

1

Február 2018
Ročník 26

ODBORNÝ
BANKOVÝ
ČASOPIS



BILITACE



NÁRODNÁ BANKA SLOVENSKA



Strieborná zberateľská minca a pamätná minca k 25. výročiu vzniku Slovenskej republiky

Pri príležitosti 25. výročia vzniku Slovenskej republiky vydala Národná banka Slovenska 3. januára 2018 striebornú zberateľskú mincu v nominálnej hodnote 25 eur a pamätnú dvojeurovú mincu. Mincu v nominálnej hodnote 25 eur vydala Národná banka Slovenska po prvýkrát a jej hodnota je symbolickým odkazom na pripomínané výročie.

Národná banka Slovenska a Mincovňa Kremnica, š. p., zorganizovali v prvý deň predaja striebornej zberateľskej mince slávnostné podujatie, na ktorom sa zúčastnili minister financií Peter Kažimír, guvernér NBS Jozef Makúch, zástupca Mincovne Kremnica Ľuboš Kupec, autor námetu 25-eurovej striebornej mince Pavel Károly a ďalší hostia.
Foto: Roman Benický



Vznik samostatnej Slovenskej republiky 1. januára 1993 nepochybne patrí k najvýznamnejším udalostiam slovenských novodobých dejín. Slováci prevzali zodpovednosť za rozhodovanie o smerovaní svojej krajiny do vlastných rúk. Od prvých dní existencie Slovenskej republiky bolo potrebné riešiť zložité ekonomické problémy vrátane zavedenia novej meny, vybudovania ekonomických a politických inštitúcií a zakotvenia nového štátu na medzinárodnej scéne. Už v roku svojho vzniku sa Slovenská republika stala členom Organizácie spojených národov, Rady Európy a podpísala dohodu o pridružení k Európskym spoločenstvám. V roku 2000 sa stala členom Organizácie pre hospodársku spoluprácu a rozvoj, v roku 2004 členom Európskej únie, v roku 2007 vstúpila do schengenského priestoru a v roku 2009 do eurozóny.

Môžeme konštatovať, že štvrtstoročie svojej existencie zavŕšila Slovenská republika úspešne a v súčasnosti patrí k najdynamickejšie sa rozvíjajúcim krajinám Európy.

STRIEBORNÁ ZBERATEĽSKÁ MINCA

Na výtvarný návrh striebornej zberateľskej mince vyhlásila Národná banka Slovenska verejnú anonymnú súťaž, do ktorej bolo predložených osem výtvarných prác. Komisia na posudzovanie výtvarných návrhov pamätných mincí a zberateľských mincí ich hodnotila v januári 2017. Jej odborným poradcom bol Mgr. Matej Hanula, PhD., zástupca Historického ústavu SAV.

Banková rada NBS vybrala na realizáciu návrh, ktorého autorom je kremnický sochár a medailér Pavel Károly. Na návrhu sa mu podarilo zachytiť najdôležitejšie medzníky krátkej histórie nového štátu. Na averze vyjadril vznik Slovenskej republiky symbolickou zmenou československej zástavy na slovenskú v oblúkovitej kompozícii, ktorej dominuje Bratislavský hrad. V spodnej časti oblúka zobrazil Karlov most a vrch Kriváň ako symboly Česko-Slovenska. Na reverze vhodným otočením oblúkovitého tvaru zástav do tvaru symbolickej brány

(Pokračovanie na 3. str. obálky)



Strieborná zberateľská minca a pamätná minca k 25. výročiu vzniku Slovenskej republiky

(Pokračovanie z 2. str. obálky)



Minca realizovaná podľa
návrhu Pavla Károlyho
Znížená 1. cena



Znížená 1. cena
Branislav Ronai

Európy autor vyjadril začlenenie Slovenskej republiky, znázornenej mapou, do Európskej únie. Znak eura s európskymi hviezdami v hornej časti brány poukazuje aj na jej začlenenie do eurozóny. Návrh Pavla Károlyho získal v súťaži zníženú prvú cenu.

Ďalšiu zníženú prvú cenu získal výtvarný návrh Branislava Ronaia. Komisia na tomto návrhu oceniла vystihnutie témy, kvalitu spracovania a vyvážený súlad averzu a reverzu. Na averze je umiestnená zástava Slovenskej republiky, ktorú dynamizujú slnečné lúče. Kompozícia pripomínajúca kyticu je dominantne vytvorená z lipových listov. Letiaci vták s rozostretými krídlami podporuje myšlienku oslavy vzniku a rozvoja Slovenskej republiky. Reverz vyplňa zobrazenie zemegule s poludníkmi a rovnobežkami a s reliéfnym zobrazením mapy Európy s obrysom Slovenskej republiky. V ľavej časti mincového poľa je výsek slnečného kotúča, po obvode ktorého je znázornené okvetie slnečnice.

Druhá ani tretia cena neboli v súťaži udelené.

Strieborná zberateľská minca v nominálnej hodnote 25 eur má priemer 40 mm a hmotnosť 31,10 g (1 troyská unca). Bola vyrazená zo striebra s rýdzosťou 999/1000 v Mincovni Kremnica. Na hrane sú znázornené reliéfné prvky čičmianskeho ornamentu. Zo schváleného limitovaného počtu 11 000 kusov mincí bolo vyrazených 3 200 kusov v bežnom vyhotovení a 6 900 kusov vo vyhotovení proof.

PAMÄTNÁ MINCA

K 25. výročiu vzniku Slovenskej republiky Národná banka Slovenska vydala aj pamätnú dvojeurovú mincu. Na realizáciu sa použil reverz výtvarného návrhu, ktorý bol vybraný na realizáciu striebornej zberateľskej mince. Autor však musel uskutočniť požadované úpravy reverzu tak, aby spĺňal požiadavky na národnú stranu pamätnej mince, ktorá je zákonným platidlom vo všetkých krajinách eurozóny.

Pamätná dvojeurová minca bola vyrazená v Mincovni Kremnica v počte jeden milión kusov.



Dagmar Flaché
Foto: Štefan Fröhlich



BIATEC

Odborný bankový časopis
Február 2018

Vydavateľ:

Národná banka Slovenska
Imricha 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: 6-krát do roka

Cena výtlačku pre predplatiteľov: 2 €

Ročné predplatné: 12 €

Poštovné hradí predplatiteľ.

Objednávky na predplatné v SR a do zahraničia, reklamácie, distribúcia:

Mediaprint-Kapa Pressegrasso, a. s.,
oddelenie inej formy predaja
P.O.BOX 183, 830 00 Bratislava 3
tel.: 02/49 893 564, 02/49 893 565,
02/49 893 566, 0800/188 826
fax: 02/32 222 256
e-mail: predplatne@abompkapa.sk

Termín odovzdania rukopisov: 7. 2. 2018

Dátum vydania: 19. 2. 2018

Evidenčné číslo: EV 2817/08

ISSN 1335 – 0900

Grafický návrh: Bedrich Schreiber

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

Tlač: i+i print, spol. 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

Inovácie a zmeny v platobných službách podľa PSD2 2
(Anna Sedliaková)

Očakávaný makroekonomický vývoj SR 8

CENA GUVERNÉRA NBS

Vyhlasenie výsledkov súťaže o cenu guvernéra NBS 10

Portfolio Value at Risk and Expected Shortfall using high-frequency
data 11
(Marek Zváč)

Sporné otázky menovej politiky 17
(Anna Ruščáková)

Kointegrácia exportov a importov tovarov a ich vplyv na
makroekonomickú výkonnosť 22
(Jozefína Semančíková)

FINANCIAL MARKET REGULATION

Central counterparties: recent trends and regulatory responses 28
(Lucia Országhová)

ENGLISH SUMMARY

English summary 32



Inovácie a zmeny v platobných službách podľa PSD2

Anna Sedliaková
Národná banka Slovenska

Oblasť platobných služieb na trhu Európskej únie spadá od 13. januára 2018 pod novú smernicu, ktorá je známa pod skratkou PSD2 (Payment Services Directive 2). Zmeny, ktoré prináša, sú často označované za revolučné. Ide napríklad o regulovanie poskytovania služieb prostredníctvom FinTech spoločností, o zvýšenie bezpečnosti a vyššiu ochranu spotrebiteľa. Zámerom je, aby sa prispelo k jednotnému harmonizovanému trhu elektronických platieb v rámci celého paneurópskeho priestoru, v súlade s rozvojom digitálnych platieb a inováciami.

Od PSD1 k PSD2

Cieľom prvej smernice o platobných službách PSD1 bolo vytvoriť univerzálny, moderný a zrozumiteľný súbor pravidiel, ktoré by sa vzťahovali na všetky platobné služby v Európskej únii (EÚ) a v Európskom hospodárskom priestore (EHP). Na jednej strane táto smernica otvorila platobný trh a posilnila tým jeho konkurencieschopnosť. Na druhej strane umožnila, aby boli cezhraničné platby jednoduché, efektívne a rovnako spoľahlivé ako platby v rámci jedného členského štátu EÚ. Navyše poskytla aj potrebnú legislatívnu podporu platformy pre jednotnú oblasť platieb v eurách.

Druhá smernica o platobných službách PSD2 prehľbuje dosah a rozsah PSD1. Rozširuje jej pôsobnosť na všetky meny a platby, teda aj na tie prípady, keď sa v rámci EÚ/EHP nachádza len jeden poskytovateľ (čl. 2 PSD2). Okrem iného zavádza striktné bezpečnostné požiadavky na iniciovanie a spracovanie elektronických transakcií, ako aj na ochranu klientskych dát (hovoríme o tzv. silnej klientskej autentifikácii, čl. 97 PSD2). Tiež zavádza povinnosť získania licencie pre nových trhových hráčov, tzv. tretie strany (TPPs – *third party providers*). Ide o tri typy poskytovateľov:

- poskytovateľa platobných služieb vydávajúceho platobné nástroje viazané na kartu (čl. 65 PSD2),

- poskytovateľa platobných iniciačných služieb (čl. 66 PSD2),
- poskytovateľa služieb informovania o účte (čl. 67 PSD2).

V neposlednom rade PSD2 vymedzuje kompetencie pre Európsky orgán pre bankovníctvo (European Banking Authority – EBA), ktorý má za cieľ zdefinovať regulačné technické štandardy (spolu šesť), implementačné technické štandardy (jeden) a usmernenia (spolu päť). Tieto opatrenia sa týkajú najmä bezpečnosti, štandardov komunikácie, transparentnosti a poskytovania informácií.

PSD2 v KONTEXTE INOVÁCIÍ

PSD2 bola prijatá v plnom kontexte stratégie Európa 2020. V rámci digitálnej agendy je jej cieľom prispieť k tvorbe jednotného a harmonizovaného trhu elektronických platieb v rámci celej EÚ. Príchod PSD2 je vyjadrením pokroku v oblasti platobnej infraštruktúry, ktorý hovorí o tom, že EÚ dosiahla v rámci retailových platieb vysokú úroveň technologických inovácií. V posledných rokoch totiž v rámci celého paneurópskeho priestoru rastie počet elektronických a mobilných kanálov, vznikajú noví poskytovatelia a nové platobné služby. Od účinnosti PSD1 sa napríklad rapídne rozšíril využitie mnohých platobných prostriedkov, ako

Nová smernica o platobných službách (smernica Európskej únie 2015/2366, skrátene PSD2) môže zásadným spôsobom zmeniť doterajšie správanie vo finančnom svete. Smernica bola prijatá Európskym parlamentom 8. 10. 2015 a následne schválená Radou ministrov EÚ 16. 11. 2015. V Úradnom vestníku bola zverejnená 25. 11. 2015. Národná banka Slovenska spolu s Ministerstvom financií SR v konzultácii so Slovenskou bankovou asociáciou spolupracovali na transpozícii tejto smernice do národného zákona v zmysle novelizačného zákona 281/2017 Z. z., ktorým sa mení a dopĺňa zákon 492/2009 Z. z. o platobných službách a o zmene a doplnení niektorých zákonov v znení neskorších predpisov. PSD2 ak-

tualizuje prvú smernicu o platobných službách (smernica EÚ 2007/64/ES, PSD1), ktorá vytvorila základy pre jednotný paneurópsky trh platieb. PSD2 nadobudla účinnosť 13. 1. 2016 a uplatňuje sa od 13. 1. 2018. Znamená to, že členské štáty EÚ ju musia prijať a uplatňovať potrebné opatrenia na účely implementácie jej princípov. Na Slovensku bol zverejnený novelizačný zákon o platobných službách v Zbierke zákonov SR s účinnosťou od 13. 1. 2018. Na základe tohto kroku sa vytvorili právne podmienky na to, aby sa Slovensko zaradilo medzi tie členské štáty EÚ, ktoré včas implementovali všetky potrebné opatrenia na poskytovanie platobných služieb v súlade s PSD2.



sú dnes už bežne využívané platobné karty, platby prostredníctvom internetu a mobilné platby.

V rámci jednotlivých členských štátov EÚ sa však postupne vytvorili rôznorodé fragmentované národné platobné riešenia. Pre poskytovateľov platobných služieb sa stalo náročným poskytovať kvalitné služby jednotne. Tento status viedol k neistote v právnej stránke, k zvýšenému výskytu bezpečnostných rizík a k nedostatku univerzálnej ochrany spotrebiteľa vo viacerých oblastiach. PSD2 má preto za cieľ podporovať platobné inovácie a jednotné nastavenie právnych požiadaviek. Tiež chce zvýšiť bezpečnosť platobných transakcií a platobných služieb, a zvýšiť tak aj ochranu spotrebiteľa.

CIELE A OBSAH PSD2

Z obsahovej stránky je PSD2 oproti PSD1 súbor pôvodných, zrevidovaných, ako aj nových pravidiel. Hlavným cieľom smernice PSD2 je posilniť transparentnosť a možnosť rýchlejšieho prijímania inovácií v oblasti platobných služieb, a tým prispieť k účinnému a efektívnemu trhu s platbami. Ide aj o zavedenie nových prvkov s cieľom uľahčiť používanie elektronických, internetových a mobilných platieb. Smernica zavádza nové bezpečnostné opatrenia na zmierňovanie rizík v oblasti bezpečnosti platieb, posilňuje práva spotrebiteľov a zvýšenie ich informovanosti so zámerom prispieť k zvýšeniu ich ochrany. V neposlednom rade ide aj o zabezpečenie nediskriminačných podmienok pre poskytovateľov platobných služieb vrátane možnosti vstupu nových hráčov na trh platobných služieb.

Treba podotknúť, že smernica sa aplikuje vo všeobecnosti a nedáva členským štátom EÚ možnosť vytvorenia špecifických pravidiel. Niektoré vybrané ustanovenia však umožňujú väčšiu flexibilitu. Napr. pri korporátnych klientoch sa môžu poskytovatelia platobných služieb prostredníctvom dohody rozhodnúť, že sa niektoré články smernice nebudú uplatňovať.

Čo sa týka obsahu a rozsahu členenia PSD2, smernica pozostáva zo šiestich kapitol. Prvá sa venuje predmetu a rozsahu jej pôsobnosti. Druhá kapitola pojednáva o požiadavkách na povolenie a o pravidlách dohľadu pre poskytovateľov platobných služieb. Tretia kapitola sa venuje transparentnosti a informačným požiadavkám, štvrtá obsahuje autorizačné požiadavky a pojednáva tiež o výkone platobných transakcií, poplatkoch, ochrane dát, operačných a bezpečnostných rizikách a o urovnávaní sporov. Piata kapitola sa venuje delegovaným aktom, regulačným technickým štandardom a šiesta, posledná kapitola obsahuje doložky o preskúmaní, prechodné ustanovenia, dodatky k iným smerniciam a transpozíčné pravidlá.

ROZŠÍRENIE ROZSAHU PSD2 NA CUDZIE MENY A NA TRETIE KRAJINY

Prvá kapitola PSD2 rozširuje rozsah uplatňovania pravidiel aj na transakcie v inej mene ako euro (napr. americký dolár, čínsky jüan, ruský rubel, indická rupia atď.), a to aj v takých prípadoch, pri

ktorých sa len jeden z poskytovateľov platobných služieb nachádza v EÚ alebo v EHP. PSD2 rozlišuje tri možné scenáre. Prvý scenár, tzv. *two-leg principle*, sa uplatňoval už v PSD1. V tomto scenári sa smernica vzťahuje na platobné transakcie v menách EÚ/EHP, vykonané v rámci tohto geografického územia. Druhý scenár sa týka iných mien a rozširuje tzv. *two-leg principle*: ide o platobné transakcie vo všetkých menách, pri ktorých sa participujúci poskytovatelia platobných služieb nachádzajú v EÚ/EHP. Tretí scenár, nazývaný aj *one-leg principle*, sa vzťahuje na platobné transakcie v každej mene, pri ktorých sa len jeden poskytovateľ platobných služieb nachádza v EÚ/EHP, a vzťahuje sa len na tie časti platobnej transakcie, ktoré boli vykonané v EÚ/EHP.

Môžeme tiež poznamenať, že švajčiarsky frank je v tomto prípade špecifikum. Ide totiž o oficiálnu menu krajiny Lichtenštajnsko (krajina EHP), hoci samotné Švajčiarsko nepatrí do EÚ ani do EHP.

ZVÝŠENÁ OCHRANA SPOTREBITEĽA

PSD2 uvádza viacero prvkov, ktoré posúvajú ochranu spotrebiteľa na vyššiu úroveň. Ide napríklad o zníženie spoluúčasti platiteľa za neautorizované platobné transakcie zo 100 na 50 EUR (čl. 74 PSD2): platiteľ môže byť povinný znášať straty, a to až do maximálnej výšky 50 EUR, súvisiace s akýmkoľvek neautorizovanými platobnými transakciami vyplývajúcimi z použitia strateného alebo odcudzeného platobného nástroja alebo zo zneužitia platobného nástroja.

Ďalším dôležitým prvkom je bezpodmienečné právo v prípade vrátenia finančných prostriedkov (tzv. refund v prípade SEPA inkasa), ako je to uvedené v čl. 76 PSD2 – Vrátenie finančných prostriedkov pri platobných transakciách iniciovaných príjemcom platby alebo prostredníctvom neho. V rámci PSD1 mali totiž platitelia pri inkase právo na vrátenie finančných prostriedkov, ale iba za určitých podmienok. S cieľom posilniť práva spotrebiteľa zavádza PSD2 legislatívny rámec pre bezpodmienečné vrátenie finančných prostriedkov pri inkase, a to počas obdobia ôsmich týždňov od momentu odpísania prostriedkov z účtu.

Napokon ide o možnosť zákazu spoplatňovania transakcie realizovanej prostredníctvom platobnej karty cez POS terminál obchodníka (tzv. *surcharging*) v rámci tzv. národnej voľby. Ide o princíp, ktorý je na Slovensku už vymedzený národnou voľbou v podobe zákazu.

POŽIADAVKY NA BEZPEČNOSŤ

Zvýšená ochrana spotrebiteľa sa prejavuje aj v zavedení prísnych bezpečnostných požiadaviek na iniciovanie a spracovanie elektronických platobných transakcií a na prístup k účtu. Ide o odpoveď na súčasný rast objemov digitálnych platieb naprieč EÚ/EHP, ktoré využívajú rôzne autentifikačné metódy.

PSD2 zavádza minimálny štandard nazývaný silná klientska autentifikácia (čl. 97 PSD2), inak povedané aj dvojfaktorová klientska autentifikácia (2FA), pri ktorej sa využívajú prvky, ako je: *vedomosť*



Obrázok 1 Príklad silnej klientskej autentifikácie (2FA)

– niečo, čo používateľ platobných služieb (ďalej len klient) vie, napr. PIN alebo heslo, *vlastníctvo* – niečo, čo klient vlastní, napr. kartu, príp. token, a nakoniec *inherencia*, inak nazývaná aj osobnostné prvky – niečo, čím klient je, napr. hlasová vzorka v rámci hlasovej biometrie alebo odtlačok prsta. Tieto prvky musia byť od seba nezávislé a narušenie jedného z nich nesmie ohroziť spoľahlivosť ostatných prvkov. Náznorný príklad silnej klientskej autentifikácie je uvedený na obrázku 1.

Koncept silnej klientskej autentifikácie bol zavedený už v roku 2014 v rámci usmernení EBA (finálne usmernenia týkajúce sa bezpečnosti internetových platieb). Tieto usmernenia sa týkali platieb cez internet, PSD2 však rozšírila priestor pre aplikovanie silnej klientskej autentifikácie aj na také prípady, keď platiteľ: a) pristupuje k platobnému účtu on-line, b) iniciuje elektronickú platobnú transakciu alebo c) vykonáva akúkoľvek akciu cez vzdialený kanál, ktorá by mohla predstavovať riziko platobného podvodu alebo iného zneužitia.

Silná klientska autentifikácia sa nemusí uplatňovať v rámci výnimiek uvedených v regulačných technických štandardoch EBA, týkajúcich sa silnej klientskej autentifikácie a bezpečnej komunikácie. Ide o prípady pri platbách nízkej hodnoty, pri bezkontaktných platbách pri neprekročení stanoveného limitu za jednu platbu alebo v rámci určeného objemu kumulatívneho limitu. Ďalej pri platbách tzv. dôveryhodným príjmom (ktorých zoznam bol vopred vytvorený), v prípade presunu prostriedkov medzi účtami tej istej osoby, pri nízkorizikových transakciách (bližšia definícia je v konkrétnom regulačnom štandarde) a pri konzultácii prehľadov o účtoch bez zobrazenia citlivých údajov.

Okrem silnej klientskej autentifikácie sa medzi požiadavky na bezpečnosť podľa PSD2 zaraďuje aj riadenie prevádzkových a bezpečnostných rizík (prostredníctvom vydania usmernení EBA v tejto veci) a oznamovacie povinnosti pre poskytovateľov platobných služieb (vydanie usmernení EBA vo veci posudzovania incidentov). PSD2 požaduje, aby si každý poskytovateľ platobných služieb vytvoril rámec s vhodnými opatreniami na zmiernenie rizika a adekvátne kontrolné mechanizmy. Poskytovatelia platobných služieb musia tiež vytvoriť a udržiavať efektívny manažment incidentov vrátane odhaľovania a klasifikácie hlavných operačných rizík a predkladať príslušnému vnútroštátnemu orgánu výročnú správu, ktorá

bude obsahovať ohodnotenie operačných a bezpečnostných rizík.

Treba tiež spomenúť čl. 75 PSD2, ktorý sa venuje blokácii presnej sumy peňažných prostriedkov na platobnom účte za podmienky súhlasu platiteľa. Doteraz platiteľ neuvádzal pri tzv. predautorizácii presnú sumu, a preto sa mohlo napríklad počas dovolenky stať, že bola predautorizovaná väčšia časť celkového úverového rámca na platobnej karte, čo viedlo k celkovej nespokojnosti klienta.

NOVÍ POSKYTOVATELIA PLATOBNÝCH SLUŽIEB

Ďalšou novinkou, ktorú PSD2 prináša, je povinnosť licencie a regulácie dvoch typov poskytovateľov: poskytovateľa platobných iniciačných služieb a poskytovateľa služieb informovania o účte.

