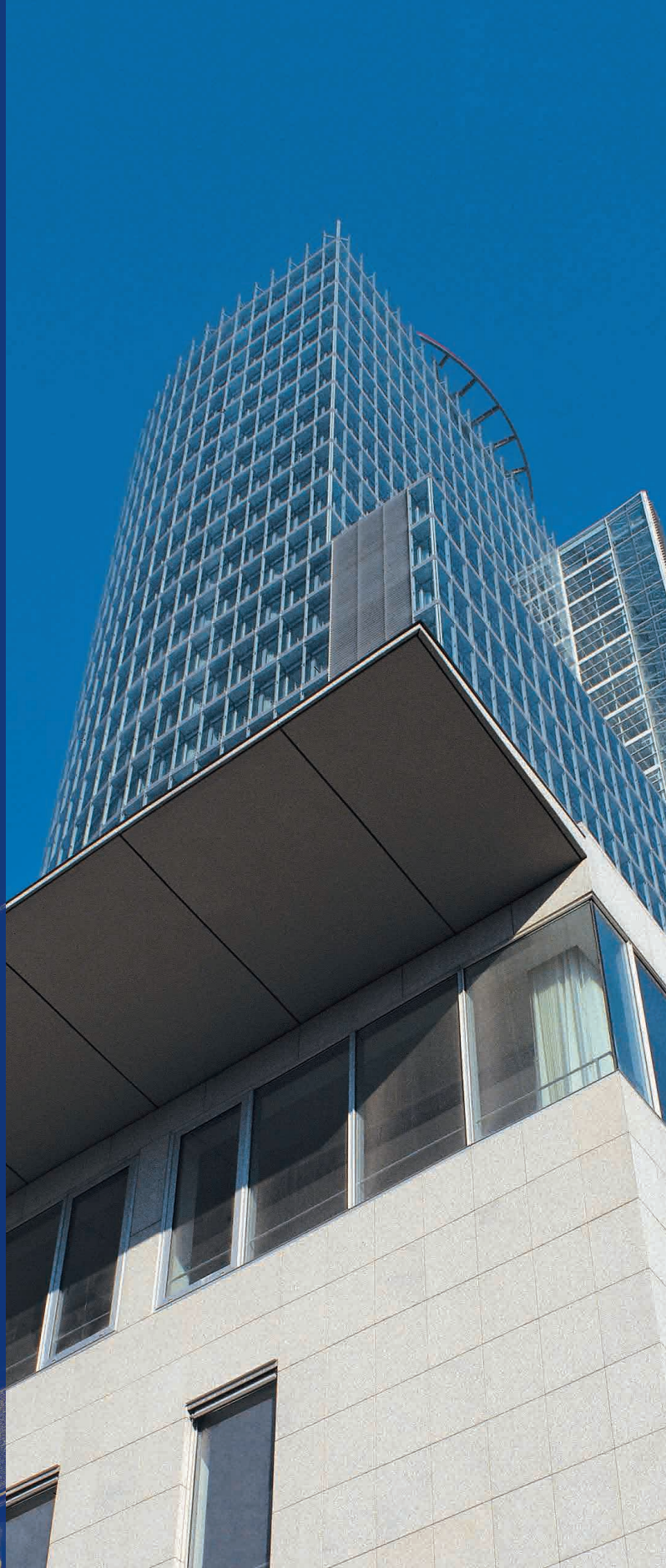


1

Február 2019
Ročník 27

ODBORNÝ
BANKOVÝ
ČASOPIS



NÁRODNÁ BANKA SLOVENSKA

C E T A I B



Desať rokov zavedenia eura na Slovensku

Dňa 1. januára 2009 sa Slovensko stalo v poradí šestnástym členským štátom Európskej únie, ktorý prijal euro, a to presne desať rokov po zavedení eura na peňažnom trhu. Národná banka Slovenska začala s prípravou na zavedenie eura prakticky hneď po vstupe Slovenska do Európskej únie v roku 2004. Väčšina jej aktivít vo vzťahu k verejnosti sa však sústredila do posledného roku pred jeho zavedením, do roku 2008. Rozhodujúcim dátumom bol 8. júl 2008, keď Rada ECOFIN schválila Slovensku prijatie eura k 1. januáru 2009. Ministri financií členských štátov eurozóny súčasne odsúhlasili fixný konverzný kurz koruny voči euru platný od 1. januára 2009 (1 eur = 30,1260 Sk). Pripomeňme si aspoň niektoré z aktivít, ktoré zavedeniu eura v SR predchádzali.



