mieru úspor, opatrnosťný motív bude aj v tomto prípade prevážený inými faktormi. Vzhľadom na veľkosť nájomného je minimálna úroveň spotreby domácností platiacich nájomné vyššia než minimálna spotreba domácností vlastníacich byt. Závery analýzy potvrdili, že domácnosti platiace nájomné dosahujú nižšiu mieru úspor.

Ďalším záverom analýzy je nízka miera úspor v Bratislavskom kraji a vysoká miera úspor v Košickom a Prešovskom kraji. Predpokladáme, že vyššia ekonomická úroveň Bratislavského kraja poskytuje väčšiu mieru istoty v porovnaní s inými regiónmi. To znižuje mieru úspor v Bratislavskom kraji. Na druhej strane vysoká nezamestnanosť vo východných regiónoch posilňuje opatrnosťný motív a pôsobí na zvyšovanie úspor.

Tabuľka sumarizuje výsledky regresnej analýzy. Koefficient determinácie dosahuje pomerne nízku hodnotu (0,14), čo však v prípade regresii s prierezovými údajmi nie je nič nezvyčajné.

5 ZÁVER

Vo všeobecnosti sa predpokladá, že v „horších časoch“, keď domácnosti čelia nižším príjmom, siahnu na svoje úspory, resp. zvýšia čerpanie úverov. V roku 2009 vplyvom krízy došlo na Slovensku k poklesu ekonomiky, zamestnanosti a reálneho príjmu. Napriek tomu však došlo k rastu miery úspor. Hrozba straty zamestnania či nižších príjmov, ktorú priniesla súčasná kríza, prinútila domácnosti viac šetriť.

K rastu miery úspor došlo v roku 2009 aj v krajinách EÚ. Dlhodobovo však platí, že Slováci šetria podstatne menej, ako je priemer EÚ. Dôvodov je niekoľko, napr. rozdiely v príjme, v bohatstve, v dostupnosti úverov, demografické rozdiely, očakávania domácností a kultúrne a sociálne rozdiely. Napriek nižšej miere úspor je však zadlženosť

Slovákov v porovnaní s vyspelými ekonomikami EÚ stále výrazne nižšia.

Výsledky makroekonomickej analýzy potvrdili, že na mieru úspor vplyva príjem, úroková miera, finančné bohatstvo, inflácia, vládne úspory a dostupnosť úverov, v krátkodobom horizonte aj miera nezamestnanosti. Analýza rodinných účtov potvrdila, že miera úspor je vyššia v prípade, ak je na čele domácnosti žena alebo ak je aspoň jeden člen domácnosti zamestnaný na dobu určitú. Vyššia ekonomická úroveň Bratislavského kraja poskytuje väčšiu mieru istoty v porovnaní s inými regiónmi. To znižuje mieru úspor v Bratislavskom kraji, na druhej strane vysoká nezamestnanosť vo východných regiónoch pôsobí na zvyšovanie úspor. K nižšej miere úspor prispievajú domácnosti, ktoré sú v podnájme alebo v ktorých je nezamestnaný aspoň jeden člen rodiny. Výsledky oboch prístupov potvrdili, že obyvatelia nad 65 rokov na Slovensku majú vyšší sklon k úsporám, čo je v kontraste s tvrdením teórie životného cyklu.

Veľkosti aj znamienka odhadnutých elasticít v prípade použitia makroekonomickeho aj mikroekonomickeho prístupu sú v súlade s použitou literatúrou a ekonomickou teóriou. Získané údaje nepotvrdili len platnosť teórie životného cyklu, na druhej strane však vyššia miera úspor starších vekových kategórií naznačuje motív zanechania dedičstva pre potomkov.

Zistili sme, že v roku 2009 bola miera úspor nad svojou odhadnutou rovnovážnou úrovňou. To znamená, že domácnosti šetřili viac, ako to naznačovali ekonomické fundamenty. Dôvodom bola neistota a negatívne očakávania o budúcom príjme. To potvrdilo vyhodnotenie modelov, keď najlepšie popisoval mieru úspor model, ktorý modeloval mieru úspor v krátkodobom horizonte pomocou miery nezamestnanosti. Opatrnosťný motív vidno v podstate v každom pokrízovom roku, keď si domácnosti odložili viac zo svojho príjmu ako v roku 2009.

Súčasná kríza je pre Slovensko výnimočná. Je preto veľmi ťažké predpovedať, ako sa v najbližšom čase bude spotrebiteľské správanie vyvíjať. V dlhodobom horizonte sa vplyvom konvergenencie Slovenska k vyspelým krajinám očakáva zvyšovanie príjmov. To sa spolu so zlepšením zdravotnej starostlivosti odrazí vo zvýšení priemernej dĺžky života, čo prispeje k zvýšeniu úrovne miery úspor.



Migrácia na SEPA z pohľadu Eurosystému a Národnej banky Slovenska

Miroslava Kotasová
Národná banka Slovenska

„Úspešný prechod bude vyžadovať značné úsilie, preto je dôležité ďalej posilniť komunikáciu a spoluprácu medzi hlavnými zainteresovanými stranami a príslušnými orgánmi na národnej úrovni.“ (Benóit Cœuré, člen Výkonnej rady ECB, október 2013)

Projekt jednotnej oblasti platieb v eurách, čiže SEPA (Single Euro Payments Area) vstupuje do dôležitej fázy realizácie vízie zrodenej pred viac ako 10 rokmi. Eurosystém¹ podporuje vytvorenie SEPA od roku 2002 v záujme dosiahnuť integrovaný, konkurenčný a inovačný trh platobných služieb v Európe. SEPA sa začala ako iniciatíva trhu vedená Európskou platobnou radou (European Payments Council, EPC), ktorá vytvorila schémy SEPA úhrady a SEPA inkasa v rokoch 2008 a 2009. Európska legislatíva² zaviedla povinný dátum prechodu na spoločné schémy v rámci SEPA, ktoré nahradia od 1. februára 2014 súčasne platobné nástroje v členských krajinách eurozóny z dôvodu podpory vytvorenia trhu platobných služieb bez hraníc.

Eurosystém priebežne monitoruje proces migrácie na SEPA úhrady a SEPA inkasá a upozorňuje na potenciálne prekážky v záujme splnenia požiadaviek daných európskou legislatívou. Na národných úrovniach sú zapojené centrálné banky do koordinovaných a komunikačných aktivít. V októbri 2013 publikovala Európska centrálna banka dokument „Druhá správa o prechode na SEPA“³, ktorý opisuje stav migrácie v eurozóne ku koncu tretieho štvrtroka 2013.

VŠEOBECNÉ HODNOTENIE

Mnohí účastníci platobného trhu sa rozhodli prejsť na nové pravidlá SEPA v posledných mesiacoch roka 2013 alebo aj neskôr. Podľa ECB môže tento prístup spôsobiť vzrast prevádzkového rizika a limituje možnosti ovplyvnenia neočakávaného vývoja počas migrácie.

Poskytovateľom platobných služieb (bankám) ECB odporúča zvýšiť úsilie predovšetkým vo vzťahu ku klientom z hľadiska pripravenosti vzájomných vzťahov a v súvislosti s poskytovaním informácií k schéme SEPA inkasa.

Spomedzi používateľov platobných služieb predstavujú malé a stredné podniky a samosprávy skupinu s najnižším všeobecným povedomím o SEPA. Malé a stredné podniky, ktoré nie sú mikropodnikmi a zasielajú platby hromadne v súboroch, čelia veľmi podobným požiadavkám na úpravu procesov ako veľké spoločnosti či ve-

rejná správa. Ich nízka pripravenosť podčiarkuje dôležitosť komunikácie počas zostávajúcich mesiacov.

Vývoj počas roka 2013 potvrdzuje, že mnohí účastníci, predovšetkým malé a stredné podniky, budú využívať konverzné služby na XML formát⁴, ktoré môžu byť užitočné pre riadenie prevádzkového rizika vyplývajúceho z neskorých príprav a rozpočtových obmedzení.

PRECHOD NA SEPA ÚHRADY

V porovnaní s prvou správou ECB o prechode na SEPA z marca 2013 sa zrýchlila migrácia na SEPA úhrady vo väčšine krajín Eurozóny. Podľa ukazovateľa za september 2013 dosiahli SEPA úhrady 56,26 % zo všetkých úhrad v eurozóne. Luxembursko, Slovinsko a Slovensko sú krajinami, ktoré prakticky ukončili migráciu na SEPA úhrady. Kvantitatívne ukazovatele však nezahŕňajú v plnej miere pripravenosť všetkých účastníkov, predovšetkým, ak sa konverzné služby poskytujú v platobnom reťazci. Francúzsko, Taliansko, Cyprus, Belgicko, Fínsko, Luxembursko a Slovinsko už ukončili prípravu a sú lídrom v oblasti prechodu na SEPA úhrady.

PRECHOD NA SEPA INKASÁ

Migrácia na SEPA inkasá pokračovala v treťom štvrtroku pomalšie. Do septembra 2013 bolo vykonaných len 6,84% inkás v rámci schémy SEPA inkasa a okrem Slovinska zatiaľ žiadna krajina nedosiahla významný pokrok, pokiaľ ide o kompletizáciu migrácie. Grécko, Belgicko a Rakúsko dosahujú najlepšie ukazovatele, stále však pod podielom 20 % SEPA inkás na všetkých inkasách v krajine. V Estónsku, Fínsku a na Cypre budú národné inkasá nahradené SEPA úhradou prostredníctvom elektronickej fakturácie, alebo sa nebudú používať vôbec. Predpokladá sa, že aj v niektorých krajinách, kde sa inkaso využíva vo väčšej miere, budú banky poskytovať finálne riešenia v oblasti prechodu na SEPA inkaso až v poslednom štvrtroku 2013. U používateľov platobných služieb to vyvolalo prístup „počkám a uvidím“, čo všeobecne zvyšuje riziko, že nebudú môcť ukončiť migráciu včas.

¹ Eurosystém tvorí Európska centrálna banka a národné centrálné banky krajín, ktoré prijali menu euro.

² Nariadenie Európskeho parlamentu a rady (EÚ) č. 260/2012, ktorým sa ustanovujú technické a obchodné požiadavky na úhrady a inkasá v eurách a ktorým sa mení a dopĺňa nariadenie (ES) č. 924/2009 (tzv. nariadenie SEPA).

³ Second SEPA migration report http://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/other/secondsepa_migration_report201310en.pdf?cf19bd8d-b648c7d72ac092fb7387077b

⁴ ISO 20022 XML je povinný SEPA dátový formát v medzibankovom priestore a pre používateľov platobných služieb, ktorí nie sú spotrebiteľmi alebo mikropodnikmi a ktorí prijímajú alebo zasielajú platobné transakcie hromadne v súboroch.



5 § 98 ods. 9 zákona č. 492/2009 Z. z. o platobných službách.
6 Opatrenie Národnej banky Slovenska z 20. augusta 2013 č. 6/2013 o identifikátore príjemcu inkasa a registri identifikátorov príjemcov inkás.

Neskorá migrácia môže znamenať pre používateľov platobných služieb určité riziká. K hlavným rizikám patrí:

- obmedzená kapacita bánk a dodávateľov IT riešení ku koncu roka 2013. Pre zvýšený dopyt po systémových riešeniach a asistenčných službách bánk pri migrácii nemusí byť dostatok zdrojov, keďže je zvýšená koncentrácia zákazníkov vo veľmi úzkom časovom rámci,
- obmedzený čas pre používateľov platobných služieb adaptovať systémy bánk. Ak banky predstavia nové služby alebo prístupnia nové systémy v úzkom časovom rámci, klienti sa môžu ocitnúť v situácii, keď už zostáva len niekoľko týždňov na finalizáciu ich vlastných postupov a procesov,
- nedostatočné testovanie medzi klientom a bankou. Ak je systém pripravený len niekoľko týždňov pred povinným dátumom prechodu, existuje riziko, že sa nestihne dostatočne otestovať pre veľký počet zákazníkov v tomto období.

Príklady konkrétnych aktivít na zmiernenie týchto rizík zahŕňajú posilnenie ľudských zdrojov v procese prechodu na nové štandardy a komplexnú aktualizáciu dokumentácie a procesov v dostatočnom časovom predstihu pred dátumom migrácie.

PRIPRAVENOSŤ POSKYTOVATEĽOV PLATOBNÝCH SLUŽIEB (BÁNK)

Na konci tretieho štvrtroka 2013 ešte nebola ukončená pripravenosť bánk pre služby SEPA úhrady a SEPA inkasa vo všetkých krajinách eurozóny. Podľa ukazovateľov sa však predpokladá, že do 1. februára 2014 budú banky pripravené.

PRIPRAVENOSŤ POUŽÍVATEĽOV PLATOBNÝCH SLUŽIEB

Požadované úpravy systémov a procesov závisia od veľkosti samotnej organizácie a od rozsahu projektu. Pre spotrebiteľov a mikropodniky je hlavným cieľom ich oboznámenie s formátom čísla účtu IBAN a znakmi schémy SEPA inkasa. V šiestich krajinách – v Nemecku, Estónsku, Španielsku, na Cypre, v Portugalsku a na Slovensku môžu banky podľa článku 16 nariadenia SEPA poskytovať spotrebiteľom konverzné služby z domáceho formátu čísla účtu na IBAN pre domáce transakcie do 1. februára 2016. Pre ostatných používateľov platobných služieb je hlavnou výzvou kompletizácia databáz čísiel účtov vo formáte IBAN a príprava systémov na ISO 20022 XML. V siedmich krajinách nemusia organizácie používať XML formát ešte do 1. februára 2016 (Estónsko, Grécko, Španielsko, Taliansko, Cyprus, Portugalsko a Slovensko).

Pri schéme SEPA inkasa je v súčasnosti potrebné vynaložiť väčšie úsilie na prípravu a adaptáciu procesov a nových štandardov. Každá transakcia musí preniesť špecifické dáta definované v nariadení SEPA, ktoré sa v súčasných schémach nepoužívajú. Pre príjemcov inkás je tiež potrebné zaviesť proces riadenia mandátov (súhlasov na inkaso), napr. vydávanie, uchovávanie, zmenu, rušenie a archiváciu mandátov.