Platobné iniciačné služby sa dostali do popredia vďaka *e-commerce*, zatiaľ čo pokrok v technológiách umožnil vytvorenie rozličných druhov informačných služieb o účte.

Platobná iniciačná služba je definovaná ako služba iniciovania platobného príkazu na žiadosť klienta – používateľa platobných služieb vo vzťahu k platobnému účtu, ktorý je držaný u iného poskytovateľa platobných služieb. Hlavným cieľom poskytovateľov platobných iniciačných služieb je poskytnúť komfort platiteľovi a zabezpečiť príjemcu, že platba bola iniciovaná, čo je stimulom pre obchodníka, aby mohol odoslať tovar a služby bez omeškania.

Služba informovania o účte je on-line služba poskytovania konsolidovaných informácií týkajúcich sa jedného alebo viacerých účtov, ktoré má klient u jedného alebo viacerých poskytovateľov platobných služieb. Na účely autorizácie musí mať poskytovateľ služieb informovania o účte poistenie zodpovednosti za škodu spôsobenú pri výkone povolania a byť registrovaný v registri členského štátu EÚ a v registri EBA. Požiadavky na poskytovanie platobných iniciačných služieb sú však prísnejšie. Okrem registrácie musí mať tento poskytovateľ aj licenciu udelenú príslušným vnútroštátnym orgánom a držať počiatočný kapitál.

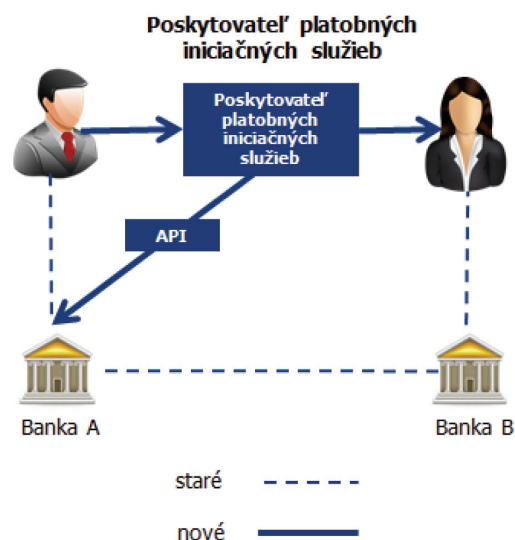
Oba typy služieb môžu byť pre klienta veľmi zaujímavé a obe služby sa už dnes v rámci EÚ aj využívajú. Poskytovateľ služieb informovania o účte dodá vizuálne a informačne zaujímavý prehľad informácií o majetku, záväzkoch a platbách v rámci jedného alebo viacerých účtov klienta prostrední-



tvom smartfónu či tabletu (môže ísť o jednu fyzickú osobu, ale aj o menšiu či väčšiu firmu). Poskytovateľ platobných iniciačných služieb umožňuje rýchle a pohodlné nakupovanie cez internet.

POSKYTOVATELIA PLATOBNÝCH INICIAČNÝCH SLUŽIEB

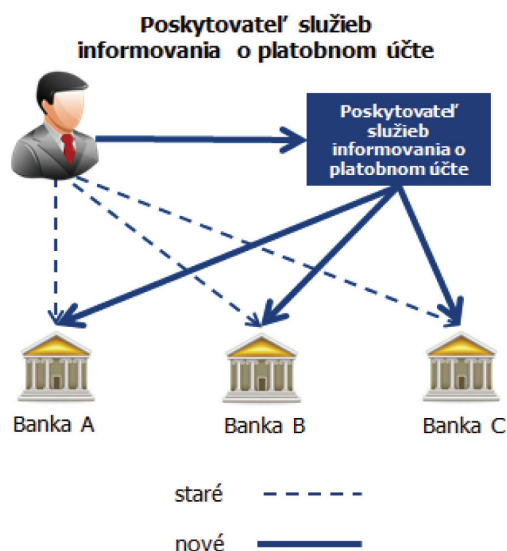
Poskytovatelia platobných iniciačných služieb sú podľa PSD2 novým licencovaným poskytovateľom platobných služieb. Banky majú na základe PSD2 mandát na umožnenie platby z účtu platiteľa prostredníctvom aplikačných programových rozhraní (API – *Application Programming Interface*) tohto poskytovateľa. Táto metóda umožňuje limitovaný prístup do vnútorného prostredia internet bankingu len k tým informáciám, na poskytovanie ktorých dal klient svoj súhlas. Jej hlavnou úlohou je zabezpečiť, na základe výslovného súhlasu platiteľa, iniciovanie platobného príkazu prostredníctvom on-line prístupu k platobnému účtu. Poskytovateľ platobných iniciačných služieb podľa PSD2 nesmie uchovávať citlivé platobné údaje, nemá vo vlastníctve finančné prostriedky platiteľa, je zodpovedný za správne predloženie platobného príkazu a nesmie byť diskriminovaný zo strany banky. Funkčné nastavenie krokov podľa PSD2 je znázornené na obrázku 2.



Obrázok 2 Poskytovanie platobných iniciačných služieb

POSKYTOVATELIA SLUŽIEB INFORMOVANIA O ÚČTE

Smernica PSD2 dáva mandát bankám na poskytnutie prístupu k on-line účtu aj poskytovateľom služieb informovania o účte. Tento poskytovateľ nemá prístup ku všetkým informáciám klienta, ale získa len také informácie, ktoré boli explicitne odsúhlasené klientom. Poskytovateľ služieb informovania o účte poskytuje konsolidované informácie, prehľady, grafy, obraty atď. Tento typ služby je vhodný tak pre fyzickú osobu, ako aj pre domácnosti, menšie firmy a korporátne firmy. Fungovanie poskytovateľa služieb informovania o účte je znázornené na obrázku 3.



Obrázok 3 Poskytovanie služieb informovania o účte

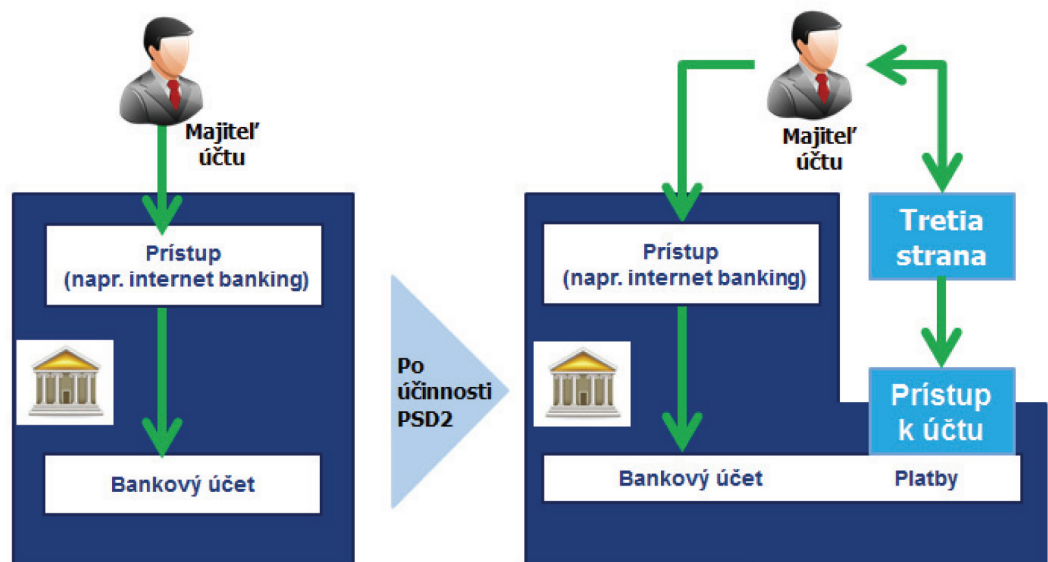
DOPAD PSD2 NA BANKY A INÝCH POSKYTOVATEĽOV PLATOBNÝCH SLUŽIEB

Medzi bankami a novolicencovanými poskytovateľmi služieb je potrebné nastaviť rozumné hranice, ktoré zaručia adekvátnu úroveň bezpečnosti a zároveň nebudú brániť rozvoju a inováciám. Na účely zabezpečenia otvoreného prístupu k účtu mnohé banky implementovali už spomínané aplikačné programové rozhranie (API). Nasadenie a využitie API znázorňuje obrázok 4.

Princípy prístupu a komunikácie sú uvedené v PSD2 a v príslušnom regulačnom technickom štandarde EBA týkajúcom sa silnej klientskej autentifikácie a bezpečnej komunikácie. V rámci prístupu každá banka, ktorá ponúka platobný účet on-line a ktorá poskytla klientovi nástroje na on-line autentifikáciu, bude prístupná licencovanej tretej strane a poskytne jej on-line rozhranie. Dôležité je, že nie je potrebný žiadny zmluvný vzťah medzi bankou a treťou stranou. Čo sa týka komunikácie, autentifikácie a autentizácie, tretia strana sa bude musieť identifikovať voči banke zakaždým, keď bude inicializovaná platobná operácia, alebo pri každej komunikácii s ňou. Tretia strana využíva všetky autentifikačné metódy, ktoré sú platné medzi klientom a bankou (ID, heslo, token, GRID karta atď.). Okrem iného tretie strany nesmú zobrazovať a ani uchovávať osobné údaje klienta (tzv. *credentials*).

Banka a tretia strana sú prepojené prostredníctvom API rozhrania. Detailnejšie informácie, pokiaľ ide o toto nastavenie, sú v príslušnom regulačnom technickom štandarde EBA. V rámci princípu nediskriminácie banky nesmú tretie strany diskriminovať (napr. dodatočným poplatkom alebo oddialením vykonania napr. platobnej operácie).

V neposlednom rade tretie strany majú prístup len k dátam potrebným a nevyhnutným na vykonanie operácie, na ktorú majú explicitný súhlas od klienta. Tretie strany nesmú uchovávať citlivé platobné dáta klienta, požadovať od neho akékoľvek iné dáta ako tie, ktoré sú potrebné na poskytnutie platobnej iniciačnej služby, alebo použiť a ucho-



Obrázok 4 Otvorený prístup k účtu v zmysle PSD2

vávať dáta na iný účel ako ten, na ktorý dostali od platiteľa súhlas. Všetky uvedené pravidlá majú za cieľ zvýšiť bezpečnosť a nastaviť jej jednotnú úroveň v rámci paneurópskeho priestoru.

Okrem dopadu na tvorbu bezpečných a kvalitných aplikačných programových rozhraní, ktoré by mali vykazovať rovnaké kvantitatívne a kvalitatívne parametre a metriku takú ako klientske rozhranie, hovorí sa aj o potrebe novej stratégie bánk. Mala by sa zaviesť, aby sa znížila miera odchodu klientov prostredníctvom nových inovatívnych služieb poskytovaných ich novými poskytovateľmi. Na jednej strane môžeme predpokladať, že banky pravdepodobne stratia monopol na dodávanie niektorých služieb, no na druhej strane vznikne pôda pre novú spoluprácu, na vylepšenie a skvalitnenie ponuky tak na strane banky, ako aj novo licencovaného poskytovateľa. Takáto súťaž a spolupráca v jednom môžu byť podnetom na rozvoj ďalších nových, zaujímavých a trendových inovácií.

ÚLOHY A KOMPETENCIE EBA

Európsky orgán pre bankovníctvo bol vytvorený v roku 2011. V súvislosti s PSD2 je jeho cieľom vypracovať príslušné regulačné a iníciačné technické štandardy a usmernenia. Ide o nezávislý orgán, ktorý zabezpečuje efektívnu a konzistentnú obozretnú reguláciu a dohľad naprieč bankovým sektorom. Jeho prvotným cieľom je udržať finančnú stabilitu v rámci celej EÚ, ako i zabezpečiť integritu, efektívitu a riadne fungujúci bankový sektor.

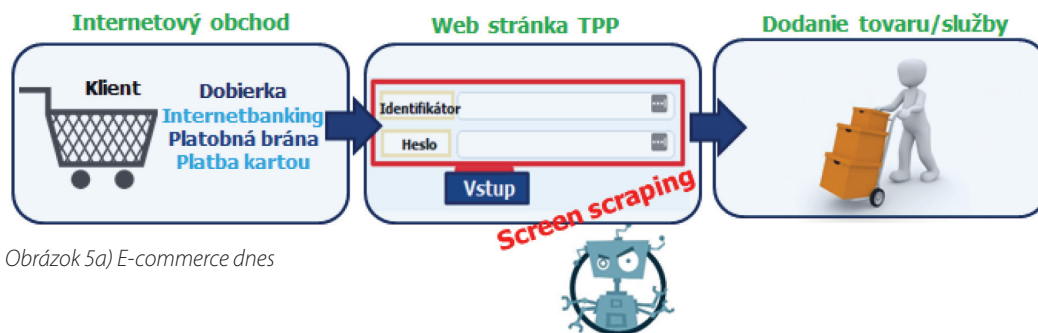
Smernica PSD2 definuje v rámci viacerých článkov mandáty pre EBA na vypracovanie a špecifikovanie požiadaviek týkajúcich sa viacerých kľúčových oblastí. Podľa čl. 98 PSD2 EBA vypracuje v spolupráci s Európskou centrálnou bankou návrh regulačných technických štandardov, ktoré budú špecifikovať požiadavky na silnú klientsku autentifikáciu, výnimky, požiadavky na ochranu dôvernosti a integrity personalizovaných bezpeč-

nostných prvkov používateľov platobných služieb a požiadavky na spoločné a bezpečné otvorené komunikačné normy na účely identifikácie, autentifikácie, oznamovania a informovania, ako aj na vykonávanie bezpečnostných opatrení medzi poskytovateľmi platobných služieb spravujúcimi účet, poskytovateľmi platobných iníciačných služieb, poskytovateľmi služieb informovania o účte, platiteľmi, príjemcami platby a inými poskytovateľmi platobných služieb. Ide o materiál, ktorý je kľúčový na európskom platobnom trhu, keďže nastavuje jednotné pravidlá fungovania medzi jeho jednotlivými hráčmi. Účinnosť tohto materiálu sa odhaduje na druhý polrok roka 2019.

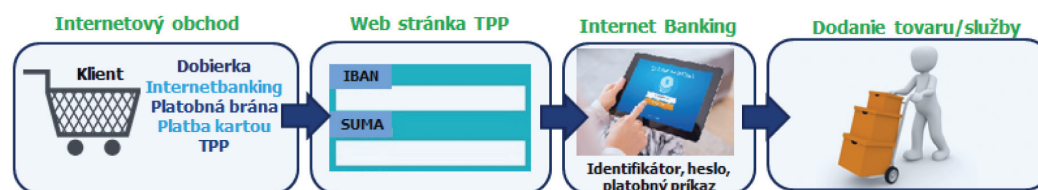
Okrem oblasti bezpečnosti (regulačný technický štandard týkajúci sa silnej klientskej autentifikácie a bezpečnej komunikácie, usmernenie o bezpečnostných opatreniach, usmernenie o ohlasovaní incidentov) sa EBA venuje registru licencovaných poskytovateľov platobných služieb (otázka vnútroštátneho a jednotného európskeho registra vo forme regulačných a implementačných technických štandardov), cezhraničnému dohľadu (regulačný technický štandard týkajúci sa cezhraničných notifikácií a dohľadu a regulačný technický štandard o centrálnych kontaktných bodoch), oblasti ochrany spotrebiteľa (usmernenie o poistení profesijnej zodpovednosti poskytovateľov platobných služieb a usmernenie o reklamačnom poriadku) a licenčnej oblasti (usmernenie o licenčnom procese).

E-COMMERCE VČERA A DNES

Smernica PSD2 zakazuje tretím stranám prístup k iným údajom ako k tým, ku ktorým dal užívateľ výslovný súhlas (čl. 66 a 67 PSD2). Ide o výrazný pokrok na úrovni bezpečnosti, pretože dnes sa v EÚ využíva tzv. *screen scraping*. Screen scraping znamená prístup k bankovým dátam klienta cez klientske rozhranie s využitím používateľských údajov bez toho, aby si bol klient takejto prakti-



Obrázok 5a) E-commerce dnes



Obrázok 5b) E-commerce zajtra, jedno z možných riešení (redirect – presmerovanie)

ky vedomý. Prostredníctvom tohto prístupu bolo teda možné vstúpiť do interného prostredia klienta, odčítať údaje o účtoch, získať informácie o úsporách a celkovo o finančnej situácii klienta. Na zabránenie takémuto stavu banky vytvoria komunikačný kanál, ktorý umožní komunikáciu s treťou stranou za stanovených podmienok. Takýto komunikačný kanál môže mať mnoho podôb, a to formu tzv. dedikovaného rozhrania (*embedded approach*), presmerovania do interného prostredia banky, tzv. *redirect*, alebo špecifickej aplikácie (rozšírené najmä v severných krajinách EÚ, napr. aplikácia BankID). Rozhranie sa bude musieť dostatočne vopred sprístupniť na testovanie. Súčasný a budúci tok v rámci *e-commerce* je znázornený na obrázkoch 5a) a 5b).

ĎALŠIE AKTIVITY

Na úrovni európskych inštitúcií sa otázkam súvisiacim s PSD2 venuje Európska centrálna banka, Európska komisia a aj EBA. Boli vytvorené pracovné skupiny expertov, ktorí majú za úlohu analyzovať dopad PSD2 a regulačných technických štandardov EBA týkajúcich sa silnej klientskej autentifikácie a bezpečnej komunikácie na API v paneurópskom priestore. Jednou z tém bude harmonizácia a tvorba jednotného európskeho

API za účasti predstaviteľov bankového sektora, tretích strán a zástupcov spotrebiteľov.

Problematike rozhraní sa venuje aj Slovenská banková asociácia, ktorá vydala jednotný nepovinný štandard – Slovak Banking API Standard. Tento štandard je od 1. 12. 2017 zdokumentovaný a publikovaný na webovej stránke Slovenskej bankovej asociácie: <http://www.sbaonline.sk/sk/projekty/slovak-banking-api-standard/>.

ZÁVER

Je potrebné dodať, že Slovenská republika vďaka predvídateľnej, dôslednej a včasnej transpozícii PSD2 do novelizačného zákona a tiež vďaka aktívnej participácii Národnej banky Slovenska v pracovnej skupine ECB zaoberajúcej sa otázkami platobných iniciačných služieb sa zaradila medzi tie krajiny EÚ, ktoré priamo sledujú vývoj v oblasti jednotných štandardov na paneurópskom platobnom trhu.

V ďalšom kroku bude zaujímavé sledovať vývoj na národnom, ako aj na celoeurópskom trhu v súvislosti s poskytovaním platobných služieb, najmä čo sa týka rozširovania aktivít nových FinTech spoločností, ponuky v tejto oblasti zo strany telekomunikačných spoločností, v oblasti *e-commerce* a iných inovatívnych produktov.



Očakávaný makroekonomický vývoj SR

Slovenská ekonomika dynamicky rastie a ťahá ju najmä domáci dopyt. V ďalšom období by mala začať vplyvom nábehu nových investícií v automobilovom priemysle prevažovať exportná výkonnosť, čo spôsobí akceleráciu HDP na 4,3 % v tomto roku a na 4,7 % v roku 2019. Následne po odznení prorastových impulzov by sa mal rast ekonomiky spomaliť na 3,8 % v roku 2020. Priaznivý vývoj ekonomiky bude generovať nové pracovné miesta, pričom miera nezamestnanosti by mala poklesnúť až k 6 %. Tento pokles by mal tlačiť na rýchlejší rast miezd, čo sa premietne v rastúcej dopytovej inflácii.

- 1 Aktualizácia strednodobej predikcie P4Q-2017 sa ďalej v texte označuje skratkou P4QA-2017. Potreba aktualizácie decembrovej strednodobej predikcie vychádza z dôvodu pôsobenia NBS vo Výbore pre makroekonomické prognózy, ktorý na základe Ústavného zákona o rozpočtovej zodpovednosti je povinný vypracovať makroekonomickú a daňovú prognózu do 15. februára. Aktualizácia decembrovej strednodobej prognózy sa pripravuje od roku 2013.
- 2 Predikcia je založená na údajoch dostupných k 9. januáru 2018.

AKTUALIZÁCIA STREDNODOBEJ PREDIKCIE P4Q-2017¹

Aktualizácia decembrovej predikcie² vychádza zo spresnených údajov o štruktúre rastu ekonomiky v 3. štvrtroku 2017. Okrem toho boli zakomponované aktuálne mesačné ukazovatele z reálnej ekonomiky v poslednom štvrtroku 2017 a vývoj predstihových indikátorov naznačujúcich smerovanie ekonomiky v krátkodobom horizonte.

V rámci technických predpokladov nedošlo k výraznejším zmenám. Ceny ropy sú vyššie v horizonte predikcie a výmenný kurz je silnejší. Na základe aktuálneho vývoja predstihových indikátorov a krátkodobých predikcií ekonomického rastu eurozóny nedošlo k výraznejšej zmene v očakávaní rastu zahraničného dopytu Slovenska. Ten by mal v roku 2018 vzrásť o 5,0 %, v roku 2019 o 4,4 % a v roku 2020 o 4,1 %.

V rámci aktualizácie decembrovej strednodobej predikcie sa zakomponovala štruktúra rastu ekonomiky za 3. štvrtrok 2017 a dostupné technické predpoklady. Vzhľadom na to, že externé predpo-

klady potvrdzujú priaznivý vývoj a rast ekonomiky bol v 3. štvrtroku v súlade s očakávaniami, predikcia rastu HDP sa nezmenila. V tomto roku by mal rast ekonomiky dosiahnuť 4,3 % s následným zrýchlením na 4,7 % v budúcom roku. Po odznení prorastových impulzov z nových produkčných kapacít v automobilovom priemysle sa očakáva spomalenie na 3,8 % v roku 2020.

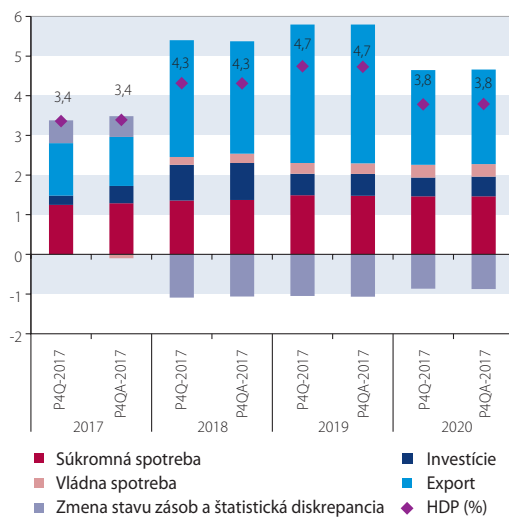
V rámci štruktúry rastu ekonomiky došlo k miernemu prehodnoteniu niektorých zložiek. Slabší ako očakávaný nábeh exportu v 3. štvrtroku sa premietol do spomalenia rastu exportnej výkonnosti v roku 2018. Už od tohto roku by sa však mal začať postupne prejavovať pozitívny impulz z nových investícií v automobilovom priemysle a rast vývozu by mal akcelerovať. Postupný nábeh produkcie novej automobilky by mal ešte zrýchliť export v budúcom roku. Ku koncu horizontu predikcie tieto prorastové efekty odznejú a rast exportnej výkonnosti sa spomalí. Napriek tomu by však mal export rásť rýchlejšie ako zahraničný dopyt a Slovensko by malo získavať trhové podiely.