Od septembra 2008 pripomínal zavedenie eurovej meny veľký pútač na budove Národnej banky Slovenska.



Foto: Archív NBS

V dňoch 21. a 22. septembra 2008 navštívil Bratislavu prezident ECB Jean-Claude Trichet. Dôvodom jeho návštevy boli aktivity súvisiace s vyvrcholením príprav na zavedenie eura v SR. Pri tejto príležitosti odovzdal guvernérovi NBS Ivanovi Šramkovi šestnástu eurohviezdu, symbol členstva národnej banky v Eurosysteme.



Dňa 19. augusta 2008 Mincovňa Kremnica, š. p., začala s razbou eurových mincí. Postupne vyrazila 500 mil. kusov mincí v ôsmich nominálnych hodnotách, ktoré spolu predstavovali hodnotu viac ako 167 mil. €/5,03 mld. Sk.

(Pokračovanie na 3. str. obálky)



Desať rokov zavedenia eura na Slovensku

(Pokračovanie z 2. str. obálky)

Dňa 22. septembra 2008 sa uskutočnila medzinárodná konferencia s názvom Slovakia Euro Changeover Conference, ktorú zorganizovala vláda Slovenskej republiky a Národná banka Slovenska s podporou Európskej komisie a Európskej centrálnej banky. Hlavným cieľom konferencie bolo zvýšenie informovanosti a dialógu o otázkach súvisiacich s prijatím eura na Slovensku.



Národná banka Slovenska si v prípravách na zavedenie eura na Slovensku požičala z rakúskej centrálnej banky 188 miliónov kusov eurových bankoviek v hodnote viac ako 7 mld. €. O preprave týchto bankoviek informovali novinárov členka Bankovej rady NBS Milena Koreňová a viceguvernér NBS Viliam Ostrožlík.

Dňa 1. decembra 2008 sa začala distribúcia informačnej zásielky Európskej centrálnej banky a Národnej banky Slovenska do všetkých domácností na Slovensku. Súčasťou zásielky bola aj konverzná kartička, ktorá slúžila na prepočet základných hodnôt medzi korunami a eurami. Novinárom ju predstavil guvernér NBS Ivan Šramko.

Dňa 1. decembra 2008 sa začal aj predaj štartovacích balíčkov eurových mincí. Štartovací balíček obsahoval 45 kusov euromincí so slovenskou stranou v hodnote 16,60 €. Celkovo sa vyrobilo 1,2 mil. kusov týchto balíčkov. Cena jedného štartovacieho balíčka bola 500 Sk.



Historický prvý výber eurovej hotovosti z bankomatu sa uskutočnil krátko po polnoci 1. januára 2009.

Foto: Archív NBS

BIATEC
Odborný bankový časopis
Február 2019

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 Polóniová
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: 6. 2. 2019

Dátum vydania: 18. 2. 2019

Evidenčné číslo: EV 2817/08

ISSN 1335 – 0900

Grafický návrh: Bedrich Schreiber

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

Tlač: Bittner print 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.



**DESAŤ ROKOV EURA
NA SLOVENSKU**

Medzinárodná konferencia 10 years of the Euro in Slovakia..... 2

Prejav Yvesa Merscha, člena Výkonnej rady ECB, na medzinárodnej
konferencii pri príležitosti 10. výročia zavedenia eura na Slovensku .. 6

Desať rokov používania eura v hotovostnom peňažnom
obehu v SR 8
(Milada Vlnková, Dušan Rojek)

**PAMÄTNÉ A ZBERATEĽSKÉ
MINCE**

Strieborná zberateľská minca k 10. výročiu zavedenia eura v SR..... 14
(Hana Janíková)

CENA GUVERNÉRA NBS

Vyhlasenie výsledkov súťaže o cenu guvernéra NBS..... 15

Essays on monetary policy transmission 16
(Marek Rusnák)

The effect of fiscal rules on the cyclicity of fiscal policy..... 21
(Martin Kameník)

Modely predstihových indikátorov pre SR – aplikácia
empirických a teoretických prístupov 25
(Miroslav Klúčik)

MAKROEKONOMICKÉ OTÁZKY

Očakávaný makroekonomický vývoj SR 30
(Odbor ekonomických a menových analýz NBS)

ENGLISH SUMMARY

English summary 32



Medzinárodná konferencia 10 years of the €uro in Slovakia

Dňa 11. januára 2019 sa uskutočnila medzinárodná konferencia „10 years of the €uro in Slovakia“ (10 rokov eura na Slovensku), ktorá hodnotila slovenské skúsenosti v eurozóne po desiatich rokoch a budúce smerovanie eurozóny.