AKTUÁLNY STAV IMPLEMENTÁCIE SEPA V SR z POHLADU NÁRODNEJ BANKY SLOVENSKA

Národná banka Slovenska podporuje projekt SEPA v Slovenskej republike a aktívne sa podieľa na jeho implementácii. Je členom Výboru pre SEPA ako riadiaceho orgánu projektu a v rámci komunikačnej kampane spoločne so Slovenskou bankovou asociáciou pravidelne od roku 2009 organizuje stretnutie podnikov a bánk, tzv. SEPA fórum, ktorého štvrtý ročník sa uskutočnil koncom novembra 2013. Zástupcovia Národnej banky Slovenska zároveň vystupujú na tlačových konferenciách a odborných seminároch a zúčastňujú sa na diskusiách v médiách.

Slovenská republika zaujala popredné miesto v spracúvaní SEPA úhrad spomedzi krajín eurozóny. NBS ako prevádzkovateľ retailového platobného systému v SR zabezpečuje jeho plynulú funkčnosť a úpravu na nové technické štandardy. Platobný systém SIPS v súčasnosti pracuje výhradne v medzinárodnom formáte XML a je plne kompatibilný s požiadavkami na SEPA úhrady a SEPA inkasa. NBS tak splnila požiadavky kladené na systém SIPS tri mesiace pred stanoveným termínom.

Podľa osobitného zákona⁵ Národná banka Slovenska na základe písomnej žiadosti poskytovateľa platobných služieb (banky) prideliť identifikátor príjemcu inkasa na účely vykonávania inkás v rámci SEPA. Identifikátor príjemcu inkasa (tzv. CID) je povinná náležitosť SEPA inkasa a od 1. februára 2014 bez jeho pridelenia nebude možné inkasovať peňažné prostriedky. NBS zároveň vedie register identifikátorov príjemcov inkás. Údaje, ktoré musí obsahovať žiadosť o pridelenie identifikátora príjemcu inkasa, sa ustanovujú v príslušnom predpise⁶. Zoznam identifikátorov príjemcov inkás je verejný, NBS ho sprístupňuje bankám prostredníctvom dátovej siete NBS Univerzal-net.

Hlavné požiadavky nariadenia SEPA zahŕňajú používanie medzinárodného formátu čísla účtu – IBAN a štandardu ISO 20022 XML. Slovenská republika sa rozhodla pre využitie dvojročného prechodného obdobia podľa článku 16 nariadenia SEPA a umožnila tak spotrebiteľom pokračovať v používaní súčasného domáceho formátu čísla účtu a organizáciám v zasielaní platieb hromadne v súboroch súčasným spôsobom.

Podľa ukazovateľov prechodu na SEPA všetko nasvedčuje tomu, že slovenský bankový sektor bude pripravený včas. Eurosystém, a teda aj Národná banka Slovenska, ktorá je jeho súčasťou, zastáva názor, aby všetky zúčastnené strany vrátane veľkých organizácií, verejnej správy a malých a stredných podnikov prešli na SEPA štandardy v čo najskoršom období. Poskytovatelia platobných služieb by zároveň mali venovať dostatočné úsilie a zdroje na oboznámenie klientov s potrebnými technickými, obchodnými a zmluvnými náležitosťami. Zabráni sa tak rizikám neskorej migrácie s vplyvom na platobný proces a všeobecný prechod na SEPA.



Current and past developments in covered bond markets

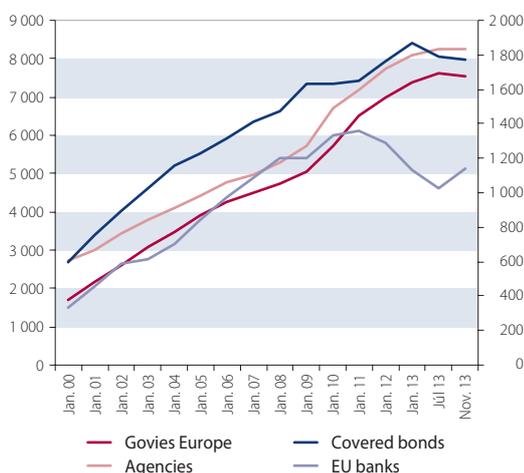
Michal Kleštinec
Národná banka Slovenska

Covered bonds became an important segment of the fixed-income bond market during the last decade. This market was constantly growing till the end of 2012 and helped to fill the gap resulting from the limited use of other funding instruments of European banks. Covered bonds are a standard mean of raising capital via bonds backed by good quality assets. While covered bonds provide both safety and liquidity and higher yields for investors than more conventional triple-A securities, for issuers they provide benefits such as cost effective funding and funding diversification. The outstanding amount of covered bonds¹ issued worldwide reached €2.8 trillion in 2012, while EU-based issuers accounted for about 90% of the total amount.

The special character of covered bonds is enshrined in the 2009 Directive on Undertakings for Collective Investments in Transferable Securities (2009/65/EC, "UCITS"). Article 52(4) of this Directive defines the minimum requirements that provide the basis for privileged treatment of covered bonds in different areas of European financial market regulation. In particular, Article 52(4) requires:

- the covered bond issuer must be a credit institution;
- covered bond issuance has to be governed by a special legal framework;
- issuing institutions must be subject to special prudential public supervision;
- the set of eligible cover assets must be defined by law;
- the cover asset pool must provide sufficient collateral to cover bondholder claims throughout the whole term of the covered bond. In addition, bondholders have priority claim on the cover asset pool in case of default of the issuer.

Chart 1 Outstanding amounts by major asset class in Europe (EUR billions)



Source: Natixis Research.

COVERED BOND ISSUANCES AND OUTSTANDING AMOUNTS

Covered bonds used to be primarily a European tool used for bank financing, in particular to re-finance real estate and public loans.² Due to its inherent features, this funding instrument has started to become popular also outside Europe. In terms of underlying assets backing the bonds, at the end of 2012 a majority of them were mortgage assets. Nevertheless, the share of covered bonds backed by public sector loans was steadily declining over the last years. In terms of volume, jumbo issuances (above €1 billion) accounted for the largest share (see Chart 7). The share of so-called "benchmark size" or "sub-jumbo" issuances has sharply risen, with more than 60% of new primary issuance now having an issue size of €500 million. As it seems, this reflects banks' reduced funding needs in light of on-going deleveraging.

The largest jurisdictions in which covered bonds are traded are Germany, Spain, Denmark and France; together they account for about 60% of the total outstanding amount (see Chart 3). The distribution across jurisdictions however changed over the years, which is clearly evidenced by the benchmark covered bond market (see Chart 4).

Covered bonds are often issued in non-benchmark form as private placements or in a size and currency corresponding to the issuer's funding needs and market opportunities. These factors are more important for issuers raising funds in capital markets than is building their own EUR benchmark³ credit curves. Especially, non-euro area issuers have to consider making placements either in the local currency in which they lend money to customers or going to the Eurobond market, where the funding costs due to financing in foreign currency might be higher. An important development that had an impact on outstanding amount of benchmark covered bonds was observed in Germany. From 2000 to 2004, the market size had increased from nearly €400 billion to €949 billion. Nevertheless, it started to de-

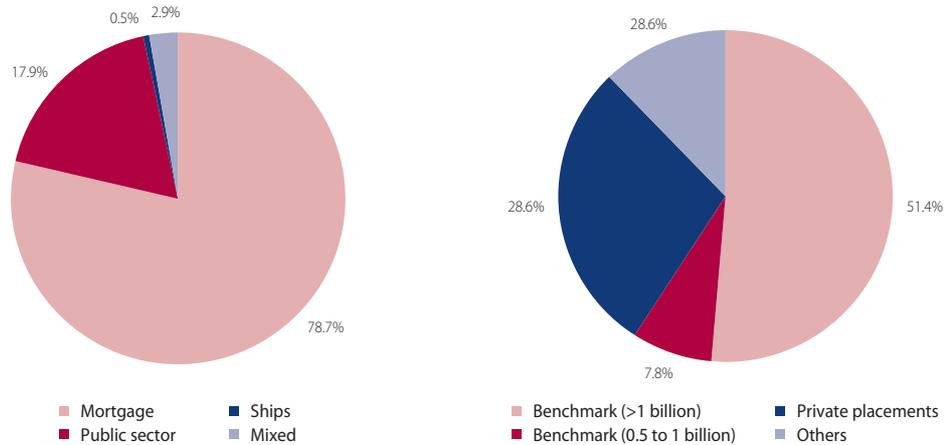
¹ Outstanding amount of covered bonds refers to both private and public placements in all denominations.

² The first German Pfandbrief was issued in 1769. Since then the covered bond market developed only modestly, with only three new legislative frameworks adopted in the following 160 years (1797 – Danish Mortgage Bond, 1899 – Austrian Pfandbriefe, 1930 – Swiss Covered Bonds).

³ An EUR benchmark bond is denominated in EUR, publicly issued and with an outstanding amount higher than €500 million.

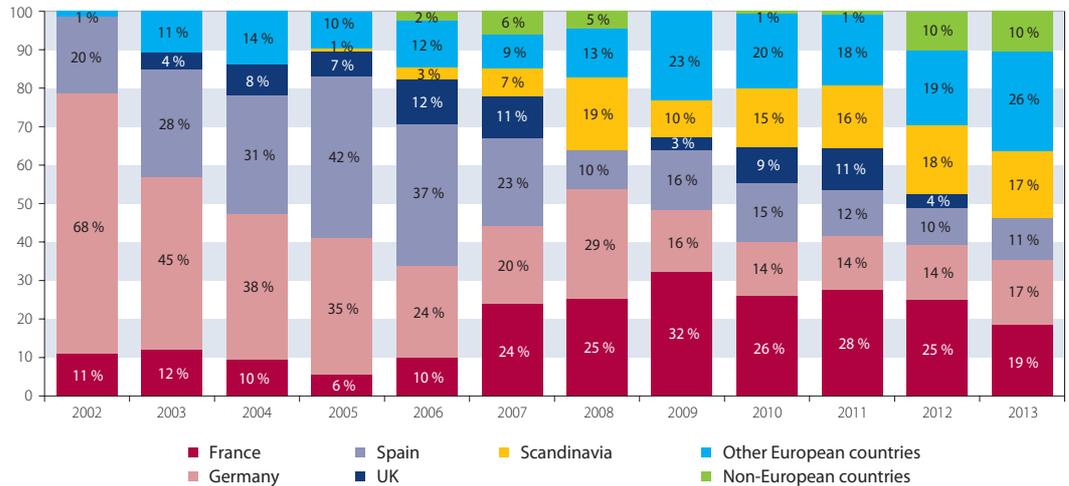


Chart 2 Outstanding amounts of covered bonds by underlying asset class and size (2012)



Source: ECBC.

Chart 3 The EUR benchmark market (market shares of new issues)



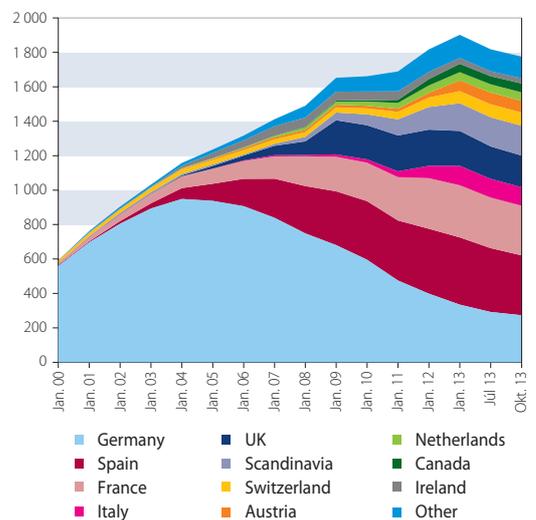
Source: DZ Bank Research.

4 LTRO – Long Term Refinancing Operation

cline thereafter, mostly due to legislative changes. In 2005, the Landesbanks and Savings Banks lost their public sector guarantees. Since most of the lending business of a typical Landesbank was done with savings banks, the Landesbanks could no longer include loans to savings banks in the pool of public sector loans, which led to lower issuance of public Pfandbriefs.

The euro area banking crisis and sovereign debt crisis had a profound impact on the covered bond market in recent years. During the peak of the debt crisis, primary markets were essentially closed to covered bond issuers in certain euro area jurisdictions. Later on, the ECB's non-standard monetary policy measures exerted important effects on covered bond markets, including the two Covered Bond Purchase Programmes (CBPP1 in 2009–2010 and CBPP2 in 2011–2012) and the three-year's⁴ carried out in late 2011 and early 2012. While particularly CBPP1 is considered to have re-opened the primary market in some jurisdictions, the impact of CBPP2 was considered to be less impor-

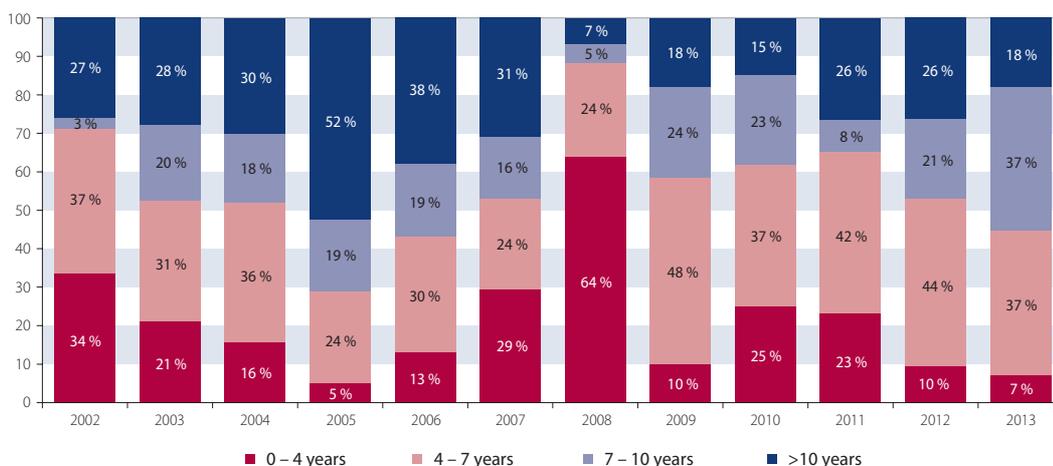
Chart 4 Outstanding amount of all publicly placed covered bonds in EUR billion equivalents



Source: Natixis Research.