Nižší rast exportu by mal byť kompenzovaný v tomto roku lepšími investíciami. Vyplýva to z aktuálne rýchlejšej ako predpokladanej obnovy investičného dopytu, najmä v súkromnom sektore. K silnejším súkromným investíciám by sa mal pridať v tomto roku aj rýchlejší rast vládnych investícií vplyvom vyššieho čerpania eurofondov. V ďalšom období by sa mal rast investícií mierne spomaliť z dôvodu odznenia výrazných investícií v automobilovom priemysle.

Súkromná spotreba sa vyvíja v súlade s predpokladmi, keď rastúca dôvera a zlepšujúca sa situácia na trhu práce sa premietajú do zrýchľovania rastu výdavkov domácností. V ďalších rokoch sa predpokladá ešte mierna akcelerácia vyplývajúca z rastúcich príjmov, ktoré vykompenzujú aj nepatrne vyššiu spotrebiteľskú infláciu.

Ukazovatele trhu práce sa koncom roka 2017 vyvíjali v súlade s predpokladmi. Predstihové indikátory však naznačili mierne lepší vývoj zamestnanosti v tomto roku, čo bolo zakomponované do aktualizácie decembrovej predikcie. V strednodobom horizonte by mala cyklická pozícia ekonomiky naďalej zvyšovať zamestnanosť, no tempo jej rastu sa mierne spomalí vplyvom pomalšieho obsadzovania nových pracovných miest. Miera

Graf 1 Štruktúra rastu HDP (medziročný rast v %, príspevky v p. b.)



Zdroj: ŠÚ SR a NBS.

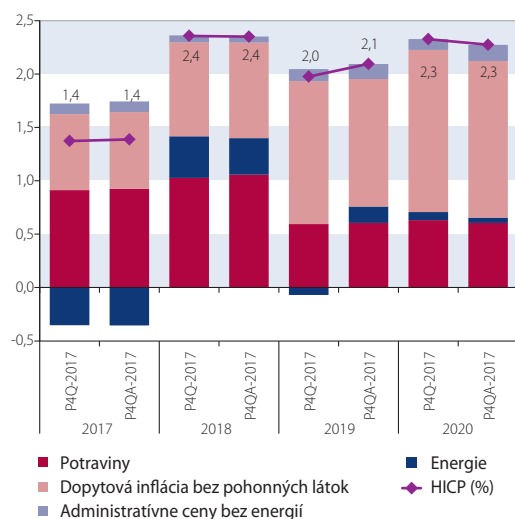
Poznámka: V položke zmena stavu zásob a štatistická diskrepancia je aj nerozdelený import, ktorý zostal po rozpočítaní dovozných náročností.



nezamestnanosti by mala poklesnúť na nové historické minimá (takmer k 6 % na konci horizontu predikcie), čo môže predstavovať prekážku rýchlejšieho rastu zamestnanosti. V rámci predikcie sa predpokladá, že tlaky na trhu práce sa však budú čiastočne zmiernovať prostredníctvom zvyšovania participácie (najmä zvyšovanie pracujúcich ľudí v dôchodkovom veku), nárastom počtu zahraničných pracovníkov, návratom Slovákov pracujúcich v zahraničí a vyšším počtom odpracovaných hodín. Nominálne kompenzácie by mali zrýchľovať tempo rastu v horizonte predikcie, čo by malo odzrkadľovať rast produktivity práce a prehlbujúce sa napätie na trhu práce. Od roku 2018 bolo zapracované zrušenie odvodovej odpočítateľnej položky zdravotného poistenia pre zamestnávateľov, čo by sa malo premietnuť do vyšších nominálnych kompenzácií vo výške približne 0,1 percentuálneho bodu. V reálnych kompenzáciách by však mal byť tento nárast vyvážený vyššou infláciou.

Celková inflácia bola koncom roka 2017 v súlade s predpokladmi z decembrovej predikcie. V tomto roku sa očakáva zrýchlenie inflácie na 2,4 %, k čomu by mali prispievať všetky hlavné komponenty spotrebiteľského koša. Ešte aj v prvom polroku 2018 by mal pretrvávajúť ponukový šok vyšších cien spracovaných potravín. Proinflačne by mali pôsobiť tiež ceny energií, keď sa zvýšia najmä ceny elektrickej energie. Rastúca cena ropy by sa mala premietnuť do vyšších cien pohonných látok. Vyšší spotrebiteľský dopyt by mal potiahnuť aj dopytovú infláciu. V ďalších rokoch by mal odznieť vysoký rast cien spracovaných potravín, čo by malo viesť k zmierneniu inflácie. V porovnaní s decembrovou predikciou došlo k miernemu zvýšeniu inflácie v roku 2019, čo by malo odzrkadľovať vyššie ceny energií.

Graf 2 Porovnanie štruktúry cenového vývoja (medziročný rast v %, príspevky v p. b.)



Zdroj: ŠÚ SR a NBS.

V porovnaní s decembrovou strednodobou predikciou existuje riziko vyššieho rastu miezd, a to v dôsledku legislatívnych zmien (príplatky za prácu cez víkend, sviatok a noc), pričom rozsah vplyvu na ceny a reálnu ekonomiku bude závisieť od definitívne schválenej úpravy Zákonníka práce a od priebehu kolektívnych vyjednaní. Podľa návrhu novely Zákonníka práce by malo dôjsť k zmene príplatkov za prácu v noci, cez víkend a sviatok s účinnosťou od 1. 5. 2018. K tejto zmene by malo dôjsť postupne v dvoch etapách (prvá k máju 2018 a druhá o rok neskôr). Po zohľadnení už dnes vyplácaných príplatkov nad rámec Zákonníka práce by nárast príplatkov mohol mať vplyv na zvýšenie priemernej mzdy kumulatívne do 1,6 % s rozložením na obdobie rokov 2018 až 2020. Príplatky sa dotknú len tých odvetví, ktoré vykonávajú prácu v noci a cez víkend. Okrem toho efekt nárastu príplatkov k nominálnej mzde je závislý od úrovne mzdy – čím je jej úroveň nižšia, tým je efekt vyšší. Dopad na zamestnávateľov bude preto rôzny. Výsledný efekt nárastu príplatkov na dynamiku mzdy za celé národné hospodárstvo môže byť miernejší, keďže bude závisieť aj od priebehu kolektívnych vyjednaní a od počtu pracujúcich v noci a cez víkend (môže byť nižší, ako sa očakáva).³

Riziká v reálnej ekonomike sa tak posunuli mierne smerom k vyššiemu rastu. Súčasne priaznivý vývoj globálnej ekonomiky a zotrvávanie predstihových indikátorov na vysokých úrovniach by mohli na jednej strane zrýchliť rast zahraničného dopytu pre slovenský export. Na strane druhej rizikom nižšieho rastu zostávajú geopolitické faktory a načasovanie spustenia novej produkcie v automobilovom priemysle.

Pokiaľ ide o cenový vývoj, zvýšilo sa riziko rastu cien, keď okrem rýchlejšieho rastu miezd by mohli prorastovo pôsobiť domáce dopytové tlaky a globálne oživenie. To by mohlo byť čiastočne tlmené pretrvávajúcimi nízkymi dovezenými cenami a návratom cien spracovaných potravín k pôvodným úrovniam.

V prípade fiškálnych predpokladov predikcie došlo k revízií deficitu verejných financií za rok 2017 o 0,1 percentuálneho bodu nadol na 1,3 % HDP, keďže hotovostné dáta z konca minulého roka indikujú oproti očakávaniam mierne vyšší výnos dane z pridanej hodnoty, vyššie odvodové príjmy, ako aj nižšie sociálne platby. V horizonte prognózy zostáva výhľad deficitov zachovaný, pričom ku koncu horizontu predikcie by malo byť hospodárenie vlády takmer vyrovnané. Verejný dlh by mal v horizonte predikcie klesať vplyvom znižujúcej sa finančnej potreby štátu pri očakávanom primárnom prebytku rozpočtovej bilancie a klesajúcich úrokových nákladoch až na úroveň 45,2 % HDP v roku 2020.

(odbor ekonomických a menových analýz NBS)

³ Podrobnejšie informácie o predpokladoch a výpočte efektu legislatívnej zmeny na dynamiku miezd možno nájsť v boxe v aktualizácii strednodobej predikcie P4QA-2017 na internetovej stránke NBS.



Vyhlásenie výsledkov súťaže o cenu guvernéra NBS

Guvernér NBS Jozef Makúch v decembri minulého roka udelil cenu guvernéra NBS autorom jednej diplomovej a dvoch dizertačných prác.

Guvernér NBS udelil prvú cenu s odmenou 1500 € Ing. Marekovi Zváčovi za diplomovú prácu s názvom Portfolio Value at Risk and Expected Shortfall using high-frequency data. Druhú cenu s odmenou 1000 € získala Ing. Anna Ruščáková, PhD., za dizertačnú prácu s názvom Sporné otázky menovej politiky a na treťom mieste s odmenou 500 € sa umiestnila Ing. Jozefína Semančíková, PhD., s dizertačnou prácou Kointegrácia exportov a importov tovarov a ich vplyv na makroekonomickú výkonnosť.

Ing. Marek Zváč je absolventom Fakulty financií a účtovníctví na Vysokej škole ekonomickej v Prahe. Vo svojej diplomovej práci skúmal, či viacrozmerné modely s použitím vysoko frekvenčných dát poskytujú významne presnejšie predpovede Portfolio Value at Risk a Expected Shortfall ako viacrozmerné modely s pomocou denných dát. Hlavným výsledkom je, že heterogenná autoregresia s použitím vysoko frekvenčných dát dodala presnejšie alebo prinajlepšom rovnako presné predpovede Value at Risk ako benchmarkové modely s dennými dátami. Druhým podstatným výsledkom je, že aplikácia dostupných štatistických testov neposkytla vierohodný backtesting predpovedí Expected Shortfall.

Ing. Anna Ruščáková, PhD., z Ekonomickej fakulty na Technickej univerzite v Košiciach, vo svojej dizertačnej práci aplikuje prístup faktorovej-vektorovej autoregresie na analýzu transmisných mechanizmov menovej politiky Číny, USA, eurozóny, Japonska a Spojeného kráľovstva. Práca poukazuje

na to, že menová politika vo viacerých krajinách nebola schopná zmierniť kolaps finančného sektora po roku 2008. V eurozóne navrhuje na zvýšenie účinnosti menovej politiky hlbšiu fiškálnu integráciu a nadväzujúce reformy, najmä na trhu práce.

Ing. Jozefína Semančíková, PhD., absolventka Ekonomickej fakulty na Technickej univerzite v Košiciach, analyzovala kointegráciu medzi vývozom a dovozom tovarov, teda ich dlhodobý vzťah vo vybraných krajinách EÚ. Ukazuje sa, že najmä po kríze je dovoz najdôležitejšou premennou vysvetľujúcou vývoz. Vývoz je zasa po domácom dopyte druhou najdôležitejšou premennou vysvetľujúcou dovoz. Politiky, ktoré by mohli znížiť vzájomnú závislosť medzi dovozmi a vývozmi, zahŕňajú diverzifikáciu obchodu aj mimo krajín EÚ, diverzifikáciu produkcie do iných odvetví alebo zníženie energetickej a kapitálovej náročnosti produkcie.

Súťaž o cenu guvernéra NBS pre študentov vysokých škôl za najlepšiu dizertačnú, prípadne aj diplomovú prácu v oblasti ekonómie vyhlásila centrálna banka po piaty raz. Do súťaže o cenu guvernéra sa mohli zapojiť študenti vysokých škôl na Slovensku alebo aj slovenskí občania študujúci v zahraničí. V roku 2017 bolo možné prihlásiť práce obhájené v školskom roku 2016/2017, a to najmä dizertačné práce v oblasti menovej ekonómie, makroekonómie, finančnej ekonómie a finančnej stability, ktoré majú výnimočnú kvalitu a sú originálnym prínosom k vedeckému poznaniu. Práce vyhodnocovala odborná porota zložená zo zástupcov akademickej obce a Národnej banky Slovenska.



*Guvernér NBS s autormi ocenených prác (zľava): Jozefína Semančíková, Anna Ruščáková, Marek Zváč a Jozef Makúch.
Foto: Roman Benický*



Portfolio Value at Risk and Expected Shortfall using high-frequency data

Marek Zváč¹

Faculty of Finance and Accounting, University of Economics, Prague

The main objective of this thesis is to investigate whether multivariate models using high-frequency data provide significantly more accurate forecasts of Value at Risk (VaR) and Expected Shortfall (ES) than do multivariate models using only daily data. We employ a parsimonious HAR model and its asymmetric version that uses high-frequency data for modelling of the realised covariance matrix. The selected benchmark models are the well-established DCC-GARCH and EWMA. The computation of VaR and ES is done through parametric, semi-parametric and Monte Carlo simulations. The loss distributions are represented by multivariate Gaussian, multivariate Student's t, multivariate distributions simulated by Copula functions, and multivariate filtered historical simulations. The following univariate loss distributions are used: GPD from EVT; empirical and standard parametric distributions. The main finding is that the VaR forecasting accuracy of the HAR model using high-frequency data is superior, or at least equal, to that of benchmark models based on daily data. Finally, backtesting of ES remains very challenging; the forecasts were not credibly validated by the applied Test I and Test II.

MOTIVATION

The recent financial crisis in 2007-2009 showed that neither Value at Risk (VaR) that is in effect only the lower or upper quantile of the loss distribution nor just using daily closing prices is sufficient risk approach. The academic research was aware of these main issues, and hence since 1997 there has been proposed the alternative to VaR called Expected Shortfall (ES) that studies the average of loss distribution given that VaR was exceeded. Thus, ES is more informative about the possible risk according to certain probability. Simultaneously to ES, since 1998, there has been started a deep research about the utilization of prices sampled with higher frequency than one day until the finest frequency that is transaction by transaction also for risk management purposes. The importance of ES has been recently even magnified as Basel Committee in 2013 announced that ES is going to replace VaR measure for calculation of capital requirements. In case of high-frequency data (HFD), meaning prices, the rapid technological progress allowed to boost significantly the computation power resulting in the substantial volume of trading. Many markets turned to such liquidity that intraday information become statistically relevant also for the measurement of volatility and covariance that is currently known as realized measures. These events give the main motivation for this master thesis to investigate ES besides of VaR. Additionally, our investigation is from the portfolio perspective because we are usually interested in various assets at least for the diversification purposes in practice as basic technique to minimize the risk. The main objectives of this thesis are to investigate whether multivariate models using High-frequency data provide significantly more accurate forecasts of VaR and ES than multivariate models using only daily data. The investigation

will be carried out through answering following questions: What model and approach provides the most accurate forecasts of VaR and ES? Does the best model and approach of VaR perform similarly also in the forecasting of ES? What is the difference between the two approaches for various market volatility periods (stable versus turbulent period)?

Our contribution according to review of literature is that there has not been published or found by author yet an article which investigate the application of high-frequency data in terms of realized measure in multivariate space in order to estimate ES measure. Furthermore, we provide a comprehensive comparison of the difference between high-frequency and daily data according to all standard methods of calculation VaR and ES. Such scope has not been conducted yet to the best author's knowledge.

However, the conducted research is limited in the certain areas. The first limitation lies in the type of products used in the portfolio. The portfolio consists of only linear products such as futures and spot prices. The reason is that applied models do not capture correctly nonlinear dependency between the price of product and the underlying variables. The second limitation is that the agent using VaR and ES measures is a price taker and he is able to close out its entire position for the market price from the used data set. Therefore, the liquidity adjustment of VaR and ES is omitted. The third limitation is that we investigate only passive risk management application and we do not study the active one such as incremental, marginal and component VaR and ES. Another limitation is an assumption that circuit breakers applied on futures products in our portfolio will remain in the same structure also for the future implying that we do not expect the structural change from the regulator.² The last limitation is in the size of port-

- ¹ This article is a summary of a dissertation entitled "Portfolio Value at Risk and Expected Shortfall using High-frequency data". The dissertation was granted first place in the NBS Governor's Award for an outstanding dissertation thesis or diploma thesis in the area of monetary economics, macroeconomics, or financial economics.
- ² The latest example how such an assumption can be strong is the unexpected exit of peg on Swiss franc by Swiss National Bank. It caused the unseen volatility in the entire history of currency trading since the floating regime was established.



folio and variety of assets since the used portfolio contains only four and low correlated assets. In the case of larger portfolio or high correlated assets, the different approaches or models would be more suitable.

LITERATURE REVIEW

Daily realized volatility and covariance are estimated, in their naïve version, as the sum of the squared intraday returns and the sum of the products of intraday returns, respectively. Based on this methodology, realized volatility and covariance are, in principle, observable and estimators become non-parametric (model-free). The new paradigm of volatility and covariance estimators perceived as realized ones was introduced in the seminal work of Andersen & Bollerslev (1998) and Andersen et al. (1999). The theoretical framework of realized volatility and covariance can be found in Andersen et al. (2003), Barndorff-Nielsen & Shephard (2004) and comprehensive summary in McAleer & Medeiros (2008) and Bauwens et al. (2012).

An essential property of forecasted covariance matrix for computation of VaR is the Positive Semi-Definiteness (PSD). This property is not guaranteed from the naïve version of realized covariance due to market microstructure noise and hence, one of the proposed augmented realized covariance estimators satisfying mentioned property is multivariate realized kernel of Barndorff-Nielsen et al. (2011). The other methods insuring PSD property include the Matrix Logarithm transformation of realized covariance of Bauer & Vorkink (2007) and adapting long-memory univariate model Heterogeneous Autoregression (HAR) of realized volatility of Corsi (2009) on the individual elements of transformed realized covariance matrix. The similar technique is used by Chiriac & Voev (2011) which applies Cholesky decomposition of realized covariance and forecasting Cholesky factors by a multivariate long-memory Vector Autoregressive Fractionally Integrated Moving Average (VARFIMA) model and univariate HAR model. The drawback of previous two approaches was a loss of interactions between variances and covariances. In a different approach Gouriéroux et al. (2009) modeled entire realized covariance matrix by the Wishart Autoregression (WAR) and further extensions by block WAR and HAR-WAR can be found in Bonato et al. (2009) or asymmetric version of WAR in Jin & Maheu (2010). The dynamic generalization of the models of Gouriéroux et al. (2009) and Jin & Maheu (2010) was proposed by Golosnoy et al. (2012) as a Conditional Autoregressive Wishart (CAW). A new class of multivariate models modeling realized covariance matrix can be considered also a High-frequency-based Volatility (HEAVY) model of Noureldin et al. (2012).

Finally, we assess the literature of papers investigating potential benefits of high-frequency data in estimation of portfolio VaR and ES in a multivariate dimension. We can divide papers in two groups, those do compare the performance against daily data based models and those that do not.

Let's start with the first group initiated by McMillan et al. (2008) who found the preferred model is univariate GARCH estimated on the raw intraday portfolio returns to multivariate Vector Autoregression (VAR) model using the same type of data or other models using daily data. Following innovative report of Fengler & Okhrin (2012) showed that proposed realized copula managed to adopt quickly to volatile events thanks to utilization of high-frequency data and enabled sufficient capturing of non-trivial tail-dependence structures in comparison with Gaussian copulas and hence, realized copulas were superior to other models. Another very comprehensive comparison is due to Candila (2013) where he evaluated rolling realized covariance, CAW models versus BEKK, DCC-GARCH and Generalized Orthogonal GARCH (GO-GARCH) models without finding the significant difference of forecasting portfolio VaR. The only one result considering the most appropriate models such as DCC-GARCH and RiskMetrics™ based on daily is in the master thesis of Čech (2013). Even though he included not only basic multivariate HAR model based on Cholesky decomposition but also more advanced WAR models of Bonato *et al.* (2009). The biggest sample of data consisting of 52 stocks of the largest U.S. financial institutions is in Boudt et al. (2014) with the most accurate VaR forecasts recorded by model utilizing high-frequency data by corrected realized Dynamic Conditional Correlation (cRDCC) on Cholesky decomposed realized covariance (Liquidity sorting type) using Autoregressive Fractionally Integrated Moving Average (ARFIMA) model. Generally, cRDCC performed good and Scalar-BEKK or HEAVY significantly worse in comparison cRDCC or cDCC. The last one comparing article is Fengler & Okhrin (2016) with the same conclusion as in Fengler & Okhrin (2012) namely with Cholesky decomposition irrespective to marginal distribution or type of realized copula but in the context of additional high-frequency and daily data models.

The second group of papers that did not assess performance of portfolio VaR between high-frequency and daily data models can serve as the inspiration for further assessment, specifically Bonato et al. (2009), Bauwens et al. (2014) and Brechmann et al. (2015). To the best knowledge of author, there is only one paper of estimating VaR and ES portfolio Ubukata & Watanabe (2015) but entirely for purposes of hedging performance and not risk management one.

METHODOLOGY AND DATA

Our benchmark models for modeling of covariance matrix use daily prices represented by the Exponential weighted moving average (EWMA) model with estimated parameter $\lambda = 0.94$ by RiskMetrics J.P.Morgan (1996) and well established Dynamic Conditional Correlation (DCC)-Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH) of Engle (2000) with its asymmetric version ADCC introduced by Cappiello et al. (2006) and GJR introduced by Glosten et al. (1993). The



representation of model using high-frequency data is multivariate Heterogeneous Autoregression (HAR) of Chiriac & Voev (2011) inspired by univariate HAR model suggested by Corsi (2009) and simplified asymmetric HAR of DARV-HAR suggest by Allen et al. (2014) that has the same construction as the asymmetric GJR-GARCH(1,1). Realized (co)variance in its naive version on day t and a number of intraday returns M is defined as

$$RV_t = \sum_{j=1}^M r_{t,j}^2 \quad RCOV_t = \sum_{j=1}^M r_{t,j} r'_{t,j} \quad (1)$$

HAR model suggested by Corsi (2009)

$$RV_{t+1}^{(d)} = c + \beta^{(d)}RV_t^{(d)} + \beta^{(w)}RV_t^{(w)} + \beta^{(m)}RV_t^{(m)} + v_t, v_t \sim iid(N, \sigma_v^2) \quad (2)$$

We implement all standard methods of calculation of VaR and ES meaning parametric, semi-parametric and non-parametric. Parametric method is represented by elliptical distributions, specifically multivariate Gaussian and Student's t . The Filtered Historical Simulations belongs to class of semi-parametric method of calculation of VaR and ES and it was suggested by Barone-Adesi et al. (1998) and Barone-Adesi et al. (1999). The last method uses an advanced econometric approach such as Gaussian and t copula which parameters are estimated in two steps. First step is to estimate parameters for margins (parametrically using univariate Gaussian and Student's t probability distribution, semi-parametrically using Generalized Pareto Distribution via Extreme Value Theory (EVT) with peaks-over-threshold approach and non-parametrically using empirical distribution function). Second step is to estimate a parameter for copula function.