¹ https://www.nbs.sk/_img/Documents_TS/190111-1-konf10r/GUV_ConferenceOpening2019Jan.pdf

Konferenciu otvoril úvodným prejavom **guvernér NBS Jozef Makúch**.¹ Zdôraznil, že zavedenie eura na Slovensku bolo vzorovým príkladom hospodárskej politiky, kde boli vopred jasne vyhodnotené prínosy aj náklady a brali sa do úvahy aj vplyvy na všetky segmenty ekonomiky. Prechod na euro sa stal úspešným projektom vďaka dôkladnej príprave a výbornému načasovaniu. Guvernér Makúch zároveň spomenul, že eurom sme získali viac i menej, ako sme čakali. Globálna hospodárska kríza spomalila naše tempo rastu a dobiehania. Na druhej strane, stali sme sa členmi nielen menovej, ale aj bankovej a čoskoro aj kapitálovej únie.

Konferencia bola rozdelená do dvoch blokov. V prvom bloku o makroekonomickej perspektíve členstva v eurozóne vystúpil s hlavnou prednáškou **člen Výkonnej rady ECB Yves Mersch**. Pripomenul, že oslavujeme dvojité výročie – nielen 10 rokov eura na Slovensku, ale aj 20 rokov od vzniku eurozóny. Vstup do EÚ a prijatie eura podľa neho vytvára značné príležitosti, ktoré možno využiť, ale aj premárniť. Slovensko je pozitívnym príkladom krajiny, ktorá sa príležitostí európskej integrácie chopila prostredníctvom zásadných inštitucionálnych reforiem a dosiahla impozantnú mieru konvergenzie v rámci EÚ. Plné využitie trvalých výhod menovej únie si však vyžaduje nepreržitú snahu o inštitucionálnu kvalitu a správne riadenie. Nie je isté, či súčasný slovenský rastový



model bude i naďalej zárukou intenzívneho rastu, Slovensko by preto malo pokračovať v reformnom procese a zamerať sa predovšetkým na zlepšovanie podnikateľského prostredia a súdneho systému, ako aj na zvýšenie domácich zdrojov inovácií.

Po hlavnej prednáške nasledovala panelová diskusia. Viedla ju **Elena Kohútiková (Všeobecná úverová banka, a. s.)**, ktorá bola jednou z hlavných iniciátorov príprav na zavedenie eura na Slovensku. V období príprav Slovenska na vstup do EÚ a eurozóny zastávala pozíciu viceguvernerky NBS.

Prvým rečníkom v panelovej diskusii bol **Joaquín Almunia (Centre for European Policy Studies)**. V období vstupu Slovenska do eurozóny bol komisárom Európskej komisie zodpovedným za hospodárske a menové záležitosti. Zdôraznil, že zavedenie eura bolo primárne politickým rozhodnutím, z čoho vyplýva, že jeho dopady nemožno posúdiť len cez optiku ekonomickej analýzy, ale treba ho chápať v širšom kontexte európskej integrácie. S eurom máme po dvadsiatich rokoch jeho existencie pozitívne aj negatívne skúsenosti. Slovensko vyzdvihol ako príklad veľmi pozitívnej skúsenosti, naopak Grécko a Taliansko ako neúspešné príklady. Zdôraznil, že prijatím eura majú členské štáty zodpovednosť nielen k svojim voličom, ale aj k sebe navzájom z dôvodu možnosti „prenosu nákazy“. Poukázal





Účastníci panelovej diskusie prvého bloku (zľava): Athanasios Orphanides, Ľudovít Ódor, Ewald Nowotny, Biswajit Banerjee, Joaquín Almunia a Elena Kohútiková.

preto na nutnosť prijímania ekonomických reforiem a zdieľania zodpovednosti za spoločnú budúcnosť EÚ a eurozóny.