Chart 5 The EUR benchmark market: new issues by maturity



Source: DZ Bank Research.

tant by many market participants. However, it has to be noted that the two 3-year LTROs were conducted during the lifetime of CBPP2 with a strong impact on funding conditions.

The observed steady decline of new issuances in combination with large amounts of maturing bonds led to net negative supply. Whereas net supply of covered bonds backed by public loans was negative in recent years, mortgage covered bonds have been facing this new challenge as late as 2013. Public issuance activity in the benchmark covered bond market has remained subdued during 2013, reaching a total volume of €91.5 billion⁵, compared with €97 billion in the same period a year earlier. At the same time, the volume of maturing benchmark covered bonds amounted to €149.3 billion, which led to a negative net issuance of €57.8 billion compared with a positive net issuance of €8 billion in 2012.

Chart 5 shows how sensitive markets are and to which extent issuers depend on risk sentiment. The debt crisis in the US, which hit Europe in 2007–2008, forced issuers to focus on short-term issuance (maturities up to four years). These maturity terms are not standard for covered bond issuances as the underlying assets have usually much longer residual maturity than the covered bonds issued. After the situation stabilized in 2009, issuers started to look at the 4-7 years maturity bucket with a share close to 50%. The ongoing sovereign debt crisis in 2010–2011 led again to an increase in short-term covered bond issuance. Nevertheless, the improved market sentiment since 2012 has resulted in an increased share of longer-term bonds.

NEW COVERED BOND FRAMEWORKS / NEW INSTRUMENTS

Implementation of and changes to legal frameworks during the last two years in North and South America and Asia-Pacific have globalized the issuer base. Indeed, as of 1996, after the first Jumbo Pfandbrief was issued, the covered bond

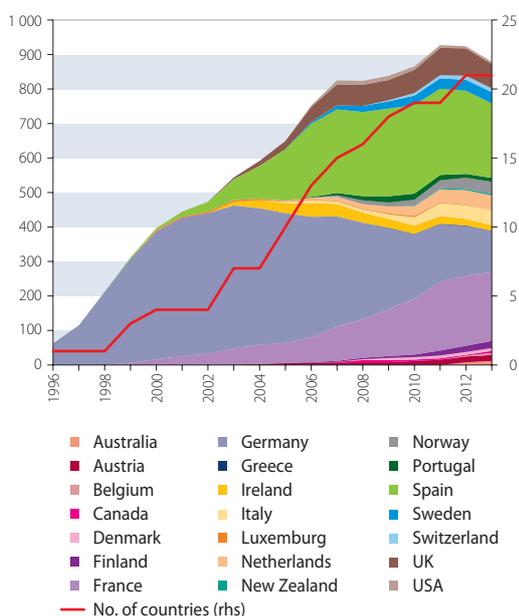
universe broadened by approximately one to three new covered bond frameworks per year, and often immediately attracted investors looking for new diversification opportunities into top quality issuers and/or different jurisdictions.

Looking at new frameworks, New Zealand, Canadian, Swiss, Australian and Belgian covered bond markets emerged in 2010 and 2012, while Korea and the US are discussing legislative proposals. Thus, the covered bond market has become more diversified. New domestic frameworks have found their investor bases and it cannot be excluded that non-European countries will increase its share in total issuance in the future. However, potential for a growing market share is

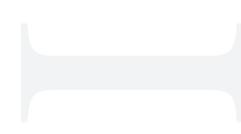
⁵ Source: RBS Research, 14th November 2013.

⁶ Fitch Ratings: Belgian Pandbrievens – maximum 8% of the bank's assets can be registered in the special estate.

Chart 6 Outstanding amounts of EUR benchmark bonds and number of countries with covered bond frameworks as at October 2013 (EUR billions)



Source: BNP Research.





- 7 OBG – *Obbligazioni Bancarie Garantite*; i.e. Italian covered bonds.
- 8 Covered bonds in NIBC's traditional covered bond programme are rated A+ by Fitch.
- 9 Speech by Mario Draghi, President of the ECB at the Global Investment Conference in London, 26 July 2012; <http://www.ecb.europa.eu/press/key/date/2012/html/sp120726.en.html>
- 10 EUR Benchmark net supply, 2012: €-7 billion, 2013 (Nov.): €-58 billion.

rather limited because of framework restrictions aimed at shielding investors from various forms of unsecured debt and retail clients, for example in Australia, Belgium⁶ or New Zealand. In these covered bond legislations, regulators capped covered bond issuance at a certain percentage in relation to banks' total assets which can be used in the special estate. Caps applied in some jurisdictions will also mitigate the risk of too much assets encumbered on banks' balance sheets.

Lately, some new forms of covered bond structures emerged. Structured covered bonds backed by SME loans, multi-issuer OBG⁷ and conditional pass-through covered bonds are all new phenomena that are seeing daylight. Conditional pass-through covered bonds may become more popular due to the favourable regulatory treatment of covered bonds and the fact that these transactions encumber fewer assets than do the traditional covered bonds, which results in a higher rating uplift. More recently, on 1st October, the Dutch NIBC issued its initial public conditional pass-through covered bond, namely a five year €500 million deal rated AAA⁸ by Fitch and S&P's. According to market participants the deal attracted higher interest from investors than expected, including that of traditional covered bond buyers, thanks to the product's regulatory endorsement by the Dutch central bank and the AAA rating achieved by the bond structure. This positive result could possibly encourage especially second row issuers from non-core jurisdictions, with legislations similar to the Dutch one, to take advantage of the favourable rating treatment and looking into setting up their own dedicated conditional pass-through covered bond programmes.

SWAP SPREAD PERFORMANCE OF EU COVERED BONDS

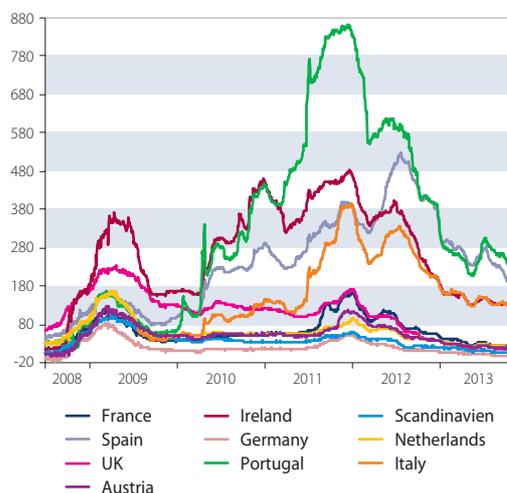
Since the beginning of 2013, covered bond spreads in core markets have narrowed further, but to a relatively small degree compared to market movements in 2012. This small move may underline the fact that scope for further tightening is limited at current spread and yield levels. These developments in spread levels have several explanations. It were mainly non-standard measures taken by the Eurosystem which supported swap spreads. CBPP1 had a strong effect and helped to stabilize the market until the positive development was counterbalanced during the escalation of the debt crisis in April 2010. The announcement effect and the impact of CBPP2 were significant. However, these effects were superseded by the stronger impact of the three-year LTROs. Markets stabilized, but the positive mood lasted only for a few months, and the situation worsened again thereafter. Nevertheless, the statement of President Mario Draghi that the ECB is ready to do whatever is needed to preserve the euro⁹ and subsequently the announcement of the OMTs provided renewed confidence to the market. Indeed, these announcements changed the sentiment in Europe, and swap spreads con-

tinued to tighten until the FOMC meeting held in May 2013. At this meeting, the FOMC announced that it might reduce government bond purchases, and some analysts interpreted this as a possible ending of Quantitative Easing in the US. Covered bond markets sold off, and even if the spreads showed lower volatility compared to other asset classes, they were not able to continue the previous trend and slightly widened.

Limited reinvestment opportunities noticeably reduced covered bonds supply in 2012 and 2013¹⁰ and investors faced difficulties to keep the same share of covered bonds in their benchmarks. Without access to the primary market, investors looking for bonds in the secondary market were forced to bid on every offer. Investors' search for yield increased the interest in the secondary market of second row issuers, especially from Spain. This supported spread compression mainly in peripheral countries and kept swap spreads stable in core markets. The scarcity factor, which is likely to prevail due to limited supply, together with political support, strong fundamental background and legislative framework, were also supportive for covered bond spreads.

In addition, regulatory changes (e.g. bail-in of unsecured bank bonds), the Basel III Liquidity Coverage Ratio (LCR) and other market activities (Covered bond Label) may induce higher interest for covered bonds by investors. Firstly, formal confirmation that the EU Council intends to exempt covered bonds from bail-ins is credit positive for covered bond holders. This intention should increase the spread between senior unsecured and secured bank debt from its historical lows to higher levels. The first deadline for the full bail-in implementation should have been 2018, however, it may be changed to 2015. Secondly, if covered bonds are allowed to be counted at 100% in liquidity reserve as suggested by EBA and not 85% with maximum share of 40% in High Qual-

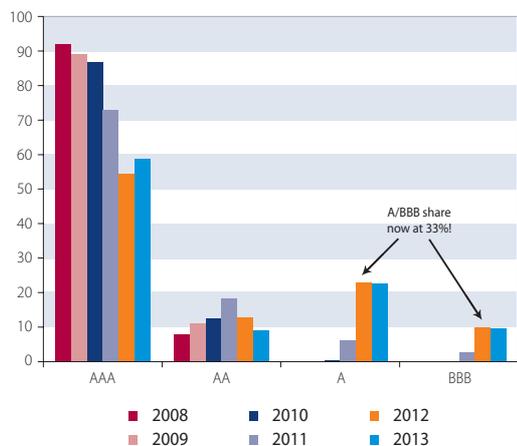
Chart 7 Asset swap spreads of selected countries since November 2010 (b. p.)



Source: BayernLB Research, iBoxx¹¹.



Chart 8 Change in covered bond rating distribution from 2008 to 2013 (in %)



Source: BayernLB Research.

ity Liquid Assets as suggested before, it would be positive for this asset class since more investors will be looking for covered bonds to have them in their liquidity portfolios.

COVERED BOND RATINGS

Sovereign debt crisis which started in 2010 and persisting implications of US housing market crisis led to revaluation of rating criteria by all rating agencies. The outcome was reflected in lower sovereign and issuer ratings and consequently also in covered bond ratings, albeit to a lesser extent. While in 2009 iBoxx index included 92% of all AAA rated covered bonds, this proportion decreased to 54% in 2012 and slightly increased to 59% in 2013. On the other hand, the share of lower rated covered bonds increased during this period from 0% to 33%.

As already suggested in the previous paragraph, both issuer and sovereign ratings are important for the assessment of covered bonds

since the agencies determine the final result from both of the ratings. With sovereign and bank downgrades, rating agencies started to use lower recovery and higher default assumptions in their credit reviews. With gap between 1 and 6 notches a covered bond rating could be changed depending on the number of notches which the sovereign or the bank lost. This was mainly seen in peripheral countries, where larger sovereign cuts were followed by slower cuts of covered bonds ratings backed by mortgages and core covered bonds lagged behind the respective sovereign ratings even more. On the other hand, ratings of covered bonds backed by public sector loans were more sensitive to sovereign ratings because of potential uplift of 1 notch only.

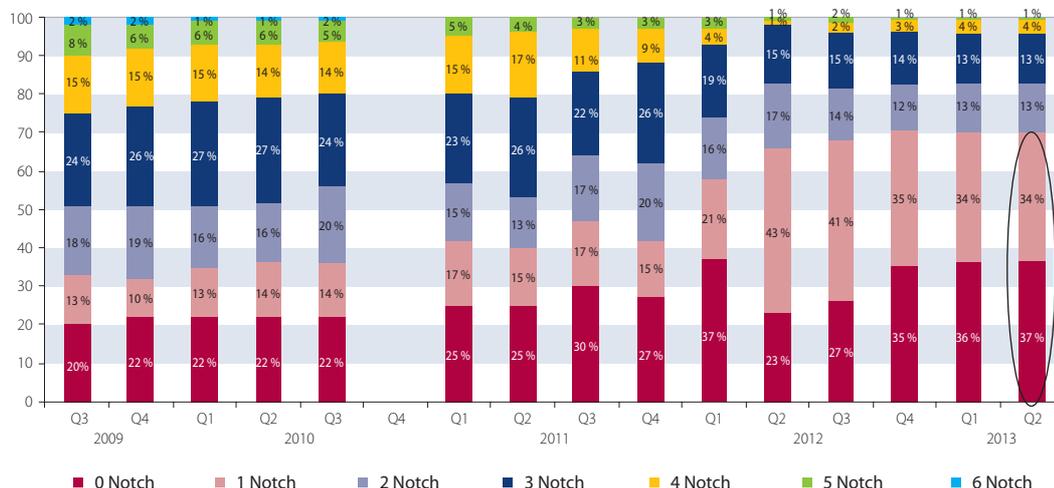
Chart 9 shows the developments in Moody's TPI Leeway¹² between the third quarter of 2009 and the second quarter of 2013. It confirms the trend observed in changes of covered bond ratings. TPI Leeway did not move much till the end of 2011, despite the fact that the rating agencies changed their methodologies already in 2009¹³. Nevertheless, the trend changed in 2012. The most important driver for changes in TPI leeway in the first quarter of 2012 were the worsening of the ratings of sovereigns and the downgrades of issuers which led to shrinking TPI leeway for issuers in peripheral countries. The TPIs were changed due to worsening economic environment and rising market risks. From the second quarter of 2012, Moody's did not rate any issuer with 5 or 6 notches uplift. This trend even worsened in the second quarter of 2013 when the best issuers had only 3 notches of rating uplift and more than two out of three covered bonds (71%) faced high downgrade risk.