We understand under the term backtesting as quantitative check of the significance of the forecasts from the out-of-sample against the realization of the losses. Nonetheless, backtesting methods do not pick up the best model from the set of candidate models, given data. Therefore, we introduce also the methods for model selection using loss functions. In case of VaR, we applied following backtests: Unconditional Coverate Test (UC) of (Kupiec, 1995), Conditional Coverage Test (CC) of (Christoffersen, 1998), Dynamic Quantile Test (DQ) of (Engle and Manganelli, 2004) and model selection methods: Regulator Loss Function (RLF) of (Lopez, 1998), Firm Loss Function (FLF) of (Jondeau et al., 2007, p. 343) and Asymmetric Loss Function (ALF) of (González-Rivera et al., 2004). In our case, we are going to apply RLF and FLF with $\gamma = 2$ and instead of constant interest rate i , we choose classical risk premium from Capital Asset Pricing Model (CAPM) as the difference between market return³ and risk free return⁴ representing an opportunity cost of reserved capital for VaR measure. Moreover, we assume zero transaction cost.

In case of backesting of ES, the scholars brought on light a fundamental question whether ES is

backtestable since Gneiting (2011) showed that ES lacks a mathematical property called *elicitability* while VaR does have it. Gneiting (2011) showed it is not possible to find minimizing scoring function for ES and hence, ES is not elicitable. This sparked a new global discussion among scholars, research and practitioners about ES backtesting because Basel Committee did not suggest that time any backtesting method (neither if it exists) for ES but to keep backtesting 99% and 97.5% VaRs. These circumstances motivated research to investigate how and if ES can be backtested. As Acerbi & Szekely (2014a) points out that the most of people understood Gneiting (2011) that ES is not backtestable at all and they explain it was further strengthened by statement of Embrecht "ES cannot be back-tested because it fails to satisfy elicibility... If you held a gun to my head and said: 'We have to decide by the end of the day if Basel 3.5 should move to ES, or do we stick with VaR', I would say: 'Stick with VaR' " said in 2013 at Imperial College. The opposition to these statements was formalized in the article of Acerbi & Szekely (2014b) where the authors firstly argue that the property of elicibility has to do only with model selection in order to choose the best model among competitors and additional argument is that currently VaR is backtested without exploiting its elicibility property. Therefore, they suggested three ES non-parametric tests using Monte-Carlo simulations even with missing elicibility property because it is not needed for backtesting of ES. Another insightful article of Emmer et al. (2015) showed that ES is conditionally elicitable and proposed another non-parametric without need of Monte-Carlo simulations.

The great overview of ES backtesting methods is written in the master thesis of Wimmerstedt (2015) including implementation of four of them. The others were not chosen due to their parametric assumptions and requirement of large out-of-sample samples. The conclusion of that master thesis is that

- 3 Daily log return of settlement prices of continuous front month futures ES1.
- 4 Daily log return of settlement prices of continuous front month US Treasury notes futures TU1 with maturity 2 years.

Table 1 Chosen models

	High-frequency	Daily
Variance-Covariance	HAR.Chol	EWMA ($\lambda = 0.94$)
Models	LHAR.Chol	DCC.GARCH(1,1)
		DCC.GJR.GARCH(1,1)
		aDCC.GJR.GARCH(1,1)
Method	Distribution	
Parametric	MV-Normal	
	MV-t	
Semi-parametric	FHS	
Monte Carlo	GaussCopula Normal-Normal	
	GaussCopula Empirical-Normal	
	GaussCopula GPD+Kernel	
	tCopula t-t	
	tCopula Empirical-t	
	tCopula GPD+Kernel	

Source: Author's computation.



backtesting of ES is possible but the complexity is significantly higher compared to the backtesting of VaR and further research is needed. Nonetheless, the author prefers the test of Emmer et al. (2015) where ES is backtested through approximation of several VaR levels. We are going to implement first two tests proposed by Acerbi & Szekely (2014b) due to their non-parametric, simulation properties and possibility to backtest on just one confidence level contrary to test of Emmer et al. (2015) which

is designed for four or even more confidence levels what increase computational burden.

In order to assess our predictive models, we use cross-validation technique in our backtests. We use the proportion for each in-sample 67% of data and out-of-sample remaining 33%. We characterize three scenarios as *Full* sample from January 3, 2008 until June 12, 2015 consisting of 1,844 business days. The second one is a subsample of time period with *High* volatility from January 2,

Table 2 VaR and ES Test I results for Full sample and significant models

Model	VR	UC pv	CC pv	DQ pv	RLF	RLF %	FLF	FLF %	ALF	ALF %	Z1	Z1 pv
<i>Best 3</i>												
HAR.Chol.RCOV.N	1.3	0.22	0.44	0.62	0.019	0	0.243	100	0.039	73	-0.27	0.58
HAR.Chol.RCOV.t	1.2	0.46	0.64	0.66	0.018	15	0.244	94	0.039	73	-0.18	0.48
HAR.tC.e	1.1	0.82	0.72	0.61	0.019	0	0.248	61	0.039	73	-0.22	0.27
<i>Worst 3</i>												
LHAR.nC.n	0.6	0.09	0.07	0.14	0.015	61	0.256	18	0.042	6	-0.42	0.12
LHAR.Chol.RCOV.N	0.6	0.09	0.07	0.15	0.012	97	0.262	3	0.043	0	-0.29	0.34
LHAR.Chol.RCOV.FHS	0.6	0.09	0.07	0.15	0.012	97	0.264	0	0.043	0	-0.09	0.27

Source: Author's computation.

Note: VR stands for violation ratio. The perfect VR should be equal to 1. UC, CC and DQ stand for Unconditional Coverage test, Conditional Coverage test and Dynamic Quantile test (only p-values are presented). RLF, FLF, ALF stand for average value of Regulator, Firm and Asymmetric Loss Function. RLF, FLF, ALF with symbol % stand for percentile value. Z1 stands for test statistics of Test I and Z1 pv for its p-value. If p-value of Z1 test obtains value (-) it means that it could not be computed.

Table 3 VaR and ES Test I results for High sample and significant models

Model	VR	UC pv	CC pv	DQ pv	RLF	RLF %	FLF	FLF %	ALF	ALF %	Z1	Z1 pv
<i>Best 3</i>												
HAR.tC.gpd	1.8	0.08	0.17	0.42	0.014	67	0.835	37	0.059	93	-0.01	0.95
LHAR.tC.gpd	1.0	0.93	0.86	0.99	0.006	100	0.861	4	0.059	93	0.05	-
LHAR.nC.gpd	0.8	0.61	0.79	0.99	0.007	93	0.856	7	0.059	93	-0.03	-
<i>Worst 3</i>												
GARCH.nC.n	1.6	0.16	0.24	0.43	0.028	0	0.787	100	0.065	7	-0.28	0.47
DCC.GARCH.COVT	1.8	0.08	0.17	0.36	0.028	0	0.801	67	0.066	0	-0.15	0.59
GARCH.tC.t	1.6	0.16	0.24	0.40	0.027	7	0.792	81	0.066	0	-0.15	0.54

Source: Author's computation.

Note: VR stands for violation ratio. The perfect VR should be equal to 1. UC, CC and DQ stand for Unconditional Coverage test, Conditional Coverage test and Dynamic Quantile test (only p-values are presented). RLF, FLF, ALF stand for average value of Regulator, Firm and Asymmetric Loss Function. RLF, FLF, ALF with symbol % stand for percentile value. Z1 stands for test statistics of Test I and Z1 pv for its p-value. If p-value of Z1 test obtains value (-) it means that it could not be computed.

Table 4 VaR and ES Test I results for Low sample and significant models

Model	VR	UC pv	CC pv	DQ pv	RLF	RLF %	FLF	FLF %	ALF	ALF %	Z1	Z1 pv
<i>Best 3</i>												
HAR.Chol.RCOV.N	1.1	0.74	0.77	0.53	0.004	0	0.201	24	0.028	83	-0.21	0.70
HAR.Chol.RCOV.t	1.1	0.74	0.77	0.53	0.004	0	0.203	17	0.028	83	-0.09	0.74
DCC.GJR.GARCH.COVT	0.8	0.62	0.80	0.29	0.002	31	0.193	69	0.028	83	-0.10	0.84
<i>Worst 3</i>												
GARCH.nC.n	1.1	0.74	0.77	0.06	0.002	31	0.189	90	0.030	3	-0.07	-
GARCH.nC.gpd	0.8	0.62	0.80	0.39	0.002	31	0.193	69	0.030	3	-0.03	-
DCC.GJR.GARCH.COVT.FHS	0.8	0.62	0.80	0.41	0.003	10	0.187	93	0.031	0	0.10	-

Source: Author's computation.

Note: VR stands for violation ratio. The perfect VR should be equal to 1. UC, CC and DQ stand for Unconditional Coverage test, Conditional Coverage test and Dynamic Quantile test (only p-values are presented). RLF, FLF, ALF stand for average value of Regulator, Firm and Asymmetric Loss Function. RLF, FLF, ALF with symbol % stand for percentile value. Z1 stands for test statistics of Test I and Z1 pv for its p-value. If p-value of Z1 test obtains value (-) it means that it could not be computed.



2009 until December 30, 2011 consisting of 750 business days with some stress events and the third one is a subsample of time period with *Low* volatility from January 3, 2012 until December 31, 2014 consisting of 742 business days. Our portfolio consists of the most liquid representatives of major financial asset classes denominated in the U.S. dollars. Specifically, the data employed in this thesis are E-mini futures S&P 500, Light Crude Oil futures, Spot gold and spot EURUSD for the time period from January 3, 2008 to June 12, 2015.

CONCLUSIONS

Regarding to data analysis, we implemented the naive estimator of realized covariance constructed by homogeneously spaced returns on 20 minutes frequency (volatility and relatively also covariance is stabilized around this frequency on signature covariance plot), synchronization according to fixed time when all assets were traded and omitting the overnight returns. We found that overnight returns were only significant between Friday closing and Monday opening on CL and XAUUSD asset. Our synchronization technique resulted in high reduction of data as we had left only 69 observations per business day. Moreover, the long-memory effect was confirmed on all elements of realized covariance matrix that provided the support for our multivariate HAR model. Overall, the estimation of realized covariance matrix is still relatively in its infancy period and hence, the more advanced methods are very sophisticated with little documentation of their implementation in practice. From the practical point of view, one thinking about HFD sampled with very high frequencies must be also aware of substantial increased demand of computation power. Subsequent modeling of realized cov-

ariance matrix was very efficient due to the parsimony and stability of multivariate HAR models. We tried to apply also ARFIMA model in the same fashion as multivariate HAR but it was very unstable estimation returning many errors during estimation in R. The estimation of multivariate distributions through copula functions is very well-documented and implemented also in R. The challenging point was the determination of threshold level for the GPD. Based on the Monte Carlo experiment in McNeil et al. (2015, pp. 161-162) where they concluded that optimal choice of the threshold level would be from the sample of 100-150 exceedances, we decided to set the threshold to such percentage of observations in order to get around 100 observations that should provide stable estimates of GPD.

Regarding to answers to our main objective and following questions, we are going to answer through our empirical results of our backtesting and model selection methods (the position of models were determined by the asymmetric loss function). All empirical results are derived for full sample called *Full* scenario and subsamples containing periods of high volatility called *High* scenario and low volatility called *Low* scenario. The first question was "What model and approach provides the most accurate forecasts of VaR and ES?" The answer is that the most robust performance was achieved by utilization of HFD through univariate HAR using copula function either Gaussian or *t* in terms of forecasts of VaR. The second question was "Does the best model and approach of VaR perform similarly also in the forecasting of ES?" Unfortunately, we are not able to answer this question. The reason is that backtests of ES did not give credible results since both tests did not reject any model on significance level 5%. Moreover, the Test I did not even calculate p-value on some models because the simulation via bootstrapping resulted in calculation of p-value that would include division by zero what is undefined mathematical operation. The both tests were rather disappointing and probably the backtesting approach by approximation of ES by VaR for different confidence levels can be better alternative as it was suggested by Emmer et al. (2015). The third question was "What is the difference between the two approaches for various market volatility periods (stable versus turbulent period)?" The answer is there is significant difference. When we have a look on top models in High scenario in Table 2, we can find the best performing model asymmetric version of univariate HAR called LHAR with Gaussian or *t* copula using GPD as marginal distribution. These models coped with the fat tails the best. Anyway, asymmetric version of univariate HAR was an excellent model in all its variations in High scenario. Another interesting result is from Low scenario where all models either using HFD or daily data performed relatively the same. It tells us that backtesting and selecting the models based on this scenario is very low robust. The final answer for our main objective is that Heterogeneous Autoregression model using high-

Table 5 ES Test II results for 2 models with the closest and the furthest Z2 statistics from zero for all scenarios

Scenario	Model	Z2	pv
<i>Full</i>	DCC.GARCH.COV.FHS	0.02	0.85
	aDCC.GJR.GARCH.COV.N	-0.02	0.91
	HAR.Chol.RCOV.N	-0.67	0.95
	EWMA.COV.t	0.58	0.43
<i>High</i>	LHAR.Chol.RCOV.FHS	0.01	0.54
	LHAR.tC.gpd	0.08	0.76
	EWMA.COV.FHS	-1.61	0.44
	HAR.nC.e	-1.66	0.72
<i>Low</i>	EWMA.COV.t	0.00	0.38
	GARCH.tC.e	-0.09	0.72
	LHAR.tC.gpd	0.72	0.96
	LHAR.nC.gpd	0.70	0.97

Source: Author's computation.



frequency data delivered superior or at least the same accuracy of forecasts of VaR to benchmark models (DCC-GARCH or EWMA) based on daily data. Nevertheless, EWMA model was the worst performing model from all because it was rejected in all scenarios and therefore it was not included in model selection. The model selection based on loss functions revealed also interesting information. The regulatory loss function was giving more or less inverse preference of models than firm loss function. This was the reason why we implement-

ed asymmetric loss function as our decisive criterion to define the order of preference of models. Another important finding about backtesting of ES is that depending on the definition of "backtesting", the backtesting might not exist or at least the model selection does not exist due to lack of elicibility what means there does not exist scoring function such as loss functions applied in the model selection of VaR. Overall, backtesting of ES remains very challenging; the forecasts were not credibly validated by the applied Test I and Test II.

Bibliography

1. Acerbi, C. & B. Szekely (2014a): "Testing expected shortfall." https://www.parmenides-foundation.org/fileadmin/redakteure/events/Workshop_Kondor_02_03.06.2014/Acerbi_ES-Backtest_reduced_size.pdf. Accessed: 2017-03-01.
2. Acerbi, C. & B. Szekely (2014b): "Backtesting Expected Shortfall." *Technical report*, MSCI Inc.
3. Allen, D. E., M. McAleer, & M. Scharth (2014): "Asymmetric Realized Volatility Risk." *Journal of Risk and Financial Management* 7(2): pp. 1-80.
4. Andersen, T. G. & T. Bollerslev (1998): "Answering the Skeptics: Yes, Standard Volatility Models Do Provide Accurate Forecasts." *International Economic Review* 39(4): pp. 885-905.
5. Andersen, T. G., T. Bollerslev, F. X. Diebold, & P. Labys (1999): "(Understanding, Optimizing, Using and Forecasting) Realized Volatility and Correlation." *New York University, Leonard N. Stern School Finance Department Working Paper Series 99-061*, New York University, Leonard N. Stern School of Business.
6. Andersen, T., T. Bollerslev, F. Diebold, & P. Labys (2003): "Modeling and forecasting realized volatility." *Econometrica* 71(2): pp. 579-625.
7. Bauer, G. H. & K. Vorkink (2007): "Multivariate Realized Stock Market Volatility." *Technical report*.
8. Bauwens, L., C. M. Hafner, & S. Laurent (2012): *Handbook of Volatility Models and Their Applications*. Wiley, 1 edition.
9. Bauwens, L., M. Braione, & G. Storti (2014): "Forecasting comparison of long term component dynamic models for realized covariance matrices." *CORE Discussion Papers 2014053*, Université atholique de Louvain, Center for Operations Research and Econometrics (CORE).
10. Barndorff-Nielsen, O. & N. Shephard (2004): "Econometric analysis of realized covariation: High frequency based covariance, regression, and correlation in financial economics." *Econometrica* 72(3): pp. 885-925.
11. Barndorff-Nielsen, O. E., P. R. Hansen, A. Lunde, & N. Shephard (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.
12. Barone-Adesi, G., F. Bourgoin, & K. Giannopoulos (1998): "Don't look back!" *Risk* 11: pp. 100-103.
13. Barone-Adesi, K. Giannopoulos, & L. Vosper (1999): "Var without correlations for portfolios of derivatives securities." *Journal of Futures Markets* 19: pp. 583-602.
14. Bonato, M., M. Caporin, & A. Rinaldo (2009): "Forecasting realized (co)variances with a block structure Wishart autoregressive model." *Technical report*.
15. Boudt, K., S. Laurent, A. Lunde, & R. Quaevlieg (2014): "Positive Semidefinite Integrated Covariance Estimation, Factorizations and Asynchronicity." *CREATES Research Papers 2014-05*, Department of Economics and Business Economics, Aarhus University.
16. Brechmann, E. C., M. Heiden, & Y. Okhrin (2015): "A multivariate volatility vine copula model." *Econometric Reviews* 0(0): pp. 1-28.
17. Candila, V. (2013): "A comparison of the forecasting performances of multivariate volatility models." *Working Papers* 3_228; Dipartimento di Scienze Economiche e Statistiche, Università degli Studi di Salerno.
18. Cappiello, L., R. F. Engle, & K. Sheppard (2006): "Asymmetric Dynamics in the Correlations of Global Equity and Bond Returns." *Journal of Financial Econometrics* 4(4): pp. 537-572.
19. Chiriac, R. & V. Voev (2011): "Modelling and forecasting multivariate realized volatility." *Journal of Applied Econometrics* 26(6): pp. 922-947.
20. Christoffersen, P. (1998): "Evaluating interval forecasts." *International Economic Review* 39(4): pp. 841-62.
21. Corsi, F. (2009): "A Simple Approximate Long-Memory Model of Realized Volatility." *Journal of Financial Econometrics*.
22. Čech, F. (2013): *Dynamic portfolio optimization during financial crisis using daily data and high frequency data*. Master's thesis, The Charles University in Prague, Czech Republic.
23. Emmer, S., M. Kratz, & D. Tasche (2015): "What is the best risk measure in practice? A comparison of standard measures." *Journal of Risk* 18: pp. 31-60.
24. Engle, R. F. (2000): "Dynamic Conditional Correlation - A Simple Class of Multivariate GARCH Models." *University of California at San Diego, Economics Working Paper Series qt56j4143f*, Department of Economics, UC San Diego.
25. Engle, R. & S. Manganelli (2004): "Caviar: Conditional autoregressive value at risk by regression quantiles." *Journal of Business Economic Statistics* 22: pp. 367-381.
26. Fengler, M. & O. Okhrin (2012): "Realized Copula." *Economics Working Paper Series 1214*, University of St. Gallen, School of Economics and Political Science.
27. Fengler, M. R. & O. Okhrin (2016): "Managing risk with a realized copula parameter." *Computational Statistics & Data Analysis* 100(C): pp. 131-152.
28. Glosten, L. R., R. Jagannathan, & D. E. Runkle (1993): "On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks." *Staff Report 157*, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
29. Gneiting, T. (2011): "Making and evaluating point forecasts." *Journal of the American Statistical Association* 106(494): pp. 746-762.
30. Golosnoy, V., B. Gribisch, & R. Liesenfeld (2012): "The conditional autoregressive Wishart model for multivariate stock market volatility." *Journal of Econometrics* 167(1): pp. 211-223.
31. González-Rivera, G., T.-H. Lee, & S. Mishra (2004): "Forecasting volatility: A reality check based on option pricing, utility function, value-at-risk, and predictive likelihood." *International Journal of Forecasting* 20(4): pp. 629-645.
32. Gouriéroux, C., J. Jasiak, & R. Sufana (2009): "The wishart autoregressive process of multivariate stochastic volatility." *Journal of Econometrics* 150(2): pp. 167-181. Recent Development in Financial Econometrics.
33. Jin, X. & J. M. Maheu (2010): "Modelling Realized Covariances and Returns." *Working Papers tecipa-408*, University of Toronto, Department of Economics.
34. Jondeau, E., S.-H. Poon, & M. Rockinger (2007): *Financial modeling under non-gaussian distributions*. Springer Finance. Springer.
35. J.P.Morgan (1996): "RiskMetricsTM - Technical Document." *Working papers*, J.P. Morgan.
36. Kupiec, P. (1995): "Techniques for verifying the accuracy of risk measurement models." *Finance and Economics Discussion Series 95-24*, Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.).
37. Lopez, J. (1998): "Methods for evaluating value-at-risk estimates." *Technical report*.
38. McAleer, M. & M. Medeiros (2008): "Realized volatility: A review." *Econometric Reviews* 27(1-3): pp. 10-45.
39. McMillan, D. G., A. E. Speight, & K. P. Evans (2008): "How useful is intraday data for evaluating daily Value-at-Risk?" *Journal of Multinational Financial Management* 18(5): pp. 488-503.
40. McNeil, A. J., R. Frey, & P. Embrechts (2015): *Quantitative Risk Management: Concepts, Techniques and Tools (Princeton Series in Finance)*. Princeton University Press, revised edition.
41. Noureldin, D., N. Shephard, & K. Sheppard (2012): "Multivariate high-frequency-based volatility (heavy) models." *Journal of Applied Econometrics* 27(6): pp. 907-933.
42. Ubukata, M. & T. Watanabe (2015): "Evaluating the performance of futures hedging using multivariate realized volatility." *Journal of the Japanese and International Economies* 38: pp. 148-171.
43. Wimmerstedt, L. (2015): *Backtesting Expected Shortfall: the design and implementation of different backtests*. Master's thesis, KTH Royal Institute of Technology in Stockholm, Sweden.



Sporné otázky menovej politiky

Anna Ruščáková¹

Technická univerzita v Košiciach

Vzhľadom na turbulentný vývoj na svetových finančných trhoch a vo svetovej ekonomike a na výzvy, ktorým ich aktéri v súčasnosti čelia, je nevyhnutné neustále analyzovať a prehodnocovať konanie orgánov zodpovedných za výkon menovej politiky v jednotlivých krajinách a integračných zoskupeniach a upozorňovať na zlyhania v tejto oblasti a na elementárne problémy podmieňajúce účinnosť jednotlivých menovopolitických opatrení. Nedávne udalosti a rapídne inštitucionálne a štrukturálne zmeny, ktorých objektom sa v posledných desaťročiach stali mnohé ekonomiky sveta, totiž prispeli k de facto všeobecnej zmene fundamentálnych podmienok na výkon menovej politiky v ekonomike a k rastu záujmu centrálnych bánk o alternatívne opatrenia, a to nielen v prípadoch zdanlivého vyčerpania možností tradičných menových politík.

Za jeden z významných efektov finančného kolapsu z roku 2008 je jednoznačne nutné považovať obnovenie diskusií týkajúcich sa celkového rámca pre výkon menovej politiky v ekonomike. Ako konštatuje Cobham (2015), v epicentre búrlivých debát pritom stoja predovšetkým dve hlavné dilemy centrálnych bánk, a to dilema „pravidlá verus diskrečná politika“ a dilema „kvalitatívne verus kvantitatívne riadenie menovej politiky“.² Veľká pozornosť sa však venuje nielen prvému z uvedených sporov, ale najmä otázke výberu cieľov a nástrojov pre menovú politiku. Osobitnou výzvou pre diskutérov je výkon menovej politiky v eurozóne, ktorá pre tento typ hospodárskej politiky generuje vysoko špecifické podmienky diktované primárne vážnymi zlyhaniami v dizajne samotného projektu eura.