Biswajit Banerjee (Ministerstvo financií SR), ktorý v období rokovania o vstupe Slovenska do eurozóny zastupoval Medzinárodný menový fond (MMF), pripomenul, že prístupový proces v prípade Slovenska nebol jednoduchý. Vyzdvihol koordinovanosť a spoluprácu Ministerstva financií SR a Národnej banky Slovenska. Dôležité bolo, že negociačný proces mal aj podporu širokej verejnosti. Pochválil tiež tempo hospodárskej a inštitucionálnej konvergencie Slovenska, no zároveň konštatoval, že cesta k splneniu maastrichtských kritérií bola „hrboľatá“. Európska centrálna banka a Európska komisia mali obavy týkajúce sa najmä udržateľnosti inflácie a stability výmenného kurzu. Aj keď v rokoch 2007 a 2008 prevládali názory, že ekonomika sa prehrieva, najmä pri hodnotení vývoja produkčnej medzery, analýzy MMF ukázali, že vplyv tohto vývoja na infláciu bol nižší, než sa pôvodne predpokladalo. Z pohľadu udržateľnosti plnenia inflačného kritéria bolo podstatným zistenie, že sa nepotvrdila prítomnosť dopytových tlakov a vývoj regulovaných nebol umelo potlačený. Prípád Slovenska zmenil dovtedajšiu interpretáciu kritéria stability výmenného kurzu v ERM II. Viacnásobná zmena centrálnej parity bola akceptovaná vďaka tomu, že posilňovanie meny sa vnímalo ako reakcia na implementované štrukturálne reformy. Po desiatich rokoch je na Slovensku jasné, že výhody eura prevažujú, aj keď nie sú až také veľké, ako sa očakávalo.

Ewald Nowotny (Oesterreichische Nationalbank) pripomenul, že Slovensko sa stalo v poradí šiestnástou krajinou eurozóny, čo mu umožnilo poučiť sa zo skúseností starších členov menovej únie. Vo svojej úvodnej reči poukázal na fakt,

že len ojedinele možno pozorovať dve také podobné ekonomiky ako Česko a Slovensko, ktoré sa líšia v takej zásadnej oblasti, akou je členstvo v menovej únii. K monetárnej politike povedal, že je zriedka kľúčovým faktorom určujúcim hospodársky rast. V tejto súvislosti zdôraznil nutnosť hospodárskych reforiem v členských štátoch eurozóny. Pokiaľ ide o politiku ECB, spomenul, že centrálna banka majú väčšiu schopnosť brániť sa inflácii ako deflácií. Preto je cieľom ECB dvojpercentná miera inflácie. Neskôr vyzdvihol úspech kvantitatívneho uvoľňovania, ktoré umožnilo vyhnúť sa deflácií. Zdôraznil tiež dosiahnutý pokrok v budovaní bankovej únie. Do budúcnosti vidí narastajúci význam makroprudenciálnych politik a potrebu dokončenia bankovej únie a únie kapitálových trhov.

Ľudovít Ódor (Národná banka Slovenska) analyzoval prínosy a náklady zavedenia eura na Slovensku, pričom konštatoval vysokú mieru politickej podpory pre spoločnú menu, ako aj to, že žiadna významná politická strana nie je proti slovenskému členstvu v menovej únii. Výhody eura sa pritom prejavili už pred samotným vstupom, prostredníctvom zvýšeného tlaku na zodpovednú fiškálnu politiku. Prínosy po vstupe boli tiež zrejme pozitívne, ale ich rozsah je ťažké analyzovať v dôsledku zložitosti oddelenia dopadov samotného vstupu do eurozóny od dopadov krízy. Pre budúcich adeptov na členstvo v eurozóne viceguvernér Ódor zdôraznil nutnosť štrukturálnych reforiem a potrebu vyhnúť sa „umelému“ krátkodobému splneniu kritérií, tie je potrebné splniť udržateľným spôsobom. Pred zavedením eura je potrebné pripraviť dostatočnú kapacitu iných hospodárskych politik, ktoré nahradia stabilizačnú úlohu domácej menovej politiky – najmä makroprudenciálnu a fiškálnu politiku a politiky trhu práce.