COVERED BOND LABEL INITIATIVE

This initiative is promoted by the European Covered Bond Council (ECBC). It is aimed at establishing a "Covered Bond Label" which will be

- 11 Remaining years to maturity: iBoxx France: 4,7, iBoxx Spain: 3,8, iBoxx Ireland: 2,5, iBoxx Germany: 3,4, iBoxx UK: 3,8, iBoxx Portugal: 2,7, iBoxx Italy: 3,9, iBoxx Scandinavia: 3,7, iBoxx Austria: 4,7, iBoxx Netherlands: 4,8.
- 12 TPI leeway measures the number of notches of the downgrade of issuer rating that a covered bond rating can withstand without suffering a downgrade under Moody's TPI framework.
- 13 For example, Fitch updated its liquidity risk assumptions and alternative management scores in July 2009, which caused deterioration in D-factors. In December 2009, S&P completely changed its basic approach to rating criteria.

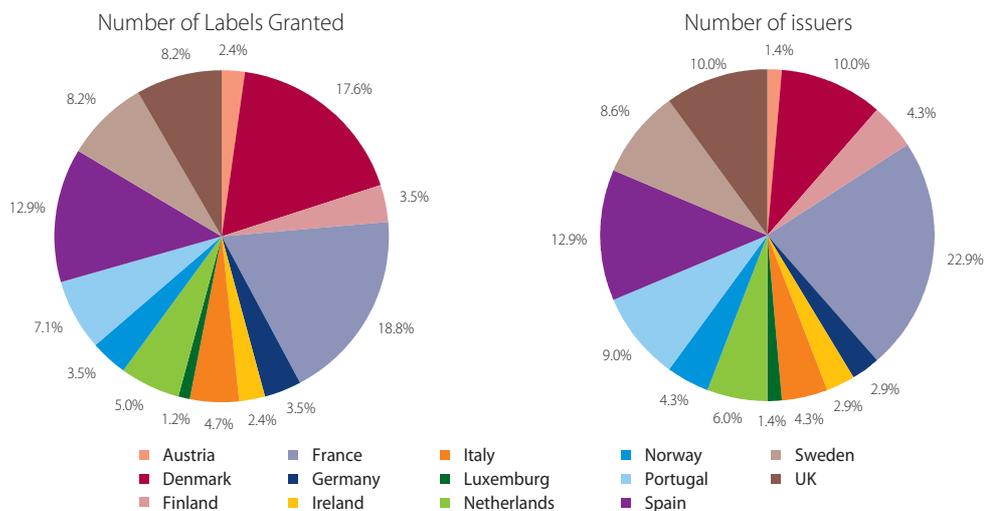
Chart 9 Moody's TPI Leeway distribution (in %)



Source: BayernLB Research.



Chart 10 Covered Bond Label statistics



Source: www.coveredbondlabel.com

14 http://ec.europa.eu/internal_market/finances/financing-growth/long-term/index_en.htm

15 According to Credit Agricole, highest negative net issuance in 2014 are expected in Spain (€-34 billion), Germany (€-16,6 billion) and France (€-13,4 billion).

16 For example: EBA proposal to include covered bonds in the first level of assets accepted based on Liquidity Coverage Ratio, exclusion of covered bonds from bail-in and general appreciation of collateralized bonds in regulation.

granted to covered bond programmes which meet specific criteria, such as a commitment by the issuer to regular and increased transparency, strong safeguards provided by dedicated national covered bond legislation, the public regulation and supervision of both the issuing credit institution and the cover pool, and compliance with the requirements of Article 52(4) of the UCITS Directive. The objectives of the initiative are the enhancement of the regulatory recognition and trust in covered bonds, the development of the existing high standards and quality of the asset class and higher transparency and liquidity of the product.

This initiative was concluded during 2012 and the Label website, where information on programmes and issuers is centralised, became fully operational in January 2013. The Label opened for registrations in mid-2013 and as of November 2013 there were a total of 85 labels (cover pools) have been granted to 70 issuers in 14 countries. The initiative has evolved significantly since its start. As a result, 4,000 bonds are now registered on the Label website amounting to more than €1.42 trillion, which represents approximately 58% of total EU-28 amount outstanding or 53% of the worldwide total. Geographical concentration is significant, as only 5 jurisdictions (Spain, Denmark, France, Sweden, the United Kingdom) account for 80% of the total labelled volume (see Chart 10).

The Label is a private initiative to protect the covered bond product against further dilution by new collateral types, new structures and jurisdictions. Nevertheless, it has to be further developed and accepted by market participants. The initiative is a first action to provide for more transparency in covered bond markets, improved market discipline for issuers and facilitating credit analysis for investors, although further work in terms

of harmonization of national transparency templates seems necessary. Its self-certification feature implies that a certain time is needed for the Label to be recognized by the market, including its role as a potential pricing factor, and thus gain credibility. As a recent development, the ECBC has just proposed the Label Committee to amend the current Label Convention in order to align it with Article 129 of the Capital Requirements Directives, following the recommendations by the EBA and ECB.

CONCLUSION

The covered bond market is very important segment as it is used to refinance loans to private and public sectors. This crucial role was also highlighted by the European Commission in its Green paper¹⁴ published on 25th March 2013. Deleveraging of banks and the decline in new credit agreements on the one hand, and diversification of long-term financing tools, on the other hand, were mentioned as the main points in this paper. The slump in new loans was reflected in the negative net issuance of covered bonds this year. Additionally, non-standard measures like LTRO's have provided medium-term funding at lower cost reducing the incentive to raise funds through publicly issued covered bonds. The temporary shutdown of covered bond markets in peripheral countries during the worst stage of the sovereign crisis caused an increase in the amount of covered bonds retained, but the improvement of market conditions enabled markets to reopen in 2012/13. Lower issuance¹⁵ and sufficient ECB funding were both reflected in falling swap spreads, and with regulatory support¹⁶ the market expects this trend to persist. A very positive signal for the covered bond market is the growing number of approved legislative frameworks and new issuers coming to the market.



Predikcie finančných kríz s využitím metód finančnej ekonometrie

(zhrnutie dizertačnej práce)

Marek Káčer¹

S finančnými krízami sú spojené vysoké spoločenské, ekonomické a v konečnom dôsledku aj politické náklady, preto zástupcovia akademickej sféry, ale aj politici a subjekty hospodárskej politiky hľadajú odpovede na otázku, ako sa takýmto krízam vyhnúť a tiež ako ich možno predvídať. Aj keď v literatúre nenájdeme jednoznačné stanovisko, pokiaľ ide o definíciu finančnej krízy či jej príčiny, mnohé finančné krízy sú spojené s prasknutím bubliny v cenách aktív. Model, ktorý má schopnosť odhadnúť pravdepodobnosť prasknutia finančnej bubliny, by preto mohol byť vhodným nástrojom na včasné varovanie pred krízou s cieľom vyhnúť sa jej prepuknutiu alebo aspoň zmierniť jej následky.

Tento príspevok, ktorý predstavuje model vyvinutý v rámci riešenia dizertačnej práce na tému Predikcia finančných kríz pomocou metód finančnej ekonometrie, má nasledujúcu štruktúru: v prvej časti predstavíme hlavné práce, ktoré tvoria jadro teórie finančných bublín, spomenieme rôzne definície finančnej bubliny a nakoniec priblížime modelové prístupy k tomuto fenoménu. Druhá časť je venovaná cieľom a metodike práce. Sú tu podrobnejšie opísané ciele, ale aj jednotlivé kroky, ktorými sme sa prepracovali k funkčnému modelu pravdepodobnosti prasknutia finančnej bubliny. Tretia časť hovorí jednak o dosiahnutých výsledkoch modelu, ale zároveň poukazuje na možné zlepšenia a rozšírenia modelu, ako aj na vzťah k jednej z hlavných hypotéz o finančných trhoch. V závere príspevku sú zhrnuté hlavné myšlienky a výsledky.

1. SÚČASNÝ STAV RIEŠENEJ PROBLEMATIKY

Teoretické pozadie dizertačnej práce tvorí prúd literatúry, v ktorom je prepuknutie finančnej krízy spojené s prasknutím finančnej bubliny. Tento teoretický prúd nie je jednoliaty a nie je ani zatiaľ uznávaný a klasifikovaný ako taký, predsa však v dielach autorov, ako napríklad Irving Fisher², Hyman Minsky³, Charles Kindleberger⁴ či Frederic Mishkin⁵, možno vidieť spoločnú myšlienku, ktorú s ohľadom na aktuálne okolnosti svojej doby aj postupne rozvíjajú. Podľa týchto autorov skutočné príčiny finančnej krízy spočívajú v kombinácii týchto skutočností: vysoká úroveň zadlženia ekonomických subjektov, špekulatívne investovanie do rastúceho trhu aktív, architektúra súčasného finančného systému a s ňou spojená jeho krehkosť. Za takýchto okolností prudký prepád na trhu aktív bude mať neblahé následky na celý finančný systém; takýto prepád zvykneme označovať súhrnným názvom prasknutie finančnej bubliny.

Názory na priame príčiny prasknutia finančných bublín sa rôznia, tieto príčiny sa delia na exogénne, pochádzajúce zvonku systému napríklad v podobe dôležitej správy, politickej udalosti, prírodnej

katastrofy či technickej inovácie, a na endogénne, čiže pochádzajúce zo samotného ekonomického systému, keď vzájomné vzťahy v danom inštitucionálnom prostredí na základe prevládajúceho sentimentu a pohnútok väčšiny ekonomických subjektov vedú najskôr k postupnému rastu a potom k následnému prasknutiu bubliny.

Definícia finančnej bubliny nie je v ekonomickej teórii pevne ustanovená. Intuitívne prijateľná definícia ako dlhodobu neudržateľnú odchýlku od fundamentálnej ceny pri empirickom výskume stroskotáva na koncepte fundamentálnej ceny⁶. Okrem tejto definície potom existuje definícia bubliny z empirického pohľadu⁷ – bublina sa tu definuje ako dlhšie obdobie rastu, po ktorom nasleduje prudký prepád. Takúto bublinu je možné definovať iba zo spätného pohľadu, dá sa však presne v súlade s ekonometrickým prístupom využiť na odhad parametrov modelu, ktorý je neskôr využiteľný aj na predikcie mimo vzorky. Ďalšou možnosťou definície bubliny je definícia na základe určitých vlastností, napríklad na základe explozívneho rastu; toto si však vyžaduje konkrétny podkladový model.

Snahy rôznych autorov modelovať finančné bubliny možno rozdeliť na tri skupiny. Jednu skupinu tvoria autori, ktorí využívajú koncept fundamentálnej ceny a väčšinou ekonometrické metódy. Medzi tieto modely patrí model racionálnej⁸, ale aj periodicky kolabujúcej bubliny⁹. Potom sú tu autori, ktorí definujú a následne modelujú bublinu na základe explozívneho rastu, tiež pomocou ekonometrických metód¹⁰. No a nakoniec sú tu úspešné snahy z komunity fyzikov opísať kritické javy na finančných trhoch nástrojmi a pojmami štatistickej fyziky v podobe logperiodického modelu¹¹.

2. CIELE A METODIKA PRÁCE

Hlavným cieľom dizertačnej práce bolo vytvoriť model pravdepodobnosti prasknutia finančnej bubliny. Keďže išlo o ekonometrický model, stanovené čiastkové ciele súviseli s fázami ekono-

- 1 Článok je zhrnutím dizertačnej práce s rovnakým názvom, za ktorú získal autor prvú cenu v súťaži o cenu guvernéra NBS pre študentov vysokých škôl za najlepšiu prácu v oblasti ekonomie. Dizertačná práca bola spracovaná na Katedre financií Národohospodárskej fakulty Ekonomickej univerzity v Bratislave pod vedením prof. Ing. Pavla Ochotníckeho, CSc., v rámci projektu VEGA č. 1/0845/11 Predikčné modely finančných kríz.
- 2 Fisher: *Debt-Deflation Theory of Great Depressions*, 1933.
- 3 Minsky: *The Financial Instability Hypothesis*, 1992.
- 4 Kindleberger – Aliber: *Manias, Panics and Crashes*, 2005.
- 5 Mishkin: *Anatomy of a Financial Crisis*, 1991.
- 6 Stiglitz: *Symposium on Bubbles*, 1990, prípadne Gurkaynak: *Econometric tests of asset price bubbles: taking stock*, 2005.
- 7 Pozri napr. Kindleberger – Aliber: *Manias, Panics and Crashes*, 2005, str. 26, prípadne Brunnermeier: *Bubbles*, 2008.
- 8 Blanchard – Watson: *Bubbles, Rational Expectations...*, 1982.
- 9 van Norden – Schaller: *Speculative Behaviour...*, 1993, van Norden: *Regime Switching as a Test for Exchange Rate Bubbles*, 1996, Brooks – Katsaris: *Forecasting the Collapse...*, 2002.
- 10 Phillips et al.: *Explosive Behavior...*, 2007 a Phillips – Yu: *Dating timeline...*, 2009.
- 11 Pozri napr. výborný prehľad Geraskin – Fantazzini: *Everything You Always Wanted to Know...*, 2010.



- 12 van Norden – Schaller: *Speculative Behaviour...*, 1993.
- 13 Brooks – Katsaris: *Forecasting the Collapse...*, 2002.
- 14 Baker – Stein: *Market liquidity as a sentiment indicator, 2001* alebo Li et al.: *Market Crashes and Investor Sentiment*, 2008.
- 15 Brooks – Katsaris: *Forecasting the Collapse...*, 2002.
- 16 Li et al.: *Market Crashes and Investor Sentiment*, 2008.

metrického modelovania, t. j. s konštrukciou, kvantifikáciou, verifikáciou a aplikáciou ekonometrického modelu.

V prvom rade bolo potrebné vybrať finančné časové rady na hľadanie bublín a modelovanie pravdepodobnosti ich prasknutia. Bol vybratý akciový trh, pretože udalosti na akciovom trhu bývaajú predzvestou udalostí v reálnej ekonomike, ale tiež práve akciový trh je niekedy slabým miestom ekonomiky, kde sa vyvinie bublina, ktorej prasknutie býva spúšťačom finančnej krízy.