Medzi zásadné sporné otázky menovej politiky patrí tiež výber vedeckých metód pre analýzy realizované v tejto oblasti. Ekonomické subjekty a tvorcovia politík totiž sledujú a vyhodnocujú vývoj širokej palety ekonomických ukazovateľov so zámerom vytvoriť si obraz o stave ekonomiky (Sims, 2002). Odhad štandardnej vektorovej autoregresie (*vector autoregression*, VAR) pre rozsiahly systém premenných je však neuskutočniteľný bez veľmi dlhej histórie údajov pre jednotlivé časové rady.³ To podporuje prebiehajúcu evolúciu v oblasti nástrojov na analýzu vysoko rozmerných údajov, ku ktorým patria aj (dynamické) faktorové modely pre vysoko dimenzionálne údaje a latentné faktory, a tým aj v predložení príspevku aplikovaného prístupu faktorovej vektorovej autoregresie (*factor-augmented vector autoregression*, FAVAR).⁴

V dôsledku vysokej aktuálnosti, no súčasne komplexnosti a rozsiahlosti problematiky obsiahnutej v téme predloženého príspevku je jeho výlučnou ambíciou formulovať odporúčania pre taktiku pre menové politiky vybraných ekonomík v krátkom období, t. j. identifikovať vhodné ciele a nástroje pre menovú politiku Číny, USA, eurozóny, Japonska a Spojeného kráľovstva.

METODIKA PRÁCE A DÁTA

Matériu analýzy boli mesačné údaje za obdobie január 1999 až december 2016 pre 40 economic

kých ukazovateľov a 24 ekonomík (v prípade eurozóny bol uplatnený aj dezagregovaný pohľad). Pre každú ekonomiku boli odhadnuté štyri jednoduché a jeden rozsiahly FAVAR systém.⁵ Každý jednoduchý FAVAR systém obsahoval faktor ekonomickej aktivity, faktor cenovej hladiny a jednu politickú premennú. Každý rozsiahly FAVAR systém obsahoval faktor ekonomickej aktivity, faktor cenovej hladiny a všetky uvažované politické premenné v kombinácii. Zámerom rozsiahleho FAVAR systému bolo poskytnúť komplexnejší pohľad na analyzovanú problematiku.

Na účely lepšieho zachytenia vplyvu krízy z roku 2008 na menovopolitické riadenie vybraných ekonomík bol pre každú analyzovanú ekonomiku a pre každý FAVAR systém odhadnutý model A (založený na údajoch za obdobie január 1999 až december 2007, t. j. na 108 pozorovaniach pre každú analyzovanú ekonomiku) a model B (založený na údajoch za obdobie január 1999 až december 2016, t. j. na 216 pozorovaniach pre každú analyzovanú ekonomiku).

Pôvodný súbor 40 ekonomických ukazovateľov bol v súlade s prístupom Ang a Piazzesi (2003) a Fernald et al. (2014) rozdelený do štyroch skupín. Prvá a druhá skupina premenných obsahovali ukazovatele korelované s indexom priemyselnej produkcie (IPI)⁶ a predstavovali matériu pre extrakciu širokého (BEAF) a úzkeho faktora ekonomickej aktivity (NEAF).^{7, 8} Tretia skupina premenných zahŕňala ukazovatele korelované s indexom spotrebiteľských cien (CPI) a slúžila na odhad faktora cenovej hladiny (PF). Štvrtá skupina premenných zahŕňala vybrané politické premenné ((krátkodobé) úrokové sadzby centrálnej banky, CBPR; objem úverov poskytnutých subjektom súkromného sektora, LOAN; ponuku peňazí z pohľadu peňažného agregátu M2, MSM2; výdavky vlády ako reprezentanta vládnej spotreby a prostriedku zahnutia vplyvu fiškálnych aspektov do analýzy, GEXP).

Zdrojom údajov pre jednotlivé premenné boli databázy Thomson Reuters Datastream (január 2017), Bloomberg (január 2017), IMF International Financial Statistics (január 2017) a Eurostat (január 2017). Peňažné premenné boli vyjadrené v USD. Jednotlivé časové rady boli deflované indexom

- 1 Článok je zhrnutím časti dizertačnej práce s rovnakým názvom, za ktorú získala autorka druhú cenu v súťaži o cenu guvernéra NBS pre študentov univerzít za výnimočnú dizertačnú, prípadne diplomovú prácu v oblasti menovej ekonomie, makroekonomie alebo finančnej ekonomie.
- 2 Dilema „pravidlá verus diskrečná politika“ spočíva v otázke spôsobu realizácie menovej politiky, t. j. v otázke voľby medzi jej výkonom na základe vopred známeho a pevného pravidla a medzi jej uskutočňovaním v zmysle diskrečiónarnej politiky, t. j. nesyetémovým spôsobom. Dilema „kvalitatívne verus kvantitatívne riadenie menovej politiky“ je daná polemikou o výbere vhodného indikátora charakteru menovej politiky.
- 3 V prípade mnohých krajín sú pre veľkú časť ekonomických veličín v praxi dostupné len relatívne krátke vzorky konzistentných údajov, avšak pre veľké množstvo ekonomických ukazovateľov, čo v dôsledku preparametrizácie robí odhad rozsiahleho VAR modelu nemožným, resp. vysoko nespoľahlivým.
- 4 FAVAR model kombinuje štandardný prístup VAR s faktorovou analýzou so zámerom správne identifikovať transmisný mechanizmus menovej politiky ekonomiky (Bermanke et al., 2005; Boivin a Giannoni, 2006).
- 5 V dôsledku nedostatku priestoru nie sú reakčné funkcie pre jednotlivé odhadnuté FAVAR systémy súčasťou predloženého príspevku.
- 6 IPI bol v rámci analýzy menovopolitického riadenia vybraných ekonomík použitý jednak v súlade s prístupom Forni et al. (2000) a výsledkami PCA a jednak v dôsledku snahy zabezpečiť jednotnosť prístupu a porovnateľnosť výsledkov vykonanej analýzy.
- 7 Základná špecifikácia súboru údajov pre BEAF zahŕňala 32 ukazovateľov korelovaných s výstupom jednotlivých analyzovaných ekonomík. Základná špecifikácia súboru údajov pre NEAF vychádzala zo štúdie Fernald a Spiegel (2015).
- 8 Základom pre formuláciu výsledkov analýzy predloženého príspevku boli v prípade všetkých uvažovaných ekonomík FAVAR systémy obsahujúce BEAF. FAVAR systémy zahŕňajúce NEAF slúžili len na kontrolu robustnosti výsledkov analýzy využívajúcej BEAF.



- 9 Rozdiel medzi FAVAR a dynamickým faktorovým modelom je teda dvojaký. Kým niektoré z premenných FAVAR modelu sú uvažované ako priamo pozorovateľné, v dynamickom faktorovom modeli to tak nie je. V prípade FAVAR sa ekonometri zaujímajú skôr o odhad samotného modelu (t. j. o reakčné funkcie a/alebo o dekompozíciu rozptylu) ako o prognózovanie (Kráľ et al., 2009; Eickmeier et al., 2011).
- 10 Na rozdiel od týchto štúdií je však aplikovaný na výrazne rozsiahlejšiu skupinu ekonomík a na podstatne aktuálnejšie sledované obdobie. Rovnako rozsiahlejšia je aj paleta ekonomických ukazovateľov, ktoré sú použité na extrakciu jednotlivých latentných faktorov a na odhad jednotlivých FAVAR systémov.

spotrebiteľských cien (s výnimkou peňažného agregátu M2 a úrokových sadzieb). Po odstránení vplyvu čínskeho nového roka a problému rôznej dĺžky a frekvencie niektorých uvažovaných časových radov boli hrubé údaje pre každú premennú sezónne očistené pomocou rozhrania X-13ARI-MA-SEATS. V súlade s prístupom Stock a Watson (2012) boli následne pre každý časový rad vypočítané medzimesačné miery rastu. V ďalšom kroku bol z každého výsledného časového radu pomocou tzv. biweight filtra odstránený lokálny priemer a so zámerom extrahovať faktory ekonomickej aktivity a cenovej hladiny a odhadnúť jednotlivé FAVAR systémy bola na sezónne očistené medzimesačné miery rastu aplikovaná nižšie popísaná metódika faktorového modelu. Analýza bola vykonaná v programe R.

Okrem FAVAR prístupu boli v rámci analýzy na extrahované faktory ekonomickej aktivity a inflácie v prípade jednotlivých ekonomík aplikované aj Grangerova kauzalita a vybrané metódy zhlukovej analýzy. Pre nedostatok priestoru sa však príspevok podrobnejšie venuje len faktorovej vektorovej autoregresii.

FAKTOROVÁ VEKTOROVÁ AUTOREGRESIA

Štandardné modelovanie VAR je sprevádzané štyrmi zásadnými problémami (pozri napr. Bernanke et al., 2005).

1. Primárnym zámerom ekonómov pri aplikácii VAR je identifikovať štruktúrne šoky. Vo všeobecnosti však zatiaľ nedošlo k zhode, pokiaľ ide o stratégiu identifikácie týchto šokov prostredníctvom tradičného VAR modelu (Bernanke a Mihov 1998; Christiano a Fisher, 2000).

2. Významným problémom je zachovanie stupňov voľnosti VAR modelu. Štandardné VAR modely sú totiž spravidla nízkodimenziálne. Malý počet premenných, ktoré obsahujú, však často s najväčšou pravdepodobnosťou nezachytáva všetky informácie reprezentujúce analyzovanú ekonomiku.

3. Keďže počet premenných VAR modelu je obmedzený, musia uvažované premenné presne odrážať ich teoretické náprotivky. Ako však ilustrujú aj napr. Bernanke et al. (2005), pojem ekonomická aktivita nemusí byť presne reprezentovaný ukazovateľom HDP, IPI či inou pozorovateľnou premennou. Mnohé ukazovatele navyše podliehajú revíziám v čase a nikdy nie sú bezchybné.

4. Impulzné odpovede vychádzajúce zo štandardného VAR modelu možno pozorovať len pre zahrnuté premenné, ktoré predstavujú len malý zlomok premenných, ktoré sú pre ekonometrov, resp. pre tvorcov politík v danom momente relevantné (Bagliano a Favero, 1998; Eickmeier a Ziegler, 2008; Lescaoux a Mignon, 2009).

Jedným z riešení týchto problémov sú dynamické faktorové modely. V dynamickom faktorovom modeli je totiž malý počet faktorov extrahovaný zo súboru všetkých, pre danú ekonomiku dostupných pozorovateľných premenných (Breitung a Eickmeier, 2005; Favero et al., 2005; Forni et al., 2005; Stock a Watson, 2000, 2005). Zameranie sa na výsledný podriadený faktor namiesto pôvod-

ného súboru údajov predovšetkým výrazne redukuje dimenzionalitu odhadovaného VAR modelu (Bai a Wang, 2016).

Prístup FAVAR aplikovaný v tomto príspevku vychádza z predpokladu, že rozsiahly počet ekonomických ukazovateľov pre určitú ekonomiku (X_t) je determinovaný len malým počtom podriadených faktorov (F_t) a idiosynkretickým šumom (ε_t). Keďže stredná hodnota normovanej premennej sa rovná nule, model faktorovej analýzy je možné zapísať ako (Kráľ et al., 2009; Fernald et al., 2014):

$$X_t = \Lambda F_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

kde t je index pozorovania, veľkosť vektora je menšia ako veľkosť vektora X_t , matica Λ predstavuje zaťaženie ukazovateľov X na faktory F (angl. loadings, resp. faktorové saturácie) a platí, že idiosynkretické chyby ε_t môžu byť korelované tak naprieč časovými radmi, ako aj naprieč pozorovaniami t , avšak len do vtedy, kým existujúca korelácia nie je príliš silná. Prvky matice Λ sú pritom priamo korelačnými koeficientmi medzi premennými X_t a spoločnými faktormi F_t .

V dynamickom faktorovom modeli sú faktory F (a časové rady X) prepojené v čase spravidla lineárnym procesom daným vzťahom:

$$F_t = A(L)F_{t-1} + \eta_t \quad (2)$$

kde $A(L)$ označuje polynóm v operátore oneskorenia. Premisou dynamického faktorového modelu je teda už prezentované tvrdenie, že malý počet latentných dynamických faktorov F_t poháňa spoločný pohyb vysoko dimenzionálneho vektora individuálnych časových radov X_t , ktorý je ovplyvnený tiež idiosynkretickým šumom ε_t . Tieto idiosynkretické poruchy pritom vyplývajú z chyby merania a špeciálnych vlastností, ktoré sú špecifické pre jednotlivé individuálne časové rady. Skryté faktory sledujú proces časových radov, ktorý sa bežne považuje za vektorovú autoregresiu.

Faktorový VAR, resp. FAVAR, je potom VAR, v ktorom sú niektoré z premenných faktormi pochádzajúcimi z dynamického faktorového modelu:

$$\begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} = A(L) \begin{bmatrix} F_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + \eta_t \quad (3)$$

kde Y_t označuje vektor pozorovateľných premenných a F_t vektor podriadených faktorov.⁹

Prístup FAVAR aplikovaný v tomto príspevku, rovnako ako prístup Fernald et al. (2014) uvažuje ekonomickú aktivitu a infláciu ako nepozorovateľné, latentné premenné. Zároveň rovnako ako Stock a Watson (2002a,b), Bernanke et al. (2005), Ratti a Vespignani (2015), Vespignani a Ratti (2016) a Ratti a Vespignani (2016) využíva na identifikáciu latentných faktorov metódu hlavných komponentov (PCA).¹⁰

V rovnici (3) je ako s pozorovateľnou premennou, t. j. ako s elementom Y zaobchádzané len s politickými premennými. Uvažované je rekur-



zívne poradie premenných, t. j. Choleskiho dekompozícia. V odhadovanom VAR modeli sú preto BEAF (resp. NEAF) a PF zamýšľané na prvých miestach. Za nimi sú umiestnené jednotlivé politické premenné (v prípade jednoduchého trojzložkového FAVAR systému).¹¹ To odráža predpoklad, že menová, resp. fiškálna politika je schopná endogénne reagovať na zmeny v ekonomickej aktivite a v inflácii v priebehu mesiaca, avšak menovopolitické, resp. fiškálnopolitické šoky ovplyvňujú ekonomickú aktivitu a infláciu s oneskorením jedného, resp. viac mesiacov.¹²

VÝSLEDKY

Na základe výsledkov jednotlivých partiálnych analýz je možné formulovať niekoľko odporúčaní pre centrálnu banku Číny (PBoC), USA (Fed), eurozóny (ECB), Japonska (BoJ) a Spojeného kráľovstva (BoE), týkajúcich sa taktiky pre ich menovú politiku

v krátkom období. Tab. 2 indikuje, že PBoC by sa mala zamerať na ovplyvňovanie cenovej hladiny v Číne, a to predovšetkým prostredníctvom manipulácie ponuky peňazí a objemu úverov v ekonomike. Fed by mal cieľiť cenovú hladinu prostredníctvom ovplyvňovania objemu úverov, resp. ponuky peňazí v USA. ECB by v súlade s výsledkami vykonanej analýzy kohézie eurozóny mala menovú politiku v eurozóne vykonávať diverzifikovane pre jednotlivé menovopolitické kategórie jej členov. To znamená, že v rámci Kategórie EZ – MPK01, resp. Kategórie EZ – MPK02, resp. Kategórie EZ – MPK03 by sa mala zamerať na ovplyvňovanie cenovej hladiny prostredníctvom riadenia množstva peňazí v obehu a objemu úverov v ekonomike ((a vo významnejšej miere aj (krátkodobých) úrokových sadziab)), resp. reálnej ekonomickej aktivity prostredníctvom riadenia množstva peňazí v obehu a (krátkodobých) úrokových sadziab, resp. cenovej hladiny

11 V prípade šesťzložkového FAVAR systému je uvažované rekurzívne zoradenie premenných v tvare GEXP, EAF, PF, LOAN, MSM2 a CBPR konzistentom, napr. s prácami Fernald et al. (2014) a Forni a Gambetti (2016), a s predpokladom o neschopnosti fiškálnej politiky (reprezentovanej vládnu spotrebu) reagovať okamžite na vývoj v ekonomike.

12 Jednotlivé latentné faktory odpovedajú vždy na šok o veľkosti jednej štandardnej odchýlky v príslušnej politickej premennej.

Tabuľka 1 Optimálna taktika pre menovú politiku vybraných ekonomík (model A)

a) CN			b) US			c) JP			d) GB		
	BEAF	PF		BEAF	PF		BEAF	PF		BEAF	PF
CBPR	2	1	CBPR	1	2	CBPR	1	2	CBPR	1	2
LOAN	2	1	LOAN	1	2	LOAN	1	2	LOAN	1	2
MSM2	2	1	MSM2	1	2	MSM2	1	2	MSM2	1	2
GEXP	2	1	GEXP	1	2	GEXP	1	2	GEXP	1	2
e) EZ			f) EZ – MPK01			g) EZ – MPK02			h) EZ – MPK03		
	BEAF	PF		BEAF	PF		BEAF	PF		BEAF	PF
CBPR	2	1	CBPR	2	1	CBPR	1	2	CBPR	2	1
LOAN	2	1	LOAN	2	1	LOAN	1	2	LOAN	2	1
MSM2	2	1	MSM2	2	1	MSM2	1	2	MSM2	2	1
GEXP	2	1	GEXP	2	1	GEXP	1	2	GEXP	2	1

Zdroj: Vlastné spracovanie na základe vlastných výsledkov.

Poznámka: Intenzita sivej odráža mieru vplyvu nástroja menovej politiky (CBPR, LOAN, MSM2), resp. fiškálnej politiky (GEXP) na ekonomickú aktivitu, resp. na cenovú hladinu vybranej ekonomiky, resp. ekonomík spadajúcich do jednotlivých menovopolitických kategórií eurozóny. V prípade skupiny EZ – MPK01 ide o krajiny FR, DE, AT, BE, NL, LU a FI, v prípade skupiny EZ – MPK02 ide o krajiny EE, LT, LV, SK, JI, CY a MT a v prípade skupiny EZ – MPK03 ide o ekonomiky PT, GR, IE, ES a IT. Čísla 1 a 2 indikujú prioritu cieľa danej politiky.

Tabuľka 2 Optimálna taktika pre menovú politiku vybraných ekonomík (model B)

a) CN			b) US			c) JP			d) GB		
	BEAF	PF		BEAF	PF		BEAF	PF		BEAF	PF
CBPR	2	1	CBPR	2	1	CBPR	1	2	CBPR	2	1
LOAN	2	1	LOAN	2	1	LOAN	1	2	LOAN	2	1
MSM2	2	1	MSM2	2	1	MSM2	1	2	MSM2	2	1
GEXP	2	1	GEXP	2	1	GEXP	1	2	GEXP	2	1
e) EZ			f) EZ – MPK01			g) EZ – MPK02			h) EZ – MPK03		
	BEAF	PF		BEAF	PF		BEAF	PF		BEAF	PF
CBPR	2	1	CBPR	2	1	CBPR	1	2	CBPR	2	1
LOAN	2	1	LOAN	2	1	LOAN	1	2	LOAN	2	1
MSM2	2	1	MSM2	2	1	MSM2	1	2	MSM2	2	1
GEXP	2	1	GEXP	2	1	GEXP	1	2	GEXP	2	1

Zdroj: Vlastné spracovanie na základe vlastných výsledkov.

Poznámka: Intenzita sivej odráža mieru vplyvu nástroja menovej politiky (CBPR, LOAN, MSM2), resp. fiškálnej politiky (GEXP) na ekonomickú aktivitu, resp. na cenovú hladinu vybranej ekonomiky, resp. ekonomík spadajúcich do jednotlivých menovopolitických kategórií Eurozóny. V prípade skupiny EZ – MPK01 ide o krajiny FR, DE, AT, BE, NL, LU a FI, v prípade skupiny EZ – MPK02 ide o krajiny EE, LT, LV, SK, JI, CY a MT a v prípade skupiny EZ – MPK03 ide o ekonomiky PT, GR, IE, ES a IT. Čísla 1 a 2 indikujú prioritu cieľa danej politiky.



- 13 Ako však ukazuje aj tab. 2, vplyv fiškálnej politiky na cenovú hladinu a na reálnu ekonomickú aktivitu Japonska je v porovnaní s vplyvom menovej politiky podstatne významnejší.
- 14 Prvú z týchto kategórií by v súlade s výsledkami analýzy tohto príspevku mohli tvoriť Francúzsko, Nemecko, Rakúsko, Belgicko, Holandsko, Luxembursko a Fínsko a išlo by o určité jadro eurozóny. Druhú z týchto kategórií by mohli tvoriť Estónsko, Litva, Lotyšsko, Slovensko, Slovinsko, Cyprus a Malta a išlo by o tzv. prvú perifériu eurozóny. Do tretej z týchto kategórií, t. j. do tzv. druhej periférie eurozóny, by zas mohli byť zaradené Portugalsko, Grécko, Írsko, Španielsko a Taliansko.
- 15 Pojem „politické pravidlo“ začal označovať systematickú politickú reakčnú funkciu, ktorej zostavenie a používanie je sprevádzané najmä debatami o optimálnom množstve vlastného uváženia, ktoré je vhodné poskytnúť tvorcom politik pri jej uplatňovaní (Laidler, 2010).

prostredníctvom manipulácie množstva peňazí v obehu a (krátkodobých) úrokových sadzieb. BoJ by mala cieľiť ekonomickú aktivitu prostredníctvom ovplyvňovania množstva peňazí v obehu.¹³ BoE by mala cieľiť predovšetkým cenovú hladinu prostredníctvom ovplyvňovania ponuky peňazí a objemu úverov v Spojenom kráľovstve.

Tab. 2 tiež ukazuje, že politické autority Číny a USA by sa v rámci snahy o stimuláciu reálnej ekonomickej aktivity a úsilia o zabezpečenie cenovej stability v ekonomike mali zamerať na menovú politiku. Na ekonomickú aktivitu a cenovú hladinu ostatných skúmaných ekonomík, resp. menovopolitických kategórií, má podľa tab. 2 významnejší vplyv fiškálna politika (z pohľadu verejných výdavkov). Príčinou tohto javu je okrem iného aj to, že finančná povaha krízy takmer vo všetkých skúmaných ekonomikách viedla k rastu významu menovej politiky ako nástroja na stabilizáciu ekonomiky a upozornila na význam cielenia cenovej stability ako prostriedku na ukotvenie inflačných očakávaní aktérov trhu a predpokladu na posilnenie proticyklického pôsobenia menovej politiky v ekonomike.