Spomedzi rôznych akcií a indexov sme sa rozhodli pre prácu s časovým radom hlavného akciového indexu v danej krajine. V USA to bol Dow Jones Industrial Average (DJI), pretože sú k dispozícii údaje za relatívne dlhé časové obdobie, a v Hongkongu Hang Seng Index (HSI), pretože tento index je známy svojimi relatívne častými bublinovými epizódami. Údaje sme čerpali zo stránky finance.yahoo.com.

Vzhľadom na potrebu použitia metód finančnej ekonometrie na odhad pravdepodobnosti prasknutia finančnej bubliny sme si zvolili prácu s dennými údajmi. Pri takejto frekvencii síce nie sú dostupné fundamentálne veličiny ako vysvetľujúce premenné, no na druhej strane práve tu môžu vyniknúť metódy finančnej ekonometrie, ktorá pre nedostatok fundamentálnych vysvetľovacích premenných bola nútená vyvinúť modely a metódy, ktorých účelom nie je ani tak overovať ekonomické teórie, ale skôr objavovať vo vývoji finančných časových radov isté zákonitosti, ktoré sa potom využijú na tvorbu predpovedí.

Čo sa týka výberu vysvetľovanej premennej, spomedzi troch možných prístupov k fenoménu finančnej bubliny sme sa rozhodli pre prácu s empirickou definíciou bubliny. Takúto bublinu síce možno identifikovať až zo spätného pohľadu, netreba však použiť špecifický model fundamentálnej ceny a definícia je zároveň dostatočne všeobecná. Takisto algoritmické použitie takto definovanej bubliny je relatívne jednoduché.

Pôvodne sme síce zamýšľali pracovať s konceptom fundamentálnej ceny, pretože takýto prístup je intuitívne veľmi príťažlivý, pri praktickom použití však naráža na to, že fundamentálna cena nie je pozorovateľná. Modely pracujúce s konceptom fundamentálnej ceny neprinášajú jednoznačné výsledky, všetko totiž závisí od zvoleného podkladového modelu. Preto sme od tejto myšlienky v priebehu spracovania práce upustili.

Vysvetľujúce premenné sme v prvom kroku vybrali z prác iných autorov. Použili sme všetky premenné, s ktorými sme sa stretli pri štúdiu literatúry a ktoré priamo vystupovali vo funkcii pravdepodobnosti prasknutia finančnej bubliny. Okrem nich sme použili aj tie, ktoré sa spájajú s predikovateľnosťou finančných časových radov. V druhom kroku sme k uvedeným premenným doplnili ďalšie na základe jednoduchých logických súvislostí. Oprávnenosť ich zaradenia do modelu sa overila pri testovaní štatistickej významnosti zodpovedajúcich parametrov, ale aj pri overovaní ich ekonomickej interpretovateľnosti. Celkovo

bolo v modeli deväť vysvetľujúcich premenných, ktoré možno zaradiť do blokov cena, sentiment, explozivita a pamäť.

Prvá skupina potenciálnych vysvetľujúcich premenných súvisí s cenou. Najprv je to, samozrejme, cena, presnejšie upravená uzatváracia cena. Vyplýva to z jednoduchej analógie, že čím väčšia bublina, tým väčšia pravdepodobnosť, že praskne. Ak totiž rozmyšľáme o bubline ako o odchýlke od fundamentálnej hodnoty aktíva, potom čím väčšia je táto odchýlka, tým neudržateľnejšia je takáto situácia. Podľa modelu racionálnej bubliny cena musí neustále rásť, a preto je len otázkou času, kedy investori narazia na svoje rozpočtové ohraničenie. Cenu ako premennú ovplyvňujúcu pravdepodobnosť prasknutia použili van Norden a Schaller¹² v modeli periodicky kolabujúcej bubliny a rovnako urobil aj Brooks s kolegami¹³, pričom v oboch prípadoch sa pozitívna závislosť ukázala ako štatisticky významná. Popri cene sme doplnili aj nadmernú cenu definovanú ako odchýlka od ročného priemeru.

Potom sme považovali za dôležité zahrnúť do modelu aj premenné, ktoré môžu slúžiť ako pomocné premenné na kvantifikovanie nálady investorov. Likvidita trhu odrážajúca sa okrem iného aj v objeme obchodovania je vnímaná ako indikátor investorského sentimentu v prácach viacerých autorov¹⁴. Brooks a Katsaris¹⁵ používajú nadmerný objem ako vysvetľujúcu premennú, ktorá ovplyvňuje pravdepodobnosť prasknutia finančnej bubliny. Vysvetľujú aj pravdepodobný mechanizmus, ako nadmerný objem ovplyvňuje správanie investorov. Podľa nich totiž táto veličina poskytuje investorom informáciu o tom, čo si trh myslí o budúcnosti bubliny. Keďže všetci investori majú prístup k informáciám o objeme obchodovania v minulosti, neobvyklé zvýšenie objemu vnímajú ako snahu ostatných účastníkov trhu zbaviť sa nadhodnoteného aktíva, a preto sa ho usilujú rýchlo zbaviť aj oni. Toto v konečnom dôsledku spôsobí prasknutie bubliny. Vo vzťahu k objemu bol v modeli použitý objem obchodovania, ako aj odchýlka od ročného priemeru. Medzi premenné, v ktorých sa odráža nálada účastníkov trhu, patrí aj rozdiel medzi denným maximom a denným minimom. Túto premennú použili napríklad Li et al.¹⁶, preto bola využitá aj v tejto práci.

Ako ďalšie vysvetľujúce premenné boli do modelu zaradené indikátory explozivít. V práci je poukazané na to, ako spolu súvisia exponenciálny rast a racionálna bublina. Odhalenie prítomnosti explozívneho procesu vo vývoji aktíva preto môže byť za istých okolností dôkazom prítomnosti bubliny. Explozivitu meriame štatistikou rozšíreného Dickeyovho-Fullerovho testu vo vzorke za posledný rok. Okrem explozivít v cenách sme zaradili aj explozivitu v objemoch.

Posledná skupina potenciálnych vysvetľujúcich premenných súvisí s pamäťou časového radu. Viaceré práce zaoberajúce sa problematikou testovania dlhej pamäti časového radu argumentujú, že nájdenie znakov dlhej pamäti je synonymom pre predikovateľnosť časového radu. Preto sme do



modelu medzi vysvetľujúce premenné zaradili aj Hurstov exponent z výnosov počítaný za posledný rok ako štatistiku využívanú pri testovaní dlhkej pamäti časového radu. Poslednou premennou medzi vysvetľujúcimi premennými je krátka pamäť časového radu meraná autoregresným parametrom prvého rádu vo výnosoch.

Čo sa týka výberu typu modelu, ako alternatívu lineárneho pravdepodobnostného modelu sme použili probit a logit. Cieľom bolo potom vytvoriť taký predikčný model, v ktorom nás v prvom rade zaujímal, ako možno na základe informácií, ktoré sú dostupné dnes, modelovať pravdepodobnosť prasknutia finančnej bubliny. Inými slovami, aká je pravdepodobnosť toho, že v priebehu konkrétne určenej počtu dní bude nasledovať výrazný pokles. Miera tohto poklesu, dĺžka obdobia rastu pred dosiahnutím vrcholu a obdobie, počas ktorého musí nastať prudký pokles, boli stanovené ako základné parametre empiricky definovanej bubliny.

Presnosť modelov, ako aj kvalita predikcie boli posúdené na základe viacerých jednoduchých číselných kritérií. Popri bežne používaných kritériách typu pseudo- R^2 sme doplnili dve vlastné, z ktorých si osobitnú pozornosť zaslúži tzv. tradin-gové kritérium, ktoré vlastne zobrazuje výsledok jednoduchých stratégie obchodovania na základe signálov vyslaných modelom. Jednotlivé kritériá boli prepočítavané pre rôzne prahové úrovne hranice. Uvedené kritériá posudzovania presnosti modelov boli doplnené grafickým zhodnotením, ktoré považujeme za vhodný doplnok štatistických metód. Všetky výpočty sa robili v ekonometrickom softvéri EViews 7. Pre urýchlenie a automatizáciu výpočtov boli v tomto softvéri napísané vhodné programy.

3. VÝSLEDKY PRÁCE

Nosnou časťou aplikácie časti dizertačnej práce bolo modelovanie pravdepodobnosti prasknutia finančnej bubliny. Pre oba časové rady sme použili identický typ modelu, rozdiel bol v konštrukcii vysvetľovanej premennej, ktorý bol daný odlišným priebehom časových radov a odlišnou štruktúrou prepadu vo fáze prasknutia finančnej bubliny. Výsledky modelov boli hodnotené v troch častiach. Prvou časťou hodnotenia bolo vyhodnotenie štatistickej významnosti vysvetľujúcich premenných spolu s ich teoretickou interpretovateľnosťou. Druhou časťou hodnotenia bolo posúdenie toho, do akej miery modely vystihujú priebeh vysvetľovanej premennej vnútri odhadovanej vzorky. Tretou časťou hodnotenia bolo otestovanie predikčných schopností modelov mimo vzorky, čo považujeme za dôležitú súčasť testovania ktoréhokoľvek modelu, ktorý sa má prakticky použiť.

Model pre HSI (Hang Seng Index) obstál dobre vo všetkých troch etapách. Pre krátkosť časového radu pre objemy sa nemohli použiť vysvetľujúce premenné, ktoré na svoj výpočet potrebujú objem. Ako dôležité premenné pre modelovanie pravdepodobnosti prasknutia sa ukázali byť cena, ukazovateľ explozivity v cenách, ako aj autore-

gresný parameter výnosov. Znamená to, že vývoj indexu HSI krátko pred prasknutím bubliny vykazuje explozívny vývoj. Takýto vývoj je hlavnou časťou modelu racionálnej bubliny. To znamená, že investori sú si vedomí bublinového vývoja, ale buď očakávajú, že takýto vývoj bude pokračovať, alebo síce počítajú s tým, že bublina raz praskne, ale veria, že ešte predtým dokážu predať aktívum niekomu inému. V každom prípade za držbu rizikového aktíva očakávajú zodpovedajúcu prémii, ktorá sa odráža v exponenciálnom vzostupe ceny. Keď sa trh dostane do neudržateľného pásma, ktoré je charakteristické stále sa zvyšujúcou cenou, z ktorej vyplýva pozitívna autokorelácia medzi výnosmi, pravdepodobnosť prasknutia sa stále zväčšuje, až bublina nakoniec praskne. Pády tohto indexu sú rýchle, prudké, hlboké a nastávajú takmer okamžite po dosiahnutí vrcholu bubliny. Domnievame sa, že model je vhodný pre trh, prípadne pre aktívum s takýmito vlastnosťami. Model dáta dobre popisuje a zároveň jeho prognostické schopnosti mimo vzorky sú veľmi dobré.

Model pre DJI (Dow Jones Industrial Average) určite obstál dobre v prvej časti prvej etapy, t. j. ukázala sa štatistická významnosť niektorých dôležitých parametrov ako ceny, nadmernej ceny, objemu, nadmerného objemu, explozivity v cenách aj v objemoch a dlhkej pamäti. Druhá časť prvej etapy priniesla niektoré na prvý pohľad nečakané výsledky, ktoré však po hlbšom zhodnotení a zohľadnení ďalších súvislostí priniesli lepšie pochopenie vývoja tohto akciového indexu a z viacerých strán potvrdili v podstate to isté – z istých dôvodov, ktoré sme v tejto práci nemali ambíciu zisťovať, vývoj prasknutia bubliny na DJI podlieha iným zákonitostiam ako pri indexe HSI.

Prvým nečakaným výsledkom bola negatívna závislosť od ceny. Toto zistenie však treba vnímať v spojitosti s ďalšou zistenou závislosťou, a tou je pozitívna závislosť od nadmernej ceny. Vzhľadom na veľkosti oboch parametrov je celková závislosť pravdepodobnosti prasknutia bubliny od ceny kladná.

Ďalšou zistenou skutočnosťou, ktorá bola v rozpore s očakávaním, je negatívna závislosť od objemu, ako aj od nadmerného objemu. To by naznačovalo, že DJI prudko padá vtedy, keď veľkosť objemu, ako aj nadmerného objemu klesá. Ako s tým potom súvisí kladná závislosť od explozivity v objemoch? Samotná kladná závislosť od explozivity je v poriadku, to je presne to, čo očakávame, no ako sa to dá zmysluplne spojiť s negatívnou závislosťou od objemu a nadmerného objemu? Ukazovateľ explozivity je vlastne t -štatistika autoregresného parametra objemu prvého rádu (v rozšírenom DF teste aj s očistením od vplyvu od ďalších možných autoregresných závislostí), je to vlastne podiel hodnoty tohto parametra a jeho smerodajnej odchýlky. Pri klesajúcom objeme aj klesajúcom nadmernom objeme tento parameter zrejme bude menší než jedna, preto o explozivitě nemôže byť ani reči. Jediným spôsobom, ako sa môže táto štatistika zvýšiť, je potom znižovanie

**Použitá literatúra:**

1. BAKER, M. – STEIN, J.: Market liquidity as a sentiment indicator. 2001. In Harvard Business School Working Paper.
2. BLANCHARD, O. J. – WATSON, M. W.: Bubbles, Rational Expectations and Speculative Markets. In NBER Working Paper Series, Working Paper No. 945, 1982, pp. 1-30.
3. BROOKS, CH. – KATSARIS, A.: Forecasting the Collapse of Speculative Bubbles: An Empirical Investigation of the S&P 500 Composite Index. In ICMA Centre Discussion Papers in Finance 2002-04, s. 1-40.
4. FISHER, I.: The Debt Deflation Theory of Great Depressions. In *Econometrica* 1: 337-357, 1933.
5. GERASKIN, P. – FANTAZZINI, D.: Everything You Always Wanted to Know About Log Periodic Power Laws for Bubble Modelling But Were Afraid to Ask. In *European Journal of Finance*, Taylor and Francis Journals, vol. 19(5), p. 366-391.
6. KINDLEBERGER, CH. P. – ALIBER, R. Z.: Manias, Panics and Crashes, A History of Financial Crises. Palgrave Macmillan, New York. 2005. ISBN 978-1-4039-3651-6.
7. LI, CH. A., – HSU, A. CH. – LEY, H. J.: Market Crashes and Investor Sentiment: The Case of Taiwan. 2008. In *Journal of International Management Studies*, February 2008, p. 275-283.
8. MINSKY, H. P.: The Financial Instability Hypothesis. In *Jerome Levy Economics Institute of Bard College Working Paper No. 74*. 1992.
9. MISHKIN, F. S.: Anatomy of a Financial Crisis. In NBER Working Paper No. 3934, 1991.
10. PHILLIPS, P. C. B. – WU, Y. – YU, J.: Explosive Behavior in the 1990s NASDAQ: When did the Exuberance Escalate Asset Values? HKIMR Working Paper No.22/2007.
11. PHILLIPS, P. C. B. – YU, J.: Dating the Timeline of Financial Bubbles During the Subprime Crisis. In *Singapore Management University, School of Economics Working Papers* 18-2009.
12. SHATLAND, E.S. – SHATLAND, T.: Early Detection of Epidemic Outbreaks and Financial Bubbles Using Autoregressive Models With Structural Changes. 2008. In *NESUG'21 Proceedings, Paper SA19, NorthEast SAS® Users Group, Inc.*
13. SORNETTE, D. – JOHANSEN, A.: Significance of log-periodic precursors to financial crashes. In *Quantitative Finance* 1 (4), 2001. s. 452-471.
14. STIGLITZ, J. E.: Symposium on Bubbles. In *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 4, No. 2 (1990), s. 13-18.
15. VAN NORDEN, S. – SCHALLER, H.: Speculative Behaviour, Regime-Switching, and Stock Market Fundamentals. In Working Paper No. 93- 2. 1993. Bank of Canada.
16. VAN NORDEN, S.: Regime Switching as a Test for Exchange Rate Bubbles. In *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 11, No. 3 (May – June, 1996), pp. 219-251.

smerodajnej odchýlky, v tomto kontexte zrejme stabilizácia objemu obchodov. Čiže aj táto skutočnosť sa dá logicky vysvetliť špecifikami DJI.