Tab. 2 poukazuje tiež na v praxi väčšiu opodstatnenosť cieľa v podobe cenovej stability pre menovú politiku ako cieľa týkajúceho sa napr. reálnej ekonomickej aktivity. To dáva za pravdu Friedanovi, podľa ktorého „... náš ekonomický systém bude fungovať najlepšie, keď producenti a spotrebiteľia, zamestnávateľia a zamestnanci budú môcť [vo svojich aktivitách] pokračovať s plnou dôverou v to, že priemerná úroveň cien [v ekonomike] sa bude v budúcnosti správať známym spôsobom, resp. že zostane vysoko stabilná.“ (Friedman, 1969, str. 106) a podľa ktorého tiež platí, že „... najvýznamnejšou veličinou, ktorú je menová autorita schopná efektívne kontrolovať a za ktorú má hlavnú zodpovednosť, [je] objem peňazí v ekonomike“ (Friedman, 1959, str. 88). Cieľ menovej autority preto musí priamo súvisieť s ponukou peňazí v ekonomike. Nástroj, ktorý sa menová autorita rozhodne riadiť, by totiž mal byť vždy v súlade s cieľom, ktorý si vybrala. Len na takýchto predpokladoch založená menová politika umožní formulovať optimálne pravidlo pre menovopolitické riadenie ekonomiky.

Výsledky vykonanej analýzy tiež naznačujú, že ECB možno odporučiť, aby diferencovala menovopolitické riadenie v eurozóne, resp. aby v podmienkach eurozóny zväžila vytvorenie viacrýchlostnej menovej únie. Napr. dočasné zaradenie nových, resp. ekonomicky zaostávajúcich členov Únie do inej menovopolitickej kategórie by totiž mohlo podporiť ich postupné približovanie sa jej výkonnejším členom a umožnilo by dostatočné prispôsobenie sa všetkých jej členov špecifickým podmienkam jednotnej meny – eura. Problém jadra a periférie eurozóny totiž upozorňuje na asymetrické pôsobenie menovej politiky ECB v eurozóne a na nutnosť reformovať menovopolitické riadenie eurozóny, a to spôsobom, ktorý je možné založiť napr. na vytvorení troch menovopolitických kategórií jej členov.¹⁴

ZHRNUTIE

Pokiaľ ide o menovú politiku a jej postavenie v systéme hospodárskych politik, výsledkom krízy z roku 2008 bolo najmä celkové narušenie moderného teoretického menovopolitického konsenzu, alternatívne známeho ako neoklasicistická syntéza alebo neokeynesovský model menovej politiky (Goodfriend, 2007). Okrem zmeny pohľadu ekonómov na úlohu menovej politiky v ekonomike však v súvislosti s krízou z roku 2008 došlo aj k obratu v postoji odborníkov k dileme „pravidlá verzus diskrečná politika“. Kým totiž pred krízou sa väčšina odbornej verejnosti prikláňala k menovej politike založenej na pravidle, po finančnom kolapse z roku 2008 došlo k fundamentálnej zmene samotného konceptu politického pravidla.¹⁵

V rámci výsledkov vykonanej analýzy tento príspevok prezentuje výlučne odporúčania pre taktiku menovej politiky vybraných centrálnych bánk v krátkom období. V rámci nich konštatuje, že PBoC a BoE by mali cieľiť cenovú hladinu, a to prostredníctvom ovplyvňovania ponuky peňazí v ekonomike; Fed by mal tiež cieľiť cenovú hladinu, avšak prostredníctvom ovplyvňovania objemu úverov v ekonomike; BoJ by mala cieľiť ekonomickú aktivitu, a to prostredníctvom ovplyvňovania ponuky peňazí v ekonomike; a ECB by mala menovú politiku v eurozóne vykonávať diverzifikovane. Zároveň upozorňuje na význam kredibility krokov centrálny banky, na dôležitosť očakávaní ekonomických subjektov týkajúcich sa budúceho vývoja inflácie v ekonomike a na význam inflačného cielenia a ovplyvňovania ponuky peňazí pri ovplyvňovaní cyklického vývoja ekonomiky. Tým zdôrazňuje potrebu založiť koncepciu menovopolitického riadenia ekonomiky na pravidle, a to na pravidle prezieravom, umožňujúcom istú mieru svojvôle v menovopolitickom rozhodovaní a na pravidle zameranom na cielenie cenovej stability v ekonomike.

Príspevok poukazuje aj na požiadavku prehĺbiť fiškálnu integráciu krajín eurozóny a na nutnosť realizovať zásadnú reformu vo sfére ich menovej integrácie. Za vhodný nástroj podpory symetrického pôsobenia a účinnosti menovej politiky ECB v podmienkach eurozóny, za prostriedok posilnenia vzájomnej reálnej ekonomickej konvergenie krajín eurozóny a za podporu schopnosti nových a súčasných členov eurozóny dostatočne sa adaptovať na špecifické podmienky jednotnej meny považuje najmä redefinovanie cieľov a nástrojov pre menovú politiku ECB, ktoré by bolo založené na vytvorení viacrýchlostnej menovej únie v priestore eurozóny a ktoré by nadviazovalo na nutné reformy predovšetkým v oblasti národných trhov práce, spoločného trhu práce a vnútorného obchodu eurozóny.

Analýza, ktorej výsledky tento príspevok prezentuje, využíva rozsiahly súbor údajov primárne mesačnej frekvencie, pochádzajúci najmä z databáz Thomson Reuters Datastream a Bloomberg a pokrývajúci aktuálne de facto najširšie dostupné obdobie na vykonanie takej rozsiahlej



menovopolitickej analýzy. V snahe o zmiernenie nedostatkov štandardného prístupu VAR, ktorý je jedným z najvýznamnejších a najpoužívanejších nástrojov na analýzu transmisných mechanizmov menovej politiky, analýza využíva inovatívne aplikovaný prístup FAVAR. Tento prístup je základom empirického výskumu predloženého príspevku, keďže na rozdiel od väčšiny empirických štúdií využíva latentné faktory priamo ako miery ekonomickej aktivity a cenovej hladiny skúmaných ekonomík a nielen ako prostriedok na zachytenie ostatných vplyvov na výsledky analýzy.

Vhodným prehĺbením výskumu predloženého príspevku by boli napr. formulácia a verifikácia novej reakčnej funkcie pre menovú politiku eurozóny, odhad navrhovaných FAVAR systémov spôsobom orientovaným napr. na HDP, resp. na iný širší ukazovateľ vývoja výstupu ekonomiky, či modifikácia odhadovaných FAVAR systémov v zmysle zahrnutia ďalších nástrojov a cieľov menovej, resp. fiškálnej politiky a iných, postupne čoraz významnejších premenných, ako sú napr. indikátory stupňa digitalizácie ekonomiky a premenné zachytávajúce globálne vplyvy na výsledok opatrení centrálnej banky v ekonomike.

Literatúra

1. ANG, Andrew – PIAZZESI, Monika. 2003. A No-Arbitrage Vector Autoregression of Term Structure Dynamics with Macroeconomic and Latent Variables. In *Journal of Monetary Economics*, vol. 50, no. 4, pp. 745-787. ISSN 0304-3932.
2. BAGLIANO, Fabio C. – FAVERO, Carlo A. 1998. Measuring Monetary Policy with VAR Models: An Evaluation. In *European Economic Review*, vol. 42, no. 6, pp. 1069-1112. ISSN 0014-2921.
3. BAI, Jushan – WANG, Peng. 2016. Econometric Analysis of Large Factor Models. In *Annual Review of Economics*, vol. 8, no. 2, pp. 53-80. ISSN 1941-1391.
4. BERNANKE, Ben S. – BOIVIN, Jean – ELIASZ, Piotr. 2005. Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach. In *The Quarterly Journal of Economic*, vol. 120, no. 1, pp. 387-422. ISSN 1531-4650.
5. BERNANKE, Ben S. – MIHOV, Ilian. 1998. The Liquidity Effect and Long-Run Neutrality. In *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* [online], vol. 49, no. 3, pp. 149-194 [cit. 2017-02-12]. Dostupné na internete: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0167223199000081>.
6. BLOOMBERG. 2017. Database [online], [cit. 2017-01-07]. Dostupné na internete: <https://sf649.wiwi.hu-berlin.de/fedc/>.
7. BOIVIN, Jean – GIANNONI, Marc P. 2006. Has Monetary Policy Become More Effective? In *Review of Economics and Statistics*, vol. 88, no. 3, pp. 445-462. ISSN 1530-9142.
8. BREITUNG, Jörg – EICKMEIER, Sandra. 2005. Dynamic Factor Models. In HUBLER, Olaf H. et al. *Modern Econometric Analysis*. Berlin : Springer, pp. 25-40. ISBN 978-3-540-32693-9.
9. COBHAM, Alex. 2015. *A tax target for post-2015* [online], [cit. 2016-07-12]. Dostupné na internete: <http://uncounted.org/2015/02/27/tax-target-post-2015/>.
10. EICKMEIER, Sandra – LEMKE, Wolfgang – MARCELLINO, Massimiliano Giuseppe. 2011. Classical Time-Varying FAVAR Models-Estimation, Forecasting and Structural Analysis. *Deutsche Bundesbank Discussion Paper Series 1: Economic Studies* [online], No. 05/2011, 68 p. [cit. 2017-03-07]. Dostupné na internete: <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/44958/1/656180919.pdf>.
11. EICKMEIER, Sandra – ZIEGLER, Christina. 2008. How Successful are Dynamic Factor Models at Forecasting Output and Inflation? A Meta-Analytic Approach. In *Journal of Forecasting*, vol. 27, no. 3, pp. 237-265. ISSN 1099-131X.
12. EUROSTAT. 2017. *Database*. [online], [cit. 2017-01-07]. Dostupné na internete: <http://ec.europa.eu/eurostat/data/database>.
13. FAVERO, Carlo A. – MARCELLINO, Massimiliano – NEGLIA, Francesca. 2005. Principal Components at Work: The Empirical Analysis of Monetary Policy with Large Data Sets. In *Journal of Applied Econometrics*, vol. 20, no. 5, pp. 603-620. ISSN 1099-1255.
14. FERNALD, John G. – HSU, Eric – SPIEGEL, Mark M. 2015. Is China Fudging its Figures? Evidence from Trading Partner Data. 2015. *BOFIT Discussion Papers* [online], No. 29/2015, 36 p. [cit. 2017-03-07]. Dostupné na internete: <https://helda.helsinki.fi/bofi/bitstream/handle/123456789/13923/dp2915%5B1%5D.pdf?sequence=1>.
15. FERNALD, John G. – SPIEGEL, Mark M. – SWANSON, Eric T. 2014. Monetary Policy Effectiveness in China: Evidence from a FAVAR Model. In *Journal of International Money and Finance*, vol. 49, no. 4, pp. 83-103. ISSN 0261-5606.
16. FORNI, Mario et al. 2000. The Generalized Dynamic-Factor Model: Identification and Estimation. In *Review of Economics and Statistics*, vol. 82, no. 4, pp. 540-554. ISSN 1530-9142.
17. FORNI, Mario et al. 2005. The Generalized Dynamic Factor Model: One-Sided Estimation and Forecasting. In *Journal of the American Statistical Association*, vol. 100, no. 471, pp. 830-840. ISSN 0162-1459.
18. FRIEDMAN, Milton. 1959. *A Program for Monetary Stability*. New York : Fordham University Press, 110 p. ISBN 978-0823203710.
19. FRIEDMAN, Milton. 1969. *The Optimum Quantity of Money and Other Essays*. Chicago : Aldine Publishing Company, 308 p. ISBN 978-0202060309.
20. GOODFRIEND, Marvin. 2007. How the World Achieved Consensus on Monetary Policy. In *The Journal of Economic Perspectives*, vol. 21, no. 4, pp. 47-68. ISSN 0895-3309.
21. CHRISTIANO, Lawrence J. – FISHER, Jonas DM. 2000. Algorithms for Solving Dynamic Models with Occasionally Binding Constraints. In *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 24, no. 8, pp. 1179-1232. ISSN 0165-1889.
22. IMF. 2017. *IMF International Financial Statistics January 2017* [CD].
23. KRÁL, Pavol et al. 2009. *Viacrozmerné štatistické metódy so zameraním na riešenie problémov ekonomickej praxe*. Banská Bystrica : Univerzita Mateja Bela v Banskej Bystrici. 179 p. ISBN 978-80-8083-840-9.
24. LAIDLER, David. 2010. Discussion. In R. LEESON, Robert et al. *David Laidler's Contributions to Economics*. London : Palgrave MacMillan. pp. 118-127. ISBN 978-0-230-24841-0.
25. LESCAROUX, François – MIGNON, Valérie. 2009. Measuring the Effects of Oil prices on China's Economy: A Factor-Augmented Vector Autoregressive Approach. In *Pacific Economic Review*, vol. 14, no. 3, pp. 410-425. ISSN 1468-0106.
26. RATTI, Ronald A. – VESPIGNANI, Joaquin L. 2015. Commodity Prices and BRIC and G3 Liquidity: A SFAVEC Approach. In *Journal of Banking & Finance*, vol. 53, no. 2015, pp. 18-33. ISSN 0378-4266.
27. RATTI, Ronald A. – VESPIGNANI, Joaquin L. 2016. Oil Prices and Global Factor Macroeconomic Variables. In *Energy Economics*, vol. 59, no. 2016, pp. 198-212. ISSN 0140-9883.
28. SIMS, Christopher A. 2002. Solving Linear Rational Expectations Models. In *Computational Economics*, vol. 20, no. 1, pp. 1-20. ISSN 1572-9974.
29. STOCK, James H. – WATSON, Mark W. 2002. Forecasting Using Principal Components from a Large Number of Predictors. In *Journal of the American Statistical Association*, vol. 460, no. 97, pp. 1167-1179. ISSN 0162-1459.
30. STOCK, James H. – WATSON, Mark W. 2005. Implications of Dynamic Factor Models for VAR Analysis. *NBER Working Paper* [online], No. 11467. pp. 1-67 [cit. 2016-07-12]. Dostupné na internete: <http://www.nber.org/papers/w11467.pdf>.
31. STOCK, James H. – WATSON, Mark. 2012. Dynamic Factor Models. In CLEMENTS, Michael P. a HENDRY, David F. *Oxford Handbook on Economic Forecasting*. Oxford : Oxford University Press, 44 p. ISBN 978-0195398649.
32. THOMSON REUTERS DATASTREAM. 2017. *ThomsonOne* [online], [cit. 2017-01-12]. Dostupné na internete: <https://sf649.wiwi.hu-berlin.de/fedc/>.
33. VESPIGNANI, Joaquin L. – RATTI, Ronald A. 2016. Not All International Monetary Shocks Are Alike for the Japanese Economy. In *Economic Modelling*, vol. 52, no. 2016, pp. 822-837. ISSN 0264-9993.



Kointegrácia exportov a importov tovarov a ich vplyv na makroekonomickú výkonnosť

Jozefína Semančíková¹

Ekonomická fakulta Technickej univerzity v Košiciach

V minulých desaťročiach sa zosilňujú tlaky na udržateľnosť vonkajšej rovnováhy, keďže v mnohých svetových ekonomikách pozorujeme prítomnosť a prehlbovanie sa značných nerovnováh bežného účtu a obchodnej bilancie. Práve táto skutočnosť nás motivuje k dôkladnému skúmaniu determinantov obchodnej bilancie ako aproximácie bežného účtu, ktoré môže do značnej miery ovplyvniť vonkajšiu rovnováhu jednotlivých národných ekonomík. Primárnym cieľom je analýza kointegračného, a teda dlhodobého vzťahu medzi exportom a importom, ktorá predstavuje predpoklad krajín k udržateľnej vonkajšej rovnováhe, pričom výsledky potvrdzujú kointegračný vzťah medzi týmito premennými. Následne sú odhadnuté determinanty exportu a importu vybraných európskych krajín, a teda výsledky poukazujú na významný vplyv exportu na import a vice versa. Politiky, ktoré by mohli znížiť vzájomnú závislosť medzi exportom a importom, zahŕňajú diverzifikáciu obchodu aj mimo krajín EÚ, diverzifikáciu produkcie do iných odvetví alebo zníženie energetickej a kapitálovej náročnosti produkcie.

¹ Článok je zhrnutím časti dizertačnej práce s rovnakým názvom, za ktorú autorka získala tretiu cenu v súťaži o cenu guvernéra NBS pre študentov univerzít za výnimočnú dizertačnú, prípadne diplomovú prácu v oblasti menovej ekonomie, makroekonomie alebo finančnej ekonomie.

Úvod

Súčasná svetová ekonomika je charakteristická rastúcou globalizáciou, integráciou krajín do rôznych medzinárodných štruktúr, globálnymi hodnotovými reťazcami či dobiehaním rozvinutých ekonomík rozvojovými. Zároveň rastie liberalizácia pohybu tovarov, služieb a kapitálu a pozorujeme, že rast svetového obchodu výrazne prevyšuje rast svetového HDP. V tejto súvislosti zložky medzinárodného obchodu, a to export a import, hrajú podstatne rastúcu úlohu v súčasnom globálnom svete. Keďže v posledných desaťročiach pozorujeme prehlbovanie vonkajších nerovnováh, hlavne vo vyspelých ekonomikách, našu pozornosť sme upriamili na krajiny Európskej únie reprezentujúcej najdokonalejší stupeň integrácie vo svetovej ekonomike. Práve v tomto zoskupení, kde udržateľnosť vonkajších nerovnováh predstavuje jeden z najdôležitejších hospodárskych cieľov, je dôležitý predpoklad kointegračného, a teda dlhodobého vzťahu medzi exportom a importom, čo zodpovedá udržateľnosti obchodnej bilancie, a ich signifikantné determinanty. Zahraničnoobchodné politiky môžu následne pomocou determinácie zložiek obchodnej bilancie účinnejšie využiť svoje zdroje a prostriedky na dosahovanie hospodárskych cieľov a pomôcť tak k napredovaniu EÚ vo svetovej ekonomike.

METODIKA PRÁCE

Analýzu sme vykonali na panelových údajoch 21 členských krajín EÚ, a to Rakúska, Belgicka, Cypru, Českej republiky, Dánska, Estónska, Fínska, Francúzska, Nemecka, Grécka, Maďarska, Talianska, Litvy, Lotyšska, Holandska, Portugalska, Slovenskej republiky, Slovinska, Španielska, Švédska a Spojeného kráľovstva za obdobie 1. štvrtroka 1995 až

3. štvrtroka 2016. Závislými premennými boli import a export tovarov a HDP ako ukazovateľ makroekonomickej výkonnosti. Údaje sme čerпали z databázy Eurostatu v mene euro. Následne sme údaje deflovovali, sezónne očistili a transformovali na logaritmus na zníženie miery variability vzorky údajov.

V dôsledku aplikácie Chowovho, Hausmanovho testu a i. sme v rámci kointegračnej analýzy vychádzali zo základného regresného modelu panelových údajov na základe porovnania modelov Baltagi (2005) a Greene (2003), ktorý sme prispôbili v závislosti od závislej premennej za predpokladu heterogenity koeficientov medzi prierezovými jednotkami v paneli:

Model 1 – M1

$$lx_{it} = \alpha_i + \beta_1 lm_{it1} + \beta_2 lgdp_{it2} + u_{it} \quad (1)$$

Model 2 – M2

$$lm_{it} = \alpha_i + \beta_1 lx_{it1} + \beta_2 lgdp_{it2} + u_{it} \quad (2)$$

Model 3 – M3

$$lgdp_{it} = \alpha_i + \beta_1 lx_{it1} + \beta_2 lm_{it2} + u_{it} \quad (3)$$

kde $i = 1, \dots, N$ je prierezový rozmer; $t = 1, \dots, T$ je časový rozmer; lx , lm , a $lgdp$ sú logaritmy exportu, importu a HDP a sú závislé, resp. nezávislé premenne vzhľadom na to, v akom modeli vystupujú; α_i predstavujú fixné efekty a u_{it} sú chyby odhadu.

Po vykonaní IPS a CIPS testov jednotkového koreňa a testov závislosti medzi prierezovými jednotkami sme pristúpili k testovaniu panelovej kointegrácie na skúmanie potvrdenia existencie kointegračného vzťahu medzi premennými. Testovanie sme vykonali pomocou Pedroniho panelového kointegračného testu (Pedroni, 2004) a zároveň sme dodatočne prezentovali aj výsledky



Westerlundovho panelového kointegračného testu (Westerlund, 2007) s trendom a driftom. Následne sme pristúpili k odhadu kointegračných smerníc vo všetkých troch modeloch s presnejšou determináciou ich koeficientov. Odhady dlhodobých koeficientov sme uskutočnili primárne na základe DOLS estimačnej metódy podobne ako Hossfeld (2010). V snahe potvrdenia robustnosti našich výsledkov voči aplikácii inej estimačnej techniky sme dodatočne prezentovali výsledky získané pomocou FMOLS estimačnej metódy.

Následne, po potvrdení predpokladu dlhobohovej rovnováhy v integračnom zoskupení, sme na účely skúmania nerovnováhy obchodnej bilancie ako aproximácie bežného účtu zamerali našu pozornosť na komponenty obchodnej bilancie, na export a import. Keďže podľa Európskej komisie (2009) obchodná bilancia vysvetľuje väčšinu fluktuácií a medzištátnych rozdielov v bežnom účte, domnievame sa, že obchodná bilancia je zároveň aj vhodnou aproximáciou bilancie bežného účtu analyzovaných krajín za sledované obdobie. Skúmanie sme uskutočnili na základe definovania exportných a importných funkcií, pomocou ktorých sme odhadovali jednotlivé determinanty exportu a importu v snahe bližšie pochopiť, ktoré premenné vplyvajú na vývoj exportu a importu, a tak na vývoj obchodnej bilancie. Analýzu sme vykonali pre rovnakú vzorku krajín pre obdobie 4Q 1995 – 2Q 2016 pre agregátne funkcie a obdobie 1Q 1999 – 2Q 2016 pre dezagregované funkcie. Ako závislé premenné vystupovali export a import tovarov ako zložky obchodnej bilancie. Premenné boli vis-à-vis zvyšku sveta a v reálnych podmienkach. Údaje sme čerпали z databázy Eurostatu a IMF Direction of Trade Statistics. Z analýzy sme z pozorovaní vylúčili krízový rok 2009, ktorý značne skresľoval výsledky estimátorov, a preto sme rozdelili obdobie na predkrízové 4Q 1995 – 4Q 2008 a pokrízové 1Q 2010 – 2Q 2016. V rámci analýzy agregátnych a dezagregovaných funkcií exportu a importu sme vychádzali z odvodenia Autoregressive Distributed Lag (ARDL) dynamického modelu p, q_1, \dots, q_k v nasledujúcej podobe:

$$y_{it} = \sum_{j=1}^p \lambda_{ij} y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^p \delta'_{ij} X_{i,t-j} + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (4)$$

kde $1, \dots, N$ je počet prierezových jednotiek; $t = 1, \dots, T$ je počet pozorovaní; X_{it} je $k \times 1$ vektor vysvetľujúcich premenných; δ_{ij} je $k \times 1$ vektor koeficientov; λ_{ij} sú skaláre a μ_i je individuálny efekt. Následne agregátne exportné a importné funkcie vyzerali takto:

$$\begin{aligned} lx_{it} = & \lambda_i lx_{i,t-1} + \delta_{10i} lreer_{it} + \delta_{11i} lreer_{i,t-1} \\ & + \delta_{20i} lfd_{it} + \delta_{21i} lfd_{i,t-1} + \delta_{30i} lm_{it} \\ & + \delta_{31i} lm_{i,t-1} + \mu_i + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (5)$$

$$\begin{aligned} lm_{it} = & \lambda_i lm_{i,t-1} + \delta_{10i} lreer_{it} + \delta_{11i} lreer_{i,t-1} \\ & + \delta_{20i} ldd_{it} + \delta_{21i} ldd_{i,t-1} + \delta_{30i} lx_{it} \\ & + \delta_{31i} lx_{i,t-1} + \mu_i + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (6)$$

kde lx je logaritmus exportu vyjadrený proti cenovej konkurencieschopnosti ako premennej $lreer$, zahraničnému dopytu ako premennej lfd a importu ako lm . lm sme ako determinujúcu premennú exportu zahrnuli do rovnice (5) z dôvodu, že v dnešnej dobe globalizácie a globálnych hodnotových reťazcov sú do krajín importované aj medziprodukty, ktorým krajiny pridávajú určitú domácu pridanú hodnotu, a tie sú ďalej vyvážené ako súčasť exportu danej krajiny. Podobne lm v rovnici (6) vyjadruje logaritmus importu proti cenovej konkurencieschopnosti ako premennej $lreer$, domácejmu dopytu ako premennej lfd a premennej exportu ako lx . Na meranie cenovej konkurencieschopnosti sme využili dva ukazovatele reálneho efektívneho výmenného kurzu (REER) meraného voči skupine 37 obchodných partnerov deflovaného indexom spotrebiteľských cien (CPI) a jednotkovými nákladmi práce pre celú ekonomiku (ULCT), podobne ako v štúdiách Comunale a Hessel (2014) a Darvas (2012).

Platí, že ak sú premenné integrované rádu $I(1)$ a kointegrované, potom je error term proces $I(0)$ pre všetky i . Základným znakom kointegrovaných premenných je ich odpoveď na akúkoľvek odchýlku z dlhobohovej rovnováhy, čo naznačuje ECM model. V tomto modeli je krátkodobá dynamika premenných v systéme ovplyvnená odchýlkou z rovnováhy. Z toho dôvodu je bežnou praxou reparametrizácia rovnice (4) do EC rovnice:

$$\begin{aligned} \Delta y_{it} = & \phi_i (y_{i,t-j} - \theta_i X_{it}) + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij}^* \Delta y_{i,t-j} \\ & + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{ij}^* \Delta X_{i,t-j} + \mu_i + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (7)$$

kde parameter ϕ_i predstavuje error-correcting rýchlosť člena prispôsobenia. Ak platí, že $\phi_i = 0$, dlhodobý vzťah nie je prítomný. Tento parameter by mal byť významne negatívny pri základnom predpoklade, že premenné vykazujú návrat k dlhobohovej rovnováhe. Významný je práve vektor θ_i , ktorý obsahuje dlhodobé vzťahy medzi premennými.

Naša analýza bola orientovaná na odhad determinantov majúcich vplyv na dopyt po exporte a importe. Následne, po vykonaní reparametrizácie nášho ARDL dynamického panelového modelu do podoby ECM, exportná a importná funkcia mala nasledujúci tvar:

$$\begin{aligned} \Delta lx_{it} = & \phi_i (lx_{i,t-1} - \theta_{01} - \theta_{1i} lreer_{it} \\ & - \theta_{2i} lfd_{it} - \theta_{3i} lm_{it}) + \delta_{11i}^* \Delta lreer_{it} \\ & + \delta_{21i}^* \Delta lfd_{it} + \delta_{31i}^* \Delta lm_{it} + \mu_i + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (8)$$

$$\begin{aligned} \Delta lm_{it} = & \phi_i (lm_{i,t-1} - \theta_{01} - \theta_{1i} lreer_{it} \\ & - \theta_{2i} ldd_{it} - \theta_{3i} lx_{it}) + \delta_{11i}^* \Delta lreer_{it} \\ & + \delta_{21i}^* \Delta ldd_{it} + \delta_{31i}^* \Delta lx_{it} + \mu_i + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (9)$$

Pre odhad ARDL dynamického panelového modelu sme využívali MG a PMG estimačné metódy.



Vhodnosť určitej estimačnej metódy sme získali na základe Hausmanovho testu.

Následne sme sa zamerali prevažne na krajiny, pri ktorých sme potvrdili kointegračný vzťah medzi exportom a importom a tento vzťah bol významný, keďže vysoká závislosť medzi exportom a importom môže prispieť k zhoršeniu vývoja obchodnej bilancie, ako aj bežného účtu, a predstavovať potenciálne riziko ohrozenia udržateľnosti vonkajšej rovnováhy. Na determináciu kointegračného vzťahu sme využili kointegračnú regresnú podobu ARDL modelu od autorov Pesaran a Shin (1999), ktorú sme získali transformáciou klasickú rovnicu ARDL do diferencií a substitúvaním dlhodobých koeficientov. Následne, Pesaran, Shin a Smith (2001) prezentovali metódu determinácie dlhodobého vzťahu medzi vysvetľovanou premennou a jej regresormi. Bounds test transformuje klasickú ARDL rovnicu do danej podoby:

$$\Delta y_t = - \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i^* \Delta y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \sum_{i=0}^{q_j-1} \Delta X_{i,t-j} \beta_{ji}^* - \rho y_{t-1} - \alpha - \sum_{j=1}^k X_{j,t-1} \delta_j + \epsilon_t \quad (10)$$

VÝSLEDKY

V rámci analýzy sme najprv pristúpili k testovaniu kointegračných vzťahov exportu, importu a HDP prostredníctvom štyroch hypotéz medzinárodného obchodu a rastu v panelových údajoch 21 členských krajín EÚ na skúmanie predpokladu dlhodobej rovnováhy. Analýza bola založená na odhade troch OWEC modelov skúmajúcich platnosť hypotéz medzinárodného obchodu. Práve pri existencii kointegračného vzťahu je napriek krátkodobým fluktuáciám predpoklad na dosahovanie vyrovnanej obchodnej bilancie analyzovaných krajín v dlhom období, a teda aj dlhodobej rovnováhy bežného účtu. V analýze sme vykonali dva panelové kointegračné testy, a to Pedroniho a Westerlundov test, v ktorých sme pozorovali rozdielne výsledky v závislosti od zahrnutia konštanty a driftu do modelu. Následne sme prezentovali výsledky kointegračných smerníc pre stanovené tri modely pomocou Group-mean FMOLS a DOLS estimátorov, na základe ktorých zobrazujeme grafické znázornenie výsledkov panelových kointegračných vzťahov a ich smeru. Empirické zistenia z panelovej kointegračnej analýzy naznačujú, že analyzované premenné predstavujú dôležité faktory determinujúce dlhodobé správanie premenných s jediným rozdielom, že export nie je významným koeficientom pri determinovaní dlhodobého správania HDP. Naše výsledky potvr-

Tabuľka 1 Výsledky odhadu agregátnej exportnej funkcie v predkrízovom období

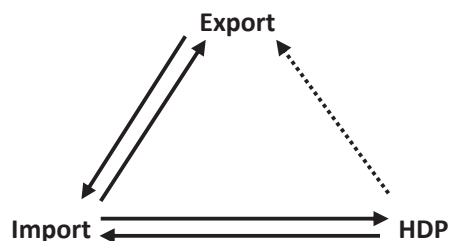
Premenná	PMG		MG	
	Odhadované dlhodobé elasticity			
Ireer_CPI	-0,328*** (0,000)		-0,107 (0,560)	
Ireer_ULCT		-0,298*** (0,000)		-0,154 (0,230)
Ild	0,372*** (0,000)	0,502*** (0,000)	0,475* (0,070)	0,389** (0,046)
Im	0,710*** (0,000)	0,785*** (0,000)	0,805*** (0,000)	0,827*** (0,000)
	Odhadované krátkodobé elasticity			
ECT	-0,166*** (0,000)	-0,171*** (0,000)	-0,415*** (0,000)	-0,431*** (0,000)
Ireer_CPI D1.	0,149*** (0,001)		0,140 (0,722)	
Ireer_ULCT D1.		0,056 (0,341)		0,027 (0,718)
Ild D1.	-0,345*** (0,003)	-0,375*** (0,001)	-0,351* (0,060)	-0,389** (0,016)
Im D1.	0,656*** (0,000)	0,636*** (0,000)	0,452*** (0,000)	0,421*** (0,000)
Konštantá	0,207*** (0,000)	-0,107*** (0,000)	-0,203* (0,060)	0,231 (0,737)

Zdroj: Vlastné spracovanie autorky.

Poznámka: P-hodnoty sú uvedené v zátvorkách. Na výpočet sme použili počet oneskorení 1. ECT je odhad rýchlosti prispôsobenia. Premenné s indexom D1. predstavujú ich prvú diferenciu. Premenné sú uvedené v logaritmovanej podobe (index „I“ pred premennou). Ild je premenná zahraničného dopytu, Im je premenná importu, Ireer_CPI je reálny efektívny výmenný kurz voči 37 partnerom deflovaný CPI, Ireer_ULCT je reálny efektívny výmenný kurz voči 37 partnerom deflovaný ULCT pre celú ekonomiku. ***, ** a * predstavujú významnosť na úrovni 1, 5 a 10 %.



Grafické zobrazenie dlhodobého vzťahu na základe odhadov FMOLS a DOLS



Zdroj: Vlastné spracovanie autorky.

dzujú hlavne hypotézy ILG a GLI. Hypotézu ELG a GLE pre analyzovaný panel nepotvrdzujeme.

Po potvrdení dlhodobého vzťahu medzi exportom a importom sme pristúpili k analýze odhadu agregátnej importnej a exportnej funkcie a následne k odhadu dezagregovaných funkcií s cieľom bližšie špecifikovať, ktoré faktory vplyvajú na export a import, na ich kauzálne vzťahy, a tak na vývoj obchodnej bilancie.

V tabuľke 1 uvádzame odhady na základe dvoch estimačných metód, a to PMG a MG. Takmer vo všetkých prezentovaných prípadoch boli výsledné hodnoty citlivé na použitú metódu estimácie vo veľkosti a významnosti koeficientov. Najdôleži-

tejším zistením, ktoré v tabuľke 1 v predkrízovom období podľa odhadov PMG estimačnej metódy pozorujeme, je významnosť importu v krátkom období s koeficientmi 0,656 a 0,636 aj v dlhom období s koeficientmi 0,710 a 0,785 na vývoj exportu v porovnaní s ostatnými analyzovanými premennými.

V porovnaní s predkrízovým obdobím sme dostali v tabuľke 2 prezentujúcej pokrízové obdobie mierne odlišné výsledky. Pozorovali sme hlavne rastúci vplyv importu z dlhodobého hľadiska s koeficientmi 0,883 a 0,822, keďže koeficienty sa značne zvýšili, zatiaľ čo v krátkom období došlo k poklesu jeho vplyvu, čo pozorujeme v hodnotách koeficientov 0,421 a 0,270.

V oboch tabuľkách mali výsledky koeficientov ECT očakávaný negatívny znak, čo poukazuje na návrat premenných k dlhodobej rovnováhe.

Následne sme pristúpili k odhadom dlhodobých a krátkodobých koeficientov agregátnej importnej funkcie v predkrízovom období, ktoré sú znázornené v tabuľke 3. Výsledky na základe MG estimačnej metódy poukazujú na premennú domáceho dopytu ako dominantného faktora v dlhom období s koeficientmi 0,857 a 1,546 a zároveň v krátkom období s koeficientmi 0,712 a 0,784, nasledovanej významným vplyvom exportu na vývoj importu, t. j. koeficienty 0,682 v dlhom období a 0,359 a 0,368 v krátkom období.

Tabuľka 2 Výsledky odhadu agregátnej exportnej funkcie v pokrízovom období

Premenná	PMG		MG	
	Odhadované dlhodobé elasticity			
Ireer_CPI	-0,193*** (0,000)		-0,452** (0,042)	
Ireer_ULCT		-0,087* (0,087)		-0,279* (0,071)
lfd	-0,276*** (0,000)	-0,125*** (0,000)	-0,220 (0,169)	-0,280 (0,033)
Im	0,883*** (0,000)	0,822*** (0,000)	0,691*** (0,000)	0,663*** (0,000)
	Odhadované krátkodobé elasticity			
ECT	-0,350*** (0,000)	-0,399*** (0,000)	-0,640*** (0,000)	-0,669*** (0,000)
Ireer_CPI D1.	-0,075 (0,519)		0,037 (0,773)	
Ireer_ULCT D1.		-0,121 (0,175)		0,002 (0,984)
lfd D1.	-0,132 (0,532)	-0,142 (0,585)	-0,100 (0,722)	-0,102 (0,738)
Im D1.	0,421*** (0,000)	0,270*** (0,000)	0,283*** (0,000)	0,159*** (0,001)
Konštanta	1,482*** (0,000)	1,219*** (0,000)	4,332*** (0,000)	4,369*** (0,000)

Zdroj: Vlastné spracovanie autorky.

Poznámka: P-hodnoty sú uvedené v zátvorkách. Na výpočet sme použili počet oneskorení 1. ECT je odhad rýchlosti prispôsobenia. Premenné s indexom D1. predstavujú ich prvé diferencie. Premenné sú uvedené v logaritmovanej podobe (index „I“ pred premennou). lfd je premenná zahraničného dopytu, Im je premenná importu, Ireer_CPI je reálny efektívny výmenný kurz voči 37 partnerom deflovaný CPI, Ireer_ULCT je reálny efektívny výmenný kurz voči 37 partnerom deflovaný ULC pre celú ekonomiku. ***, ** a * predstavujú významnosť na úrovni 1, 5 a 10 %.



Tabuľka 3 Výsledky odhadu agregátnej importnej funkcie v predkrízovom období

Premenná	PMG		MG	
	Odhadované dlhodobé elasticity			
Ireer_CPI	0,147*		0,190	
	(0,095)		(0,668)	
Ireer_ULCT		0,058		0,616
		(0,439)		(0,436)
Idd	0,804***	0,811***	0,857***	1,546*
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,079)
Ix	0,861***	0,862***	0,682***	0,434
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,211)
	Odhadované krátkodobé elasticity			
ECT	-0,114***	-0,123***	-0,394***	-0,366***
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Ireer_CPI D1.	-0,388**		-0,310***	
	(0,000)		(0,000)	
Ireer_ULCT D1.		-0,406***		-0,305***
		(0,000)		(0,000)
Idd D1.	0,923***	0,950***	0,712***	0,784***
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Ix D1.	0,531***	0,519***	0,359***	0,368***
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Konštanta	-0,934***	-0,967***	-1,256***	-1,557***
	(0,000)	(0,000)	(0,001)	(0,001)

Zdroj: Vlastné spracovanie autorky.

Poznámka: P-hodnoty sú uvedené v zátvorkách. Na výpočet sme použili počet oneskorení 1. ECT je odhad rýchlosti prispôsobenia. Premenné s indexom D1. predstavujú ich prvé diferencie. Premenné sú uvedené v logaritmovanej podobe (index „I“ pred premennou). Idd je premenná domáceho dopytu, Ix je premenná exportu, Ireer_CPI je reálny efektívny výmenný kurz voči 37 partnerom deflovaný CPI, Ireer_ULC je reálny efektívny výmenný kurz voči 37 partnerom deflovaný ULC pre celú ekonomiku. ***, ** a * predstavujú významné úrovne 1, 5 a 10 %.

Tabuľka 4 Výsledky odhadu agregátnej importnej funkcie v pokrízovom období

Premenná	PMG		MG	
	Odhadované dlhodobé elasticity			
Ireer_CPI	-0,078		-0,134	
	(0,631)		(0,668)	
Ireer_ULCT		-0,550***		-0,206
		(0,000)		(0,236)
Idd	0,498***	0,689***	0,296	0,352*
	(0,000)	(0,000)	(0,251)	(0,095)
Ix	0,117	0,215***	-0,003	0,664***
	(0,223)	(0,004)	(0,997)	(0,000)
	Odhadované krátkodobé elasticity			
ECT	-0,129***	-0,142***	-0,387***	-0,491***
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Ireer_CPI D1.	-0,006		-0,056	
	(0,942)		(0,542)	
Ireer_ULCT D1.		0,151		0,002**
		(0,828)		(0,030)
Idd D1.	0,959***	0,925***	0,830***	0,749***
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Ix D1.	0,624***	0,613***	0,378***	0,297***
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Konštanta	0,470***	0,403***	-0,833	-0,868
	(0,000)	(0,000)	(0,308)	(0,257)

Zdroj: Vlastné spracovanie autorky.

Poznámka: P-hodnoty sú uvedené v zátvorkách. Na výpočet sme použili počet oneskorení 1. ECT je odhad rýchlosti prispôsobenia. Premenné s indexom D1. predstavujú ich prvé diferencie. Premenné sú uvedené v logaritmovanej podobe (index „I“ pred premennou). Idd je premenná domáceho dopytu, Ix je premenná exportu, Ireer_CPI je reálny efektívny výmenný kurz voči 37 partnerom deflovaný CPI, Ireer_ULC je reálny efektívny výmenný kurz voči 37 partnerom deflovaný ULC pre celú ekonomiku. ***, ** a * predstavujú významné úrovne 1, 5 a 10 %.



Výsledky týkajúce sa pokrízového obdobia v tabuľke 4 sme interpretovali na základe PMG estimačnej metódy. V rámci krátkoobdobia sme pozorovali významné zmeny, ktoré nastali vo zvýšení odhadovaných koeficientov exportu s koeficientmi 0,624 a 0,613 a domáceho dopytu s hodnotami koeficientov 0,959 a 0,925, a teda ich silnejšieho vplyvu na vývoj importu. Tieto zmeny možno vidieť aj v dlhom období, významnosť týchto premenných sa však oslabuje. Zároveň majú obe tabuľky očakávaný negatívny znak výsledkov koeficientov *ECT*, čo poukazuje na návrat premenných k dlhodobej rovnováhe.

V dôsledku obmedzeného rozsahu tohto článku výsledky odhadovaných koeficientov dezagregovaných exportných a importných rovníc neuvádzame. Ich výsledky však jednoznačne poukazujú na významný vplyv kategórie medziproduktov exportu na vývoj importu a naopak. Následne, po potvrdení signifikantnosti vzájomného krátkodobého a dlhodobého vzťahu medzi exportom a importom a poukázani signifikantnosti kategórie medziproduktov v dôsledku silnejšej fragmentácie produkcie vo vybraných krajinách EÚ, sme pristúpili k analýze jednotlivých ekonomík pre zmiernenie závislosti medzi exportom a importom tovarov v analyzovanej vzorke krajín, ktorá môže zohrať úlohu udržateľnosť vonkajšej rovnováhy. Naším zámerom bolo oddeliť tie krajiny, v prípade ktorých sme kointegračný vzťah potvrdili, a teda tieto krajiny spĺňali predpoklad dlhodobej rovnováhy. Kointegračný vzťah sa nám podarilo potvrdiť v dvanástich krajinách, a to v Českej republike, Slovenskej republike, Maďarsku, Slovinsku, Litve, Lotyšsku, Estónsku, Nemecku, Francúzsku, Švédsku, Spojenom kráľovstve a Taliansku. Identifikovaním základných charakteristík obchodných tokov týchto krajín sme boli schopní poukázať na politiky, ktoré by mohli znížiť vzájomnú závislosť medzi dovozmi a vývozmi,

a to napr. v diverzifikácii obchodu aj mimo krajín EÚ, v diverzifikácii produkcie do iných odvetví alebo v znížení energetickej a kapitálovej náročnosti produkcie.

ZÁVER

V článku sme prezentovali problém udržateľnosti vonkajšej rovnováhy, ktorej ukazovateľom bola obchodná bilancia. Na základe testovania kointegrácie vybraných krajín EÚ s využitím OWEC modelov možno konštatovať, že existuje predpoklad na dosahovanie vyrovanej obchodnej bilancie, a teda aj dlhodobej rovnováhy bežného účtu i napriek ich krátkodobým fluktuáciám. Výsledky kointegračných testov zároveň potvrdzujú platnosť dvoch zo štyroch hypotéz medzinárodného obchodu, a to importom ťahaný rast a naopak, zatiaľ čo hypotézy exportom ťahaný rast a naopak sa nám nepodarilo potvrdiť. Výsledky kointegračného testu navyše potvrdili významný vzťah medzi jednotlivými zložkami medzinárodného obchodu, na základe čoho sme identifikovali ich hlavné determinanty, ktoré môžu značne ovplyvniť ich vývoj, a tak aj vývoj obchodnej bilancie a vonkajšej rovnováhy. Potvrdili sme významný dopad importu na vývoj exportu a naopak, pričom v ovplyvňovaní importu zohrával domáci dopyt dominantnú úlohu. Následne, na základe ARDL kointegračného testu pre každú z analyzovaných ekonomík, sme rozdelili vzorku na dve skupiny, kde sme sa zamerali na základe identifikácie základných charakteristík medzinárodného obchodu na krajiny, kde bol predpoklad dlhodobej rovnováhy splnený, a teda vzájomná závislosť exportu a importu mohla značne ovplyvniť vonkajšiu rovnováhu. Výsledky analýzy poukazovali hlavne na politiky orientujúce sa na diverzifikáciu obchodu aj mimo krajín EÚ, na diverzifikáciu produkcie do iných odvetví alebo na zníženie energetickej a kapitálovej náročnosti produkcie.

Literatúra

- Baltagi, B. H. 2005. *Econometric Analysis of Panel Data* (3.ed.). Chichester: John Wiley & Sons Ltd. 316 s. ISBN-10 0-470-01456-3.
- Comunale, M. – Hessel, J. 2014. *Current Account Imbalances in the Euro Area: Competitiveness or Financial Cycle?* [online]. www.dnb.nl. 2014. [cit. 2017-05-01]. DNB Working paper No. 443. Dostupné na: <https://www.dnb.nl/binaries/Wor-king%20Paper%20443_tcm46-313481.pdf>.
- Darvas, Z. 2012. *Intra-Euro Rebalancing is Inevitable, but Insufficient* [online]. www.bruegel.org. 2012. [cit. 2017-04-12]. Bruegel Policy Contributions 2012/15. Dostupné na: <http://bruegel.org/wp-content/uploads/imported/publications/pc_2012_15_2_.pdf>.
- European Commission. 2009. *Special report : Competitiveness developments within euro area* [online]. Brussels: European Union, 2009. [cit. 2017-03-16]. *Quarterly Report on the euro area* Vol. 8(1). ISSN 1830-6403. Dostupné na: <http://ec.europa.eu/economy_finance/publications/pages/publication14650_en.pdf>.
- Greene, W. H. 2003. *Econometric Analysis*. 5. vyd. New Jersey: Prentice-Hall. 827 pp. ISBN 0-13-066189-9.
- Hossfeld, O. 2010. *Equilibrium real effective exchange rates and real exchange rate misalignments : time series vs. panel estimates* [online]. www.econstor.eu. 2010. [cit. 2017-03-07]. FIW Working paper No. 65. Dostupné na: <https://www.econstor.eu/handle/10419/121070>.
- Pedroni, P. 2004. Panel cointegration. asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. In: *Econometric Theory*, vol. 20, no. 3, pp. 597-625. ISSN 0266-4666.
- Pesaran, M. H. – Shin, Y. 1999. *An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis*. In: *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, Strom, S. (ed.). Cambridge: Cambridge University Press, 1999.
- Pesaran, M. H. – Shin, Y. – Smith, R. P. 2001. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. In: *Journal of applied econometrics*, vol. 16, no. 3, pp. 289-326. ISSN 1099-1255.
- Westerlund, J. 2007. Testing for error correction in panel data. In: *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 69, no. 6, pp. 709-748. ISSN 1468-0084.