Pokračovaním prevapivých skutočností je negatívna závislosť od explozivity v cenách. V súlade s predchádzajúcim vysvetlením však aj toto vieme vysvetliť jednoducho tak, že v prípade DJI cena indexu pred pádom začína kolísať, čoho dôsledkom je aj zväčšovanie smerodajnej odchýlky autoregresného parametra. Takto potom negatívna závislosť od explozivity v cenách pomáha vysvetliť priebeh prasknutia bubliny.

Negatívnu závislosť od Hurstovho exponentu sme očakávali a je to zároveň v súlade so zisteniami iných autorov. V skutočnosti je to tiež iba potvrdenie faktu, že DJI po období vzostupu ceny nepadá bezprostredne a prudko dole, ale pádu predchádza isté obdobie neistoty na trhu spojené s kolísaním ceny.

Druhá etapa hodnotenia modelov spočívala v posúdení toho, ako dobre modelovaná pravdepodobnosť vystihuje realitu. V tomto hodnotení model pre HSI obstál veľmi dobre. Pri vizuálnom hodnotení modelovaná pravdepodobnosť dosahuje ľahko identifikovateľné maximá v bodoch, ktoré sa zhodujú s vrcholmi bubliny. Model pre DJI toto nedokázal. Číselné kritériá modelov potom túto skutočnosť vyjadrovali numericky v podobe dobrej schopnosti modelu pre HSI identifikovať jednotky a nuly vo vysvetľovanej premennej, rovnako aj tradingové kritérium. Podobná situácia bola aj v tretej etape hodnotenia pri predikcii mimo vzorky.

Vzhľadom na vyššie uvedené skutočnosti možno konštatovať, že takto koncipovaný model je vhodný pre aktíva, ktorých prasknutie nasleduje bezprostredne po období rastu bez medziobdobia sprevádzaného kolísaním ceny. Rast ceny v období nafukovania bubliny je totiž sprevádzaný explozívnym správaním ceny a ak pád nasleduje bezprostredne po takomto raste, potom explozívne správanie v kombinácii s ďalšími ukazovateľmi, ako je cena, nadmerná cena, prípadne nejaká forma investorského sentimentu alebo pamäti dokážu relatívne spoľahlivo predikovať blížiaci sa pád.

Čo sa týka širšie postaveného modelu predikcie finančných kríz, model vyvinutý v dizertačnej práci v prípade potvrdenia jeho širšej platnosti môže slúžiť ako jeden z kvantitatívnych analytických nástrojov. Pre vyvážený predpoveď je v oblasti ekonomiky a finančných trhov vždy vhodné závery akéhokoľvek modelu doplniť aj inými me-

tódami, prípadne expertnými odhadmi. Metódy, ktoré ponúka finančná ekonometria, sú v tomto ohľade predsa len obmedzené. V zmysle ekonometrického prístupu náš model používa na kalibráciu svojich parametrov údaje z minulosti a tak vlastne stavia na implicitnom predpoklade, že podobné vzťahy budú platiť aj budúcnosti. Treba si však uvedomiť, že v tom spočíva podstata ekonometrického prístupu a ani finančná ekonometria v tomto ohľade nemôže ponúknuť viac.

Vo vzťahu k hypotéze efektívnych trhov a celkovo k predikovateľnosti finančných časových radov možno konštatovať, že sa konkrétne ukázalo, že na indexe HSI existujú obdobia pred prasknutím bubliny, ktoré model dokázal identifikovať a aj hypoteticky z nich profitovať pomocou veľmi jednoduchého obchodnej stratégie. Je pravda, že pri tejto stratégii sa nebrali do úvahy záležitosti ako rozdiel medzi nákupnou a predajnou cenou, prípadné obmedzenia predajov nakrátko či skutočná likvidita a dopyt na trhu, no aj napriek tomu sa ukázalo, že v istých obdobiach pri použití informácií o vývoji cien a výnosov z minulosti je možné dosahovať zisk, čiže trh v týchto obdobiach nie je efektívny ani v slabej forme.

ZÁVER

Hlavnou časťou dizertačnej práce bolo vytvorenie modelu pravdepodobnosti prasknutia finančnej bubliny. Tieto modely boli vytvorené pre akciové indexy HSI a DJI. Ako vysvetľujúce premenné sa použili premenné, ktoré možno zaradiť do blokov cena, sentiment, explozivita a pamäť. Výsledné modely sa posudzovali z hľadiska štatistickej významnosti aj ekonomickej interpretovateľnosti. Na základe viacerých kritérií sa takisto posudzovala schopnosť modelov vysvetliť skutočné údaje. Dôležitou časťou bolo otestovanie predikčných vlastností mimo vzorky.

S navrhnutým modelom možno ďalej pracovať a za predpokladu širšieho overenia a doladenia môže slúžiť ako jeden z analytických nástrojov širšie koncipovaného systému na prevenciu a predikciu finančných kríz. Výsledky práce naznačili, že finančná ekonometria disponuje nástrojmi použiteľnými na predikciu rizík vzniku finančných kríz.

Za hlavné príspevky dizertačnej práce považujeme modelovanie pravdepodobnosti prasknutia finančnej bubliny pomocou modelu probit a logit bez potreby modelovania fundamentálnej ceny, ako aj použitie explozivity a indikátora dlhej pamäti časového radu ako vysvetľujúcich premených v tomto modeli.



Dynamic Portfolio Optimization During Financial Crisis Using Daily Data and High-frequency Data

PhDr. František Čech¹

Institute of Economic Studies, Faculty of Social Sciences, Charles University in Prague

Our work focuses on variance-covariance matrix modeling and forecasting. Majority of existing research evaluates covariance forecasts by statistical criteria. Our main contribution is economic comparison of parametric and non-parametric approaches of covariance matrix modeling. Parametric approach relies on RiskMetrics and Dynamic Conditional Correlation GARCH models that are applied on daily data. In the second approach, estimates of variance-covariance matrix are directly obtained from the high-frequency data by non-parametric techniques Realized Covariation and Multivariate Realized Kernels. These estimates are further modeled by Heterogeneous and Wishart Autoregression. Moreover, our contribution arises from the use of dataset that covers period of financial crisis. Portfolio of assets that is dynamically optimized consists of two highly liquid assets – Light Crude NYMEX and Gold COMEX, and of European asset represented by DAX index. Forecast evaluation results indicate better economic performance of models estimated on daily data. However, we found out that data synchronization procedure is the main driver of the results.

MOTIVATION

Volatility modeling is one of the key issues in the area of financial econometrics. The risk of individual financial instruments is crucial for asset pricing, portfolio selection and risk management. Besides volatility of individual assets knowledge of covariance and correlation structure is of great importance. Accurate forecasts of variance-covariance matrices are particularly important in asset allocation and portfolio management.

Nature of the financial data with dependencies in higher moments of the daily return series motivated the work of Nobel laureate Robert Engle and later Tim Bollerslev. They have developed a new family of parametric univariate conditionally heteroscedastic models represented by widely used Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (GARCH). In the late eighties and nineties numerous multivariate extensions of the GARCH were created. Among all of them let us mention Constant Conditional Correlation GARCH of Bollerslev (1990) further generalized by Engle (2002) into Dynamic Conditional Correlation GARCH. Multivariate GARCH (MGARCH) models are popular in the literature although they suffer from curse of dimensionality problem.

Increased availability of high-frequency data in the last decade resulted in development of the new non-parametric approach of treating volatility, which is an interesting alternative to traditional MGARCH models. Model-free estimator called Realized Volatility that makes volatility observable is proposed in Andersen et al. (2001). Most influential works providing rigorous theoretical background of the concept of realized volatility is Andersen et al. (2003) and Barndorff-

Nielsen & Shephard (2004). In Barndorff-Nielsen & Shephard (2004) theory of realized volatility is completed with Realized Covariation. Estimates of variance-covariance matrix that are obtained by realized covariation method do not have to be necessarily positive semi-definite due to market microstructure noise. Therefore Barndorff-Nielsen et al. (2011) introduced Multivariate Realized Kernels estimator guaranteeing the positive semi-definiteness of the variance-covariance matrix.

Once the covariance matrix is estimated from the high-frequency data it needs to be further modeled. There is still ongoing research dedicated to the entire covariance matrices modeling. From the already established methods let us mention Wishart Autoregression of Gouriéroux et al. (2009) with numerous extensions presented in Bonato et al. (2009) and Bonato et al. (2012). The use of Cholesky factors further estimated by Vector Autoregressive Fractionally Integrated Moving Average, Heterogeneous Autoregression or Wishart Autoregression combined with Heterogeneous Autoregression can be found in Chiriac & Voev (2011).

Selection of the assets included in the portfolio that is dynamically optimized is crucial for empirical work. Majority of researchers (Andersen et al. (2003), Bonato et al. (2009), Chiriac & Voev (2011) among others) concentrate on instruments traded mostly on the United States market (S&P 500 index or U.S. treasury bills) and evaluate forecasting performance generally by statistical criteria. However, our main contribution is that we include the European asset in portfolio in order to meet the perspective of European investor whose portfolio includes not only world's most traded assets

¹ Článok je zhrnutím diplomovej práce s rovnakým názvom, za ktorú získal autor druhú cenu v súťaži o cenu guvernéra NBS pre študentov vysokých škôl za najlepšiu prácu v oblasti ekonómie.



Bibliography

- ANDERSEN, T.G., BOLLERSLEV, T. & DIEBOLD, F.X. (2005): "Roughing it up: Including Jump Components in the Measurement, Modeling and Forecasting of Return Volatility." *NBER Working Paper Series*, (11775).
- ANDERSEN, T.G., BOLLERSLEV, T., DIEBOLD, F.X. & LABYS, P. (2001): "The Distribution of Realized Exchange Rate Volatility." *Journal of the American Statistical Association*.
- ANDERSEN, T.G., BOLLERSLEV, T., DIEBOLD, F.X. & LABYS, P. (2003) "Modeling and Forecasting Realized Volatility." *Econometrica*, Vol. 71(2), pp. 579-625.
- ANDERSEN, T.G., BOLLERSLEV, T., CHRISTOFFERSEN, P. & DIEBOLD, F.X. (2007): "Practical Volatility and Correlation Modeling for Financial Market Risk Management." In Carey, M. & Stulz, R.M. *The Risks of Financial Institutions*. University of Chicago Press, pp. 513-548.
- BACK, K. (1991): "Asset pricing for general processes." *Journal of Mathematical Economics*, pp. 371-395.
- BARNDORFF-NIELSEN, O.E., HANSEN, P.R., LUNDE, A. & SHEPHARD, N. (2011): "Multivariate realised kernels: Consistent positive semi-definite estimators of the covariation of equity prices with noise and non-synchronous trading." *Journal of Econometrics*, 162(2), pp. 149-169.
- BARNDORFF-NIELSEN, O.E. & SHEPHARD, N. (2004): "Econometric Analysis of Realized Covariation: High Frequency Based Covariance, Regression, and Correlation in Financial Economics." *Econometrica*, 72(3), pp. 885-925.
- BAUWENS, L., LAURENT, S. & ROMBOUST, F. (2006): "Multivariate GARCH models: A Survey." *Journal of Applied Econometrics*, 21, pp. 79-109.
- BOLLERSLEV, T. (1986): "Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity." *Journal of Econometrics*, 31, pp. 307-327.
- BOLLERSLEV, T. (1990): "Modelling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized Arch Model." *The Review of Economics and Statistics*, 72(3), pp. 498-505.
- BONATO, M. (2009): "Estimating the degrees of freedom of the Realized Volatility Wishart Autoregressive model." *Working paper*.
- BONATO, M., CAPORIN, M. & RANALDO, A. (2009): "Forecasting realized (co)variances with a block structure Wishart autoregressive model." *Working paper*.
- BONATO, M., CAPORIN, M. & RANALDO, A. (2012): "Risk spillovers in international equity portfolios." *Swiss National Bank Working Papers*, 2012.
- BROWN, A. (2008): "Private Profits and Socialized Risk – Countepoint: Capital Inadequacy." *Global Association of Risk Professionals*, (42), pp. 19-26.
- CORSI, F. (2009): "A Simple Approximate Long-Memory Model of Realized Volatility." *Journal of Financial Econometrics*, 7(2), p. 174-196.

but also the local one. Furthermore, we evaluate covariance forecasts mostly by economic criteria. Economic performance of volatility forecasts is of great importance especially for financial practitioners because it provides direct financial evaluation of their decisions.

DATA AND METHODOLOGY

Portfolio of assets that is optimized consists of highly liquid commodity (Light Crude NYMEX), "safe haven" investment (Gold COMEX) and German stock index DAX. For the analysis we use 5-minutes closing prices from period July 8, 2003 to November 29, 2011. All data were obtained from the Tick Data.

In our work covariance matrix forecasts used for dynamic portfolio optimization are obtained from two "return as input" models represented by Exponentially Weighted Moving Average (RiskMetrics standards) and Dynamic Conditional Correlation (DCC) GARCH and four "covariance as input" models that include Heterogeneous Autoregression (HAR), Cholesky-Heterogeneous Autoregression (Cholesky-HAR), Wishart Autoregression (WAR) and diagonal Wishart Autoregression. Covariances used in second models group are calculated by Realized Volatility and Multivariate Realized Kernels approach. Moreover, we evaluate accuracy of covariance forecasts by one statistical, Root Mean Square Forecasting Error (RMSFE) and three economic criteria – Global Minimum Variance Portfolio (GMVP), Mean-Variance optimization of Markowitz and Value-at-Risk (VaR).

To study effects of financial crisis, the models are estimated on two sub-samples, representing period before crisis and during crisis, and full sample, covering period July 8, 2003 to November 29, 2011. The sub-samples are obtained by dividing whole dataset into two equal parts. Each period is further divided into in-sample and out-of-sample part. In-sample period lasts 713 days for all sub-samples. On the other hand out-of-sample period lasts 252 days which represents one year for before crisis and during crisis sub-sample. In case of full dataset, duration of out-of-sample period is 1 217 days. For estimation purposes the rolling window estimator of length 713 days is used.

DISCUSSION OF RESULTS

In our work we try to answer the following questions: Which model provide us with appropriate forecasts? Do we gain some advantages using more sophisticated models compared to simple ones? What kind of data are to be used in order to minimize the risk of the portfolio?

Overall performance

Forecasting performance of the RiskMetrics is the most stable one. From the Value-at-Risk perspective it is the only model with correctly specified risk level within all examined periods. Results of remaining evaluation methods show similar patterns for all periods, although they are not the best ones. The division into sub samples does not

affect performance of RiskMetrics much, making it applicable not only during the stable but also the volatile times.

Second representative of the return based models, DCC-GARCH, shows similar patterns for all evaluating methods except Value-at-Risk. From the RMSFE, GMVP and Mean-variance optimization point of view, DCC-GARCH substantially outperforms RiskMetrics and both WAR models during all the periods. Value-at-Risk performance of DCC-GARCH can be characterized as time dependant. In the short sample, financial crisis does not affect results much, while in the long one, crisis might be the reason of worse performance.

Description of results of covariance based models starts with Heterogeneous Autoregression. Performance of HAR is very similar for during crisis and full sample period. According to Value-at-Risk, model shows the best performance in during crisis period. The risk is specified correctly for both 95% and 99% VaRs. In case of before crisis and full sample period risk is underestimated. According to remaining forecasts evaluation methods, HAR is the model that outperformed almost all the other models.

Cholesky-HAR is the absolute winner if we take into account RMSFE, GMVP and Mean-variance optimization criteria. It also shows the best performance within all time periods. From the Value-at-Risk point of view, similar to HAR, the risk is correctly specified for during crisis period and underestimated in case of before crisis and full sample period.

Wishart Autoregressive model and diagonal Wishart Autoregressive model are the models with the worst forecasting performance. Although for diagonal WAR the lowest variance among all the models is achieved, the results are not conclusive – estimated degrees of freedom fall below minimum level where no density function is specified for the covariance distribution. Generally, WAR models show a bad performance independent on the time-period.

The last part of the section is dedicated to Realized Covariation and Multivariate Realized Kernels comparison. Differences in the performance of both methods are minor. According to results of the RMSFE, GMVP and Value-at-Risk comparisons both methods show similar performance. From the Mean-variance optimization point of view Multivariate Realized Kernels slightly outperform Realized Covariation. If both methods are compared across different time periods, results indicate that the performance of covariance estimates is not affected by financial crisis.

Results of our analysis partially correspond to results of Voev (2009) and Chiriac & Voev (2011) where the Cholesky-HAR shows good forecasting performance. On the other hand, DCC-GARCH was outperformed by diagonal and full WAR which is not in line with our results. In the work of Bonato et al. (2009) where a set of different WAR specifications and the DCC-GARCH are estimated, diagonal WAR outperforms the DCC-GARCH while



score of full WAR is the worse. Possible sources of differences in the results are the estimation time periods and the assets chosen for the purpose of analysis. In the above mentioned works, the period up to 2008 is considered for analysis while in our work financial crisis 2008/2009 is analyzed. Assets used in Voev (2009) and Chiriac & Voev (2011) include six S&P 500 constituents. Two currencies and two bonds are used in Bonato et al. (2009). Within both asset groups similar characteristics (mean, standard deviation ...) are observed for all assets while in our work data are much more volatile.

Simple or sophisticated model?

In an ideal world, the more sophisticated model we use, the better performance of the forecasts we get. However, situation in real world is more complicated and the previous statement might not be necessarily true. Easy interpretation and implementation with low time and computing demands speak in favour of simple models. On the other hand, more sophisticated models based on advanced economic and mathematical theory perform well during simulation studies. However, software implementation, difficult economic interpretation of the estimated parameters, high time and technology requirements are their major disadvantages.

Simple models presented in our work are Risk-Metrics, HAR and Cholesky-HAR. Except Cholesky-HAR, where the economic interpretation of the coefficient is ruled out by Cholesky decomposition, all above mentioned advantages can be found in the group. The major advantage is duration of the estimation and forecasting procedure. All results are obtained within a minute.

DCC-GARCH and both WAR specifications belong to sophisticated models group. The main disadvantage in case of DCC-GARCH and full WAR is their time-consumption. The rolling window estimation for period of 713 days estimated for 252 consecutive days can take more than half an hour. Diagonal WAR, restricted and simplified version of full WAR, reduce time necessary for estimation to the level of simple models. Another disadvantage of these models is their software implementation. To our best knowledge there is no software with directly implemented WAR models.

Besides covariance forecasting models, Realized Covariation and Multivariate Realized Kernels were used in the thesis. Realized Covariation can

be characterized as easy to implement technique with straightforward interpretation of the estimation procedure, although theory behind it requires deep mathematic knowledge. In contrast, implementation, interpretation of estimation procedure as well as theory of Multivariate Realized Kernels is rather complicated.

Final choice of preferred methods for obtaining covariance forecasts is complicated. It always depends on needs, requirements and limitations of individual investors.

Daily or High-frequency data?

The choice between daily and high-frequency data might be extremely difficult. The main advantage of daily data is that they are freely available and the major drawback is that the information about prices is limited and not suitable for intraday trading. On the other hand, high-frequency data provide us with more information and also the intraday trading is not a problem. Using high-frequency data for covariance forecasting is problematic when individual portfolio assets are traded during not fully overlapping hours. By synchronization of the dataset considerable amount of information might be lost resulting in poor performance of forecasts compared to daily data.

Concluding remarks

Our analysis shows that the performance of models highly depends on datasets and also on chosen assets. Here we present comments on the portfolio selection.

Assets included in the portfolio have to be chosen according to certain criteria. If the daily data are used for optimization, the most important thing we have to care for is similarity of the assets. The more similar assets are used, chance to obtain better results increases. By similarity of assets, the statistical properties like mean and standard deviation are meant. On the other hand, if assets from different risk levels are used (variances of the assets are significantly different), asset weights of global minimum variance portfolio are highest (more than 50 %) for the least risky one. It might happen that the entire portfolio consists of only one asset in an extreme case.

By using high-frequency data, besides similarity of assets, we have to add one more constraint. In order not to throw away significant amount of data by synchronization procedure, trading hours of all assets have to be (almost) the same.

- DELBAEN, F. & SCHACHERMAYER, W. (1994): "A general version of the fundamental theorem." In *Mathematische Annalen*. Springer-Verlag. pp. 463-520.
- ENGLE, R.F. (1982): "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation." *Econometrica*, 50(4), pp. 987-1007.
- ENGLE, R.F. (2002): "Dynamic Conditional Correlation – A Simple Class of Multivariate GARCH Models." *Forthcoming Journal of Business and Economic Statistics 2002*.
- ENGLE, R.F. & KRONER, K.F. (1995): "Multivariate Simultaneous Generalized Arch." *Econometric Theory*, 11(1), pp. 122-150.
- ENGLE, R.F. & SHEPPARD, K. (2001): "Theoretical and Empirical Properties of Dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH." *NBER Working Paper Series*, p. Working Paper 8554.
- GOURIEROUX, C., JASIAK, J. & SUFANA, R. (2009): "The Wishart Autoregressive process of multivariate stochastic volatility." *Journal of Econometrics*, 150, pp. 167-181.
- HAUTSCH, N. (2011): "Econometrics of Financial High-Frequency Data." Springer.
- CHIRIAC, R. & VOEV, V. (2011): "Modelling and Forecasting Multivariate Realized Volatility." *Journal of Applied Econometrics*, pp. 922-947.
- J.P.MORGAN & REUTERS (1996): "RiskMetrics™ – Technical Document." 4th ed.
- JORION, P. (2007): "Value at Risk: The New Benchmark for Managing Financial Risk." 3rd ed. McGraw-Hill.
- KEMPF, A. & MEMMEL, C. (2006): "Estimating the Global Minimum Variance Portfolio." *Schmalenbach Business Review*, 58, pp. 332-348.
- KUPIEC, P.H. (1995): "Techniques for Verifying the Accuracy of Risk Measurement Models." *The Journal of Derivatives*, pp. 73-84.
- MARKOWITZ, H. (1952): "Portfolio Selection." *The Journal of Finance*, 7(1), pp. 77-91.
- MERTON, R.C. (1972): "An Analytic Derivation of the Efficient Portfolio Frontier." *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 7(4), pp. 1851-1872.
- MÜLLER, U.A. et al. (1993): "Fractals and Intrinsic Time – A Challenge to Econometricians." In *International Conference of the Applied Econometrics Association (AEA), Real Time Econometrics – Submonthly Time Series*. Ascona (Switzerland), 1993.
- PROTTER, P.E. (2004): "Stochastic Integration and Differential Equations." Second Edition ed. Springer.
- VOEV, V. (2007): "Dynamic Modelling of Large Dimensional Covariance Matrices." *CoFE Discussion Paper 07-01*.
- VOEV, V. (2009): "On the Economic Evaluation of Volatility Forecasts." *CREATES Research Paper 2009-56*.
- WATKINS, D.S. (2002): "Fundamentals of Matrix Computations." 2nd ed. New York: John Wiley & Sons, Inc.



Essays on Access to External Finance, Acquisitions and Productivity

Peter Ondko¹

My thesis has been motivated by my interest in gaining deeper, empirical based understanding of several classical questions in the financial and industrial economics. The thesis is divided in three chapters, which, although each dealing with one separate question, have a common theme of determinants and consequences of access to financing and productivity of firms. Specifically, the first chapter investigates whether more developed financial markets make it easier for firms to raise external finance when they need it. The second chapter studies the role of productivity in the firms' decision to participate in acquisitions, and whether acquisitions lead to productivity gains. Finally, the last chapter studies the impact of market liberalization on the productivity of network service industries in Europe.

¹ Článok je zhrnutím dizertačnej práce s rovnakým názvom, za ktorú získal autor tretiu cenu v súťaži o cenu guvernéra NBS pre študentov vysokých škôl za najlepšiu prácu v oblasti ekonómie.

In the first chapter, co-authored with my dissertation thesis advisor Jan Bena, we study whether financial market development facilitates the efficient allocation of resources, one of the primary channels from finance to growth suggested by the theory. We assess that if more developed financial markets allocate capital more efficiently, it must be that they are able to identify firms with growth opportunities and to channel external finance towards these firms when they need it. The existing literature studies this question without observing the quantity of external finance raised by firms, resorting instead to aggregate industry-level data on investments. In our contribution, we take a more direct approach and utilize cross-country firm-level balance sheet data to calculate an explicit firm-level measure of external finance use. We do so for a large sample of manufacturing firms operating in a set of European countries that, as of mid-nineties, differed significantly in their level of financial market development.

Employing the identification approach based on interaction of country-level institutional characteristics and industry-specific growth shocks, we find that financial development improves the allocation of capital by channeling external finance to firms that operate in industries with better growth prospects. Our result is obtained using two alternative proxies for the global industry-specific component of growth opportunities: (i) industry value-added growth in the U.S. and (ii) the change in the global industry price-to-earnings (PE) ratio. Both proxies rely on the assumption that a global component exists in industry-specific growth opportunities caused by demand and productivity shifts. For this reason, we focus our analysis on the manufacturing sector of a homogenous set of European countries with highly synchronized product markets and regulation, where the key underlying assumption of common shocks to industry growth is arguably most likely to hold. When we proxy growth opportunities by the growth of U.S. industries, the additional assumption is that firms in the U.S. are

relatively financially unconstrained and are able to materialize the growth opportunities they encounter. When we proxy growth opportunities by the global industry PE ratio, we assume that financial markets are integrated to the extent that the common component of growth opportunities is priced into global industry portfolios.

Our results also suggest that it is especially the small and young firms – presumably more constrained in their access to public financial markets and more dependent on domestic financial markets – that benefit from financial development by being able to raise more external finance in response to growth opportunities. This supports the view that domestic financial markets development alleviates the financial constraints of small and young firms by more. We also find that the degree of domestic financial markets development is a much more important determinant of the ability to raise external finance for firms with highly concentrated ownership structures, when compared to firms with dispersed ownership.