Central counterparties: recent trends and regulatory responses

Lucia Országhová¹

Central counterparties lie at the heart of the financial system. This article explains their main functions and discusses recent trends and regulatory initiatives in central clearing invoked by the mandatory clearing of standardised over-the-counter derivatives.

- ¹ University of Economics in Bratislava. The article should not be reported as representing the views of the University of Economics in Bratislava or any other institutions the author has been associated with. The views expressed and mistakes made remain of the author.
- ² Netting refers to multilateral offsetting of trades executed via a CCP. The process reduces the exposures of counterparties and thus the size of the underlying network.

THE ECONOMICS AND THE ROLE OF CCPs

A central counterparty (CCP) changes the topology of financial markets in the post-trade environment. It interposes itself between buyers and sellers in a legal process called the contract novation. The original contracts cease to exist and the CCP assumes the rights and obligations of the counterparties. The CCP takes the counterparty risk, while the market risk remains with the original party to each trade. With two contracts in opposite directions and a "matched book", the CCP bears a conditional market risk only, which would materialise in the event of a default of a clearing member.

A well-functioning CCP can improve the safety, transparency and efficiency of the financial system. Moreover, it performs a number of functions, such as netting,² margining, or loss mutualisation, reducing thus the systemic risk for financial counterparties. A CCP could also facilitate an orderly close out by auctioning off the defaulter's contractual obligations as well as an orderly transfer of client positions from financially troubled intermediaries.

With the counterparty risk centralised in a CCP, a single systemic point in the system, it is critical that the CCP has adequate financial resources for risk mitigation. A CCP requires variation margins and initial margins, with the former covering fluctuations (net changes) in the market value of the underlying portfolios and the latter covering the potential costs of replacing the underlying contracts in case the original counterparty defaults. The variation margin tracks the value prior to the default and the initial margin provides a cushion against potential losses after default. In line with the "defaulter pays" approach, the initial margin is paid upfront and it is taken by the CCP to provide the first defence against potential losses.

A CCP also allows for loss mutualisation, where losses are dispersed throughout all surviving members rather than being transmitted directly to a small number of counterparties. All clearing members contribute into a default fund, which is used to absorb default losses after the defaulter's initial margin has been depleted. Loss mutualisation is a form of insurance.

Moreover, a CCP absorbs the "domino effect" of a counterparty's failure by acting as a central

shock absorber. In the event of a default, a CCP tries to terminate all financial relations with that defaulted party with minimum losses, while guaranteeing the performance of the trades to the surviving members. It usually auctions the defaulted member's positions amongst other clearing members rather than closing out trades at their market value. There are strong incentives to participate in these auctions in order to collectively achieve a favourable workout of a default without adverse consequences, such as using the default fund to cover the losses.

The functioning of a CCP is also associated with certain risks. Despite a general belief, a CCP does not reduce risks, but it transforms them into different forms. For example, it reduces the interconnectedness of counterparties within financial markets. Thereby it centralises the counterparty risk in a single place. This turns the CCP into a key node in the financial market, magnifying the systemic risk linked to its own potential failure. Moreover, a CCP reduces systemic risk by mitigating the impact of clearing member's failure. At the same time, this process could also work as a catalyst of the financial distress via a liquidity drain and fire sales (see ESRB 2017). Moreover, CCP policies could impact incentives of market players for excessive risk taking by clearing members (assuming the mutualisation of their potential losses among other members). Lastly, a CCP could also take excessive risk, e.g. in a race to the bottom with respect to certain practices, in order to attract new clearing members and thus to maximise profit.

Moreover, central clearing involves high costs. A CCP requires that a significant amount of margin is posted by clearing participants. Moreover, it must be provided in very liquid assets (often in cash) on a short notice (in particular variation margins, which dynamically react to mark-to-market values and are to be transferred on a daily or intra-daily basis) and it cannot be rehypothecated or reused. This may lead to a decline in liquidity. This might be in particular acute for those counterparties who might not – due to their business models – have enough liquid assets to post, such as insurers and pension funds.



Box 1

Derivatives in a nutshell

Derivatives are contracts that derive their value from the performance of an underlying asset. They could be differentiated by the relationship between the underlying asset and the derivative (such as forward, option or swap), the type of underlying asset (such as interest rate, foreign exchange, equity, commodity or credit derivatives) as well as by the market in which they are traded. They are used for both hedging and speculative purposes. Moreover, derivatives share a characteristics that their exposure is relatively small and that there is a discrepancy between the market value and the total notional amount outstanding (Chart 2).

Exchange-traded derivatives (ETD) are financial instruments traded on a regulated exchange, while over-the-counter (OTC) derivatives are negotiated bilaterally, without going through an exchange or another intermediary. ETD differ from

OTC derivatives in terms of their standardized nature, higher liquidity, transparent prices, and accessibility to a wide range of market participants as well as the ability to be traded on the secondary market. On contrary, the popularity of OTC derivatives could be associated with their flexibility to tailor contracts and to address idiosyncratic hedging needs of counterparties.

CCPs have traditionally dominated ETD, while the majority of OTC products were traded bilaterally. However as of late 1990s, several major CCPs started providing clearing and settlement services for some asset classes of OTC derivatives, such interest rate swaps. The primary role of CCPs in the ETD markets is to standardise and to simplify operational process. In OTC derivatives markets, instead, they focus more on the mitigation of counterparty risk, due to longer maturities and relative illiquidity of the market.

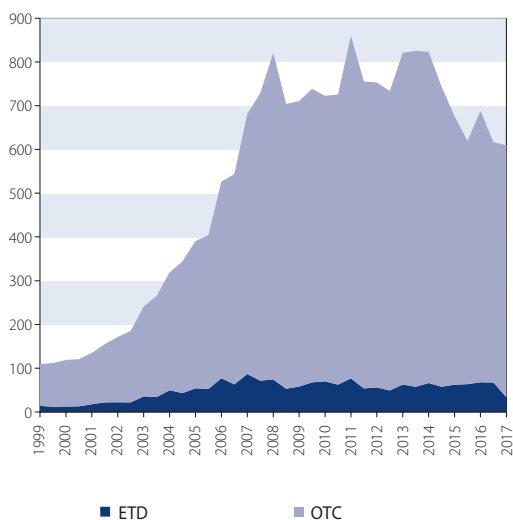
THE POST-CRISIS PUSH TOWARDS CENTRAL CLEARING

The global financial crisis has contributed to re-thinking and significant changes in the functioning of the financial markets and the regulation of financial institutions. One of the targeted elements were over-the-counter (OTC) derivatives, which contributed to the amplification of the crisis by providing channels for propagation of the systemic risk. They have experienced a strong expansion prior to the crisis, as compared to ETD (Chart 1). In this respect, the pre-crisis growth of credit default swaps (CDS) is of particular notice

(Chart 2). These developments created a dangerous mix of complexity, leverage, opacity and interconnectedness among market participants.

It is undisputable that centrally cleared OTC derivatives market functioned better than the bilateral one during the crisis. However, this is also due to the type and quantity of OTC products cleared. CCPs were able to absorb shocks stemming from defaults of market participants, by transferring or closing out defaulted positions without major disturbances (e.g. when Lehman defaulted). The CCPs also swiftly facilitated the transfer of solvent client accounts to other clearing members. This

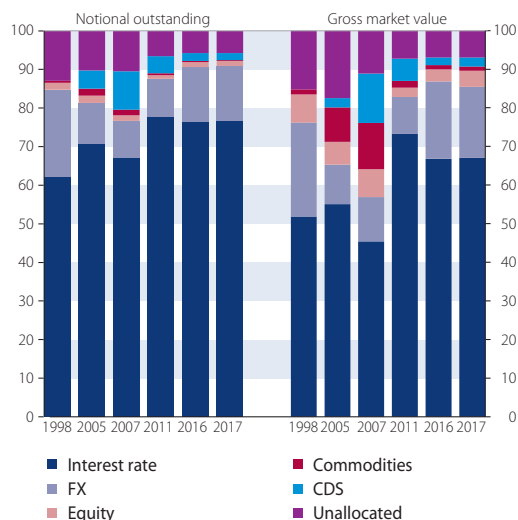
Chart 1 Size of derivatives transactions (USD trillions)



Source: BIS derivatives statistics.

Note: Notional amounts for OTC derivatives and open interest for ETD. The two measurements are not directly comparable.

Chart 2 OTC derivatives (%), based on notional outstanding (left) and gross market value (right)



Source: BIS derivatives statistics.

Note: Data for end-June 2017, otherwise end of period.



contributed to a belief that a CCP can reduce systemic risk, operational risks, market manipulation and fraud, and increase the overall market stability.

After the crisis G20 leaders embarked on regulatory changes, moving risk away from bilateral OTC derivatives market. Their agreement from September 2009 in Pittsburgh included a commitment to increase standardisation of OTC derivatives contractual terms, to trade all standardised products on exchanges or electronic trading platforms, to report all OTC contracts to trade repositories as well as the central clearing obligation for standardised OTC contracts and higher capital requirements for non-centrally cleared contracts (see FSB 2010).

The mandatory clearing of OTC derivatives has induced significant structural and behavioural effects on the management and allocation of risk in financial markets, causing a profound change to the market structure and trading practices. The expanded use of clearing for OTC derivatives represents a massive challenge for CCPs and they are slowly developing this capacity. With OTC instruments, they take longer-dated and more illiquid credit exposures to their members and require sophisticated risk models. For example, they need to take into consideration that in stressed conditions, closing out a large OTC derivatives portfolio could take a long time and it could suffer from poor market conditions and illiquidity.

RECENT TRENDS IN CENTRAL CLEARING

The central clearing obligation has been introduced by around half of G20 members. Japan and the USA implemented the first clearing mandate already in 2013. The first central clearing obligation in the EU came into effect on 21 June 2016, however it will be introduced for different counterparties only gradually (see Alfranseder et al 2018). Most countries have opted for manda-

tory clearing of interest rate (IR) derivatives, which make a large portion of the total outstanding notional (Chart 2) and for which there is a widespread availability of CCPs. The clearing obligation covers mostly fixed-floating swaps denominated in local currency and G-4 currencies, but also basis swaps in those currencies. Moreover, the EU, together with the USA and Japan, introduced mandatory clearing for certain credit derivatives (FSB 2017). There is also a considerable variation in the scope of entities, which are subject to mandatory clearing, with the EU having rather a broad scope.

The regulatory push has catalysed substantial growth of centrally cleared OTC derivatives. Before the clearing obligation, it is estimated that around 35% of IR derivatives and 12% of credit derivatives were centrally cleared (FSB 2013). By mid-2017, these figures increased to 77% and 51% of notional amounts respectively (Chart 3). Still, there seems to be room for further expansion of central clearing, given the low clearing volumes in other asset classes.

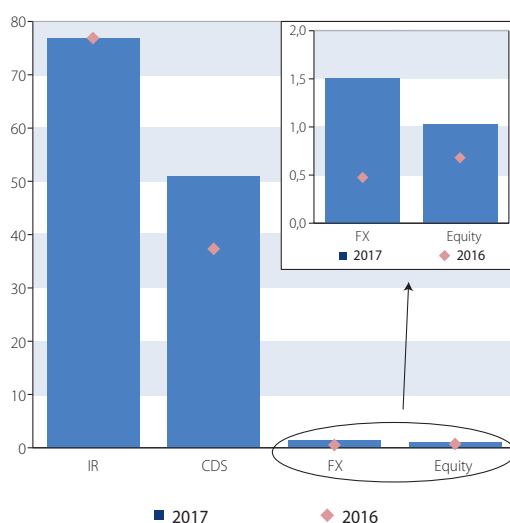
Despite a trend of larger horizontal integration of CCPs, both in terms of product offerings and geographical region, the market continues to be highly concentrated (Domanski et al 2015). The high fixed costs and netting efficiency favour the use of large global CCPs, however such CCPs are also associated with a too-big-to-fail problem. Moreover, the majority of CCPs are part of vertical structures, mostly owned or managed by a company operating a stock exchange, which creates an additional layer of concentration and interconnectedness across financial market infrastructures.

Another important aspect of centrally cleared OTC derivatives is their concentration to a small number of clearing members, referred to as dealers. While the number of direct participants has remained rather stable, indirect clearing is emerging as a predominant form of access to a CCP (Cœuré 2014). It follows that large financial institutions are likely to be clearing members whereas certain sectors, in particular insurers, pension funds and non-financials, connect to CCPs only indirectly. Such a structure implies that dealers might be equally important for the stability of the network as CCPs (Fiedor et al 2017). This opens many questions regarding the risks clients face in such a network.

REGULATORY RESPONSE TO CCP-RELATED RISKS

CCPs have turned into fundamental market infrastructures and systemic nodes in the financial system. With an increase in their size and relevance, regulators embarked on strengthening supervision, oversight and regulation related to central clearing. Regulatory efforts to address risks related to central clearing have followed two paths, namely strengthening the resilience of CCPs and strengthening banks' capital requirements in relation to their exposures to CCPs.

Chart 3 Central clearing (% of notional outstanding)



Source: BIS derivatives statistics.



Box 2

Moving towards a pan-European supervision of CCPs?

The EMIR has contributed to the convergence of national approaches towards CCPs by providing a single set of rules, however CCPs have remained regulated at the national level, relying on supervision by the home EU Member States, in coordination with EU-colleagues. In June 2017, the European Commission has made a proposal for targeted changes in the EMIR with the aim to enhance the current supervisory arrangement and creating a more pan-European approach to the supervision of CCPs.³

The proposal is motivated by two factors. First, by the increased importance of CCPs for the financial stability and market functioning of individual EU Member States, beyond the home EU Member State. Second, by the foreseen withdrawal of the UK from the EU, which would have significant impact on the European clearing landscape. Due to strong concentration of the clearing services, a substantial volume of transactions denominated in EUR and other national

currencies are cleared in the UK.⁴ With the withdrawal from the EU, the UK-based CCPs would no longer be subject to EMIR and the EU supervisory architecture. This motivates a more rigorous approach to a supervision of third-country CCPs, which provide services in the EU.

The COM proposal is based on a differentiated approach for authorised (EU-based) and recognised (non-EU) CCPs. For the EU-based CCPs, it foresees a closer involvement of the European Securities and Markets Authority (ESMA) and of the central bank of issue in order to increase supervisory convergence. For non-EU CCPs, a 2-Tier system has been proposed, where the existing equivalence rules would continue to be applicable for non-systemically important CCPs, while a more rigorous process of recognition and supervision is foreseen for Tier 2 CCPs, which would be declared as systemically important. In the latter case, a targeted location policy is also envisaged.

On the banking side, an attention has been given to CCP-related risks of credit institutions. As part of Basel III framework, minimum capital requirements have been introduced. They cover bank exposures to CCPs, including both trade exposures and default fund contributions. The same items are also included in the denominator of the Basel III leverage ratio. Liquidity commitments provided by banks to CCPs are included among the obligations, which are to be covered by liquid assets in the liquidity coverage ratio. Moreover, margin requirements for bilateral OTC derivatives and minimum haircuts on securities financing transactions (such as repos) also try to introduce positive margins for non-centrally cleared transactions, providing thus incentives for banks to shift to central clearing.

The regulatory approach to CCPs aims at strengthening CCP resilience via globally agreed standards. The Principles for financial market infrastructures (CPSS-IOSCO 2012) have introduced minimum requirements for sound CCP risk management practices. To mitigate credit risk, CCPs are required to follow the so-called Cover 2 principle,

where CCPs need to model financial resources to withstand losses from a simultaneous default of the two largest clearing members. CCPs are also required to meet minimum standards in relation to liquidity risk, by holding liquid resources about certain thresholds in order to withstand extreme but plausible stress. They must also have rules for allocating any liquidity shortfalls among their participants, if the resources turned out to be insufficient. In the EU, the global standard has been translated into EMIR,⁵ which forms a keystone for national supervisory approach towards CCPs.

One of the recent priorities is the development of a robust recovery and resolution regimes for CCPs. Given their interconnectedness, it is important to ensure the continuity of their critical functions and if needed to have the capacity to resolve the CCP in a way that prevents or limits systemic risks and avoid the use of public funds. The global standards require explicit rules and procedures on loss allocation beyond their financial resources without creating or exasperating systemic market disturbances.⁶

- 3 Proposal for a Regulation of the European Parliament and of the Council amending Regulation (EU) No 1095/2010 establishing a European Supervisory Authority (European Securities and Markets Authority) and amending Regulation (EU) No 648/2012 as regards the procedures and authorities involved for the authorisation of CCPs and requirements for the recognition of third-country CCPs, COM(2017) 331 final, June 2017.
- 4 For example, around 75% of EUR-denominated IR derivatives are cleared in the UK.
- 5 Regulation (EU) No 648/2012 of the European Parliament and of the Council of 4 July 2012 on OTC derivatives, central counterparties and trade repositories, OJ L 201, 27.7.2012, p. 1-59.
- 6 In the EU, the first legislative proposal has been made in November 2016. For details, please refer to the Proposal for a Regulation of the European Parliament and of the Council on a framework for the recovery and resolution of central counterparties and amending Regulations (EU) No 1095/2010, (EU) 648/2012, and (EU) 2015/2365, COM(2016) 856 final, November 2016.

References:

1. Alfranseder, E., Fiedor, P., Lapschies, S., Orszaghova, L. and Sobolewski, P. (2018, forthcoming). Assessing central counterparties in the EU – CCP risk indicators, European Systemic Risk Board, ESRB Occasional Papers, forthcoming.
2. Coeuré, B. (2014). Risks in CCPs, European Central Bank, January.
3. CPSS-IOSCO (2012). Principles for financial market infrastructures, April.
4. Domanski, D., Gambacorta, L. and Picillo, C. (2015). Central clearing: trends and current issues, BIS quarterly review, December.
5. ESRB (2017). Report on Macroprudential use of margins and haircuts, European Systemic Risk Board, February.
6. Fiedor, P., Lapschies, S. and Orszaghova, L. (2017). Networks of counterparties in derivatives markets, National Bank of Slovakia, NBS Working Papers, No 7/2017, September.
7. FSB (2017). OTC Derivatives Market Reforms – Twelfth Progress Report on Implementation, June.
8. FSB (2013). OTC Derivatives Market Reforms – Fifth Progress Report on Implementation, April.
9. FSB (2010). Implementing OTC Derivatives Market Reforms, October.
10. Rehlton, A. and Nixon, D. (2013). Central counterparties: what are they, why do they matter and how does the Bank supervise them?, Bank of England, Quarterly Bulletin 2013 Q2.



INNOVATIONS AND CHANGES IN PAYMENT SERVICES UNDER PSD2

Anna Sedliaková, Národná banka Slovenska

From 13 January 2018 payment services in the European Union are subject to the revised Payment Services Directive (PSD2). The changes introduced by PSD2 are often described as revolutionary. They include, for example, the regulation of services provided through fintech companies, and measures to increase security and consumer protection. The intention is that PSD2 will support a single harmonised electronic payments market across the EU, in line with developments in digital payments and innovations. (p. 2)

MACROECONOMIC OUTLOOK FOR SLOVAKIA

Economic and Monetary Analyses Department, Národná banka Slovenska

Slovakia's economic growth is currently strong and driven mainly by domestic demand. Going forward, exports are expected to become the main contributor to GDP growth, owing to the launch of new production capacity in the car industry. As a result, GDP growth is projected to accelerate to 4.3% in 2018 and 4.7% in 2019. As the growth-supporting impulses fade, the economy is expected to expand more slowly in 2020, by 3.8%. Given the favourable economic trends and resulting job creation, the unemployment rate is expected to fall to 6%. This should put upward pressure on wage growth and consequently be reflected in rising demand-pull inflation. (p. 8)

PORTFOLIO VALUE AT RISK AND EXPECTED SHORTFALL USING HIGH-FREQUENCY DATA

Marek Zváč, Faculty of Finance and Accounting, University of Economics, Prague

The main objective of this thesis is to investigate whether multivariate models using high-frequency data provide significantly more accurate forecasts of Value at Risk (VaR) and Expected Shortfall (ES) than do multivariate models using only daily data. We employ a parsimonious HAR model and its asymmetric version that uses high-frequency data for modelling of the realised covariance matrix. The selected benchmark models are the well-established DCC-GARCH and EWMA. The computation of VaR and ES is done through parametric, semi-parametric and Monte Carlo simulations. The loss distributions are represented by multivariate Gaussian, multivariate Student's *t*, multivariate distributions simulated by Copula functions, and multivariate filtered historical simulations. The following univariate loss distributions are used: GPD from EVT; empirical and standard parametric distributions. The main finding is that the VaR forecasting accuracy of the HAR model using high-frequency data is superior, or at least equal, to that of benchmark models based on daily data. Finally, backtesting of ES remains

very challenging; the forecasts were not credibly validated by the applied Test I and Test II. (p. 11)

CONTENTIOUS ISSUES IN MONETARY POLICY

Anna Ruščáková, Technical University of Košice

This paper discusses current controversial issues of monetary policy using a broad set of economic indicators, a factor-augmented vector autoregression approach, and other methods. Focusing on short-term monetary policy tactics, it notes the following: (1) the People's Bank of China and the Bank of England should target the price level by influencing the money supply in the economy; (2) the Federal Reserve should also target the price level, but by influencing the volume of credit in the economy; (3) the Bank of Japan should target economic activity by influencing the money supply in the economy; and (4) the ECB should implement a diversified monetary policy in the euro area. (p. 17)

THE COINTEGRATION OF GOODS EXPORTS AND IMPORTS, AND THEIR IMPACT ON MACROECONOMIC PERFORMANCE

Jozefína Semančíková, Faculty of economics, Technical University of Košice

Recent decades have seen the external balance sustainability of many economies around the world come under increasing pressure from significant widening of current account and trade imbalances. In view of what has happened, we had strong reason to conduct a thorough examination of those determinants of the trade balance – as a current account proxy – which could considerably affect a country's external balance. Our primary objective was to perform a cointegration analysis of the long-term relationship between goods exports and imports, in order to assess the assumption that the external balance is sustainable. Consequently, we examined the export and import determinants of selected EU countries using aggregated and disaggregated export and import functions. The results point to exports having a significant impact on imports, and vice versa. Furthermore, ARDL model results imply the advisability of implementing policies aimed at diversifying extra-EU trade, diversifying industrial production, and reducing the energy and capital intensity of production. (p. 22)

CENTRAL COUNTERPARTIES: RECENT TRENDS AND REGULATORY RESPONSES

Lucia Országhová, University of Economics in Bratislava

Central counterparties lie at the heart of the financial system. This article explains their main functions and discusses recent trends and regulatory initiatives in central clearing invoked by the mandatory clearing of standardised over-the-counter derivatives. (p. 28)