In the second, solo authored, chapter; I examine the role of productivity in the firms' decision to participate in acquisitions and whether acquisitions lead to productivity gains. I reconcile conflicting results in the existing literature by showing that the role of productivity in the firms' selection into acquisitions and the post-acquisition productivity gains are very different in horizontal and vertical deals. The key insight that motivates the separation between horizontal and vertical deals is the different nature of synergies among potential acquisition participants. Firms that operate in the same industry, and thus are potential candidates for horizontal takeovers, are all familiar with the technology of that industry. Thus, within the industry, the firm-specific intangible capital of one firm is easily re-deployable on the physical assets of the other firm, in line with the underlying assumptions of the standard Q-theory of mergers of Jovanovic and Rousseau (2002). The predictions of this theory that unproductive firms are acquired by the relatively productive ones in order to ex-



perience subsequent productivity gain, are thus most likely to hold for the horizontal acquisitions.

For the class of mergers between firms operating in industries tied by strong supplier-producer vertical linkages, however, the complementarity between intangible assets may be more relevant. Vertically related firms that choose to engage in productive relationship are facing the risk of a hold-up because either firm can threaten to quit and to search for another partner. According to the property rights theory of the firm, if the firms' intangible assets are complementary, so that both partners are essential for the realization of output, the possibility of hold-up mitigates incentives for ex-ante investments leading to output loss. The hold-up problem can be mitigated by vertical merger. The search and matching model of mergers and acquisitions developed by Rhodes-Kropf and Robinson (2008) incorporates these insights and predicts that under additional, reasonable assumptions, the equilibrium selection into vertical acquisitions can be characterized by the positive assortative matching in which firms merge with partners of similar productivity.

Based on these theoretical insights, I examine the role of productivity in vertical and horizontal acquisitions using a large sample of domestic acquisitions among public and private firms in Europe over the period 1998-2008. Using the approach based on matching on firm industry and size, I find that first, targets are under-performing before engaging in horizontal acquisitions; second, there is positive assortative matching in productivity for firms engaging in vertical acquisitions; and third, economically and statistically significant productivity gains exist only for targets acquired in horizontal acquisitions. Thus, the results for horizontal deals are consistent with the Q-theory of mergers which assumes asset substitutability. The results for vertical deals are consistent with the search and matching model built on the property rights theory of the firm, which assumes complementarity.

Overall, my results suggest that to understand the sources of productivity gains, it is important to first understand the underlying incentives to merge and second, given the differing incentives, to investigate separately the different categories of mergers as predicted by the underlying theory.

The third chapter of my thesis, which is co-authored with Jan Bena and Evangelia Vourvachaki, is an empirical investigation of the impact of market liberalization, e.g. the removal of state monopolies and entry barriers, on the productivity of utilities, transport and telecommunication services in European countries.

In view of their potential to strongly affect economy-wide performance, the European Commission extended its Single Market Program from traditional goods industries also to services in a decade starting at the end 20th century. In this process, the Commission commanded the liberalization and harmonization of services regulation among the EU member countries. The reforms were first implemented in network service indus-

tries: telecommunications and post, transportation, and utilities. Such a policy priority stemmed from the fact that network services were highly regulated and often monopolized in the EU. As services provided by network industries are essential inputs to other industries, the European Commission envisaged a large scope for gains throughout the economy from increased competition. While a single market for services is currently incomplete and subject to active policy debates, the scope for productivity gains from such regulatory efforts remains largely unknown.

In our work, we seek to evaluate the productivity benefits of liberalization within services industries themselves. Specifically we ask: What is the impact of liberalization on the productivity of European network service firms? Has liberalization improved the allocation of resources across firms by bringing gains into the production scale of the relatively more productive firms?

Our main identifying assumption is that liberalization has been driven by EU-wide harmonization efforts as part of the EU Single Market Program rather than by the local industry-specific conditions. Exploiting the variation in the timing and degree of liberalization efforts across countries and industries, we find that liberalization has increased firm-level productivity but has had no reallocation impact. Based on our estimates, the average firm-level productivity gain from liberalization amounts to 38 percent of the average within-firm productivity gain in network industries over 1998-2007. The magnitude of our estimates of within-firm productivity gains is in line with earlier findings in the literature that examines the impact of trade liberalization on the productivity of firms operating in liberalized markets. In particular, since our study concerns eliminating regulatory barriers in output markets, our estimates can be compared to estimates of output tariff reduction in manufacturing. As an illustration, Amiti and Konings (2007) or Topalova and Khandelwal (2011), among others, suggest corresponding estimates on the order of 9.5% and 3.5%, respectively. To our advantage, since network services are mostly non-tradable, import competition has a limited scope to bias our results.

We also find that within-firm productivity gains attributable to liberalization are higher for firms with low pre-liberalization productivity. This result is in line with existing theories that stress the role of competition in the reduction of managerial slackness. This may be particularly relevant in our case given that at the beginning of the liberalization process, network service industries largely featured state monopolies where managerial slackness concerns are likely to be important.

Turning to the policy implications, our findings suggest that the regulatory reforms for network services were successful in increasing the threat of competition for incumbents and thus inducing them to become more productive. Our results are in support of the European Commission's demand to extend liberalization to other market services.



EXPECTED MACROECONOMIC DEVELOPMENT IN SLOVAKIA

Monetary Policy Department, Národná banka Slovenska
The Slovak economy continued to expand in the third quarter. This positive development was accelerated as a result of the crisis mitigation in the euro area, which was reflected in the country's growth for a second consecutive quarter. Over the forecast period, growth should be boosted by export performance based on the assumed pick-up in external demand. Looking ahead, economic growth is expected to be more balanced on the back of additional support from domestic demand. Growth is projected to increase by 2.2% in 2014 and by 3.1% in 2015. In line with this development, the labour market should also improve. Inflation is expected to remain subdued reflecting weak consumer demand and cost-push factors (p. 2).

STRUCTURAL BALANCE PROPERTIES AND USEFULNESS IN PERIODS OF ECONOMIC SHOCKS

Pavel Řežábek, Česká národní banka
The structural budget balance indicator is used to assess the general government budget balance adjusted for the economic cycle. The resulting value of structural budget balance depends on the estimation of potential output and output gap. Structural balance can be significantly revised due to the increased uncertainty in estimation of potential output in the period of economic shocks. Simulations and practical examples, which use the period of the current crisis in Europe, show that the structural budget balance cannot be reliably applied during the time of economic turbulences to assess current and future government budgets. Hence, the structural budget balance indicator does not provide early warning of fiscal loosening or tightening. Despite the intention to adjust the general government budget balance for the impact of the economic cycle, it tends to be cyclical, encouraging pro-cyclical fiscal policy (p. 4).

DETERMINANTS OF THE SAVINGS RATE IN SLOVAKIA (WITH A FOCUS ON CRISIS YEAR 2009) – PART 2

RNDr. Monika Pecsyo, Milan Vaňko, MSc, Ing. Mgr. Gabriel Machlica
The answer to the basic question of whether to consume „today“ or „tomorrow“ has a significant impact on economic growth whereas household consumption in most countries represents more than 50% of GDP. Slovakia as well as the most EU countries recorded fall of production, employment and real income in 2009. Despite this fact, households saved more of their disposable income than in the previous year. In general, it is assumed that households save in the „better“ times, while in the „worst“ times conversely draw on their savings in order to avoid excessive fluctuations in their living standards. Post-crisis development continues to suggest that uncertainty and negative expectations about future income forced the Slovak households save more and cause even bigger drop in their standard of living. The aim of the article is to explain the evolution of saving rates in Slovakia with particular emphasis on the crisis in 2009 (p. 10).

SEPA MIGRATION WITHIN THE EUROSISTEM AND NBS

Miroslava Kotasová, Národná banka Slovenska
The SEPA migration end-date regulation (Regulation EU No 260/2012) establishes the 1st of February 2014 as a deadline for euro area migration to SEPA credit transfers (SCTs) and SEPA direct debits (SDDs). In October 2013, the European Central Bank published the second SEPA migration report, which describes the state of play in the euro area at the end of the third quarter of 2013. According to indicators, migration to SEPA credit transfers seems faster in most participating countries and has already been completed by central public administrations in many states. By contrast, no significant progress has been made in SEPA direct debit migration. Among payment services users, small and medium-sized enterprises, municipalities and regional authorities represent the group with the lowest level of general awareness. Payment service providers are likely to be ready with their preparations by 1 February 2014. NBS, as a retail payment system operator, provides for the functionality of the system and its adaptation to the new technical standards. The Slovak interbank payment system (SIPS) currently supports the full functionality of SCTs and SDDs. Moreover, NBS administrates the CID Register (p. 15).

CURRENT AND PAST DEVELOPMENTS ON THE COVERED BOND MARKETS

Michal Kleštinec, Národná banka Slovenska
In the course of the past decade, covered bonds became an important instrument used by financial institutions to refinance credits granted to the private and public sectors. Legislation exempting covered bonds from bankruptcy proceedings in the case of their issuers' default accelerated the implementation of new laws not only in Europe, where the most of traditional investors in covered bonds operate, but all over the world as well. Apart from markets in government bonds, the debt crisis affected also the covered bond markets, which was reflected both in a widening of spreads and ratings downgrade. The situation was stabilised through ECB measures and the covered bond markets have slowly been returning to their pre-crisis regime (p. 17).

FINANCIAL CRISES PREDICTIONS BASED ON FINANCIAL ECONOMETRICS METHODS (Summary of Dissertation Thesis)

Marek Káčer¹
This paper is a summary of a dissertation thesis. The main objective of the thesis was to develop a probability model of a financial bubble collapse based on financial econometrics methods. The theory of financial bubbles was used as an underlying theory of the model. The models were estimated for two chosen national stock indices – Hong Kong Hang Seng Index (HSI) and American Dow Jones Industrial Average (DJII). Bubbles were identified using the empirical model of financial bubble. Probit and logit models were employed to model the probability of a financial bubble collapse. As explanatory variables we used variables describing the price, investor sentiment, explosivity and time series memory (p. 23).

DYNAMIC PORTFOLIO OPTIMIZATION DURING THE FINANCIAL CRISIS USING DAILY AND HIGH-FREQUENCY DATA

PhDr. František Čech², Institute of Economic Studies, Faculty of Social Sciences, Charles University in Prague
Our work focuses on variance-covariance matrix modelling and forecasting. Existing research works mostly use statistical criteria to evaluate covariance forecasts. Our main contribution is the economic comparison of parametric and non-parametric approaches to covariance matrix modelling. The parametric approach relies on the RiskMetrics and Dynamic Conditional Correlation GARCH models that are applied to daily data. In the second approach, estimates of a variance-covariance matrix are directly obtained from the high-frequency data by the non-parametric techniques of Realized Covariation and Multivariate Realized Kernels. These estimates are further modelled by the Heterogeneous and Wishart Autoregression. Moreover, we use a dataset that covers the financial crisis period. The portfolio of assets that is dynamically optimized consists of two highly liquid assets - Light Crude NYMEX and Gold COMEX, and a European asset represented by the DAX index. Forecast evaluation results indicate a better economic performance of models estimated on the basis of daily data. However, we have found that the data synchronization procedure is the main driver of the results (p. 27).

ESSAYS ON ACCESS TO EXTERNAL FINANCE, ACQUISITIONS AND PRODUCTIVITY

Peter Ondko³
My thesis has been motivated by interest in gaining deeper, empirical based understanding of several classical questions in the financial and industrial economics. In thesis chapters I and coauthors show three key results. First, firms in industries with high growth opportunities use more external finance in financially more developed countries supporting growth promoting role of developed financial systems. Second, empirical patterns in selection and productivity gains following acquisitions are in line with predictions of key acquisition theories - Q-theory of mergers for horizontal deals and the search and matching model for vertical deals. Last, the liberalization of services in Europe has increased firm-level productivity in respective industries, which underscores the growth-promoting role of liberalization efforts (p. 30).

¹ The article is a summary of an eponymous dissertation that achieved first place in the NBS Governor's Award for outstanding undergraduate work in the area of economics.

² The article is a summary of an diploma thesis that achieved second place in the NBS Governor's Award for outstanding undergraduate work in the area of economics.

³ The article is a summary of an eponymous dissertation that achieved third place in the NBS Governor's Award for outstanding undergraduate work in the area of economics.



Čas adventu v Múzeu mincí a medailí v Kremnici

Národná banka Slovenska prijala tento rok ponuku na spoluprácu na televíznom projekte SLOVENSKO 2013 ADVENT. Projekt má kultúrny, regionálny a ekumenický rozmer, zároveň v predvianočnom čase ponúka návrat k hodnotám a pocitu spolupatričnosti s tými, ktorí potrebujú pomoc. Zámerom projektu je prezentácia zaujímavých miest, historických objektov, charitatívnych organizácií a nadácií, slovenských hudobníkov a zaujímavých hostí.



NBS – Múzeum mincí a medailí, ktorého súčasťou je aj Mestský hrad s Kostolom sv. Kataríny, privítalo štáb RTVS 5. decembra 2013. O ôsmej hodine večer sa začal priamy prenos, ktorý moderoval Igor Haraj. Divákovi prisľúbil vážnu hudbu a humor. Hudbu interpretoval huslista Peter Michalica, ktorý patrí k hrdým Kremničanom. Druhým hosťom večera bola herečka Michaela Čobejová, s Kremnicou taktiež úzko prepojená. Koncert bol venovaný občianskemu združeniu Červený nos, ktorého členovia rozsievajú humor tam, kde je potrebný najviac – v priestoroch nemocníc a liečebných zariadení. Nádherný priestor Kostola sv. Kataríny nesklamal a vďaka výnimočným účinkujúcim a čaru miesta sa koncert niesol v atmosfére nadpozemskej krásy, ktorá prináša blahodarný účinok aj pri stretnutí s krutou realitou života.

Predvianočná atmosféra spojená s hudbou bude pokračovať počas štvrtej adventnej nedeľe podujatím Vianoce na hrade, teda vianočnými



trhmi a vianočným koncertom. V nedeľu 22. decembra 2013 o 18.00 hod. sa na koncerte nazvanom Vianočná koleda, opäť v Kostole sv. Kataríny, predstaví herečka a speváčka Szidi Tobias.

PhDr. Ľubica Majerová