Posledný rečník v prvom bloku, **Athanasios Orphanides (Massachusetts Institute of Technology)**, vo svojej úvodnej reči vyzdvihol Slovensko ako príklad krajiny, ktorý ukazuje, že implementovanie odporúčaní ekonómov vedie k rýchlemu ekonomickému rastu. Pochválil štrukturálne a inštitucionálne reformy, obzvlášť vybudovanie silnej Rady pre rozpočtovú zodpovednosť. V kontraste so slovenskými úspechmi spomenul pretrvávajúce problémy eurozóny. Tie sú, podľa neho, spôsobené neoptimálnymi politikami a chýbajúcim makroekonomickým rámcom monetárnej integrácie a prejavujú sa dlhodobo nízkym rastom v porovnaní s hlavnými konkurentmi (USA, Japonsko). Eurozónu preto stále vníma ako zraniteľnú. Zlepšenie súčasného stavu musí byť založené na poctivej analýze súčasného stavu, pričom potrebujeme hlbšiu diskusiu o tom, ako môže monetárna politika významnejšou mierou prispieť ku stabilizácii ekonomík členských štátov. Európa nie

je dobre pripravená na ďalšiu krízu, priestor tak menovej, ako aj fiškálnej politiky je obmedzený.

V následnej otvorenej diskusii E. Nowotny podčiarkol, že proces globalizácie podstatne zmenil ekonomické prostredie od obdobia vzniku eura, a preto nestačí uvažovať iba v kontexte eurozóny, izolovane od globálnych trendov. Za hlavnú úlohu spoločného trhu EÚ označil ochranu spotrebiteľov a zvyšovanie zamestnanosti. J. Almunia vyjadril obavy, že v EÚ chýba reálna stratégia pre ďalší rast členských krajín, pričom rezervy vidí práve v neochote členských štátov delegovať kompetencie na európsku úroveň. V súčasnosti sú najdôležitejšie hospodárske politiky stále v rukách jednotlivých členských krajín, a preto je nemiestne obviňovať európske inštitúcie z neuspokojivých výsledkov. B. Banerjee zase poznamenal, že priemyselná výroba na Slovensku je vysoko zapojená v globálnych hodnotových reťazcoch, čo prináša so sebou pomerne nízky obsah domácej pridanej hodnoty vo vývoze zo Slovenska. Posunúť sa v rámci existujúcich hodnotových reťazcov na miesta s vyššou pridanou hodnotou je náročné. Stratégiou do budúcnosti by malo byť zameranie na väčší rozvoj služieb. Touto stratégiou Slovensko môže byť efektívnejšie v snahe vyhnúť sa pasci strednopríjmových krajín.

Na začiatku druhého bloku o vplyve eura na jednotlivé sektory slovenskej ekonomiky vystúpil s hlavnou prednáškou **minister financií Peter Kažimír (Ministerstvo financií SR)**. Obdobie po zavedení eura na Slovensku prirovnal k manželstvu, ktoré určite nemožno považovať za nezáživné alebo nudné. Namiesto svadobnej cesty však nastalo obdobie vyčerpávajúceho krízového riadenia. Kríza však pomohla eurozóne urýchliť inštitucionálne zmeny vedúce napríklad k vytvoreniu bankovej únie. V tomto procese treba pokračovať, dokončiť bankovú úniu, úniu kapitálových trhov a zvýšiť fiškálnu kapacitu. P. Kažimír vníma euro



Účastníci panelovej diskusie druhého bloku (zľava): Peter Mihók, Regina Ovesny-Straka, Júlia Čillíková, Igor Barát a Ivan Šramko.



ako jeden z najväčších úspechov v Európe, ktorý prináša stabilitu a konkurenčnú výhodu. Vo svojom prejave tiež pripomenul, že nezodpovedná fiškálna politika niektorých krajín eurozóny spôsobila na Slovensku rozpad vlády. Na druhej strane euro pomohlo posilniť princípy práva a bolo dôležitým impulzom na ceste Slovenska k vyrovnanému rozpočtu.

Aj v druhom bloku nasledovala po hlavnej prednáške panelová diskusia. Zúčastnili sa na nej odborníci, ktorí sa podieľali na zavedení eura na Slovensku. Diskusiu viedol **Ivan Šramko (Rada pre rozpočtovú zodpovednosť)**, ktorý bol v čase príprav i samotného zavedenia eura guvernérom NBS a viedol dôležité rokovania s európskymi inštitúciami a MMF.

Diskusiu otvoril svojím príspevkom **Peter Mihók (Slovenská obchodná a priemyselná komora)**. Vyzdvihol významnú úlohu neziskového sektora v procese prijatia eura na Slovensku a úzku spoluprácu s rakúskymi partnermi. Vďaka odborným manuálom, konzultáciám a seminárom bol podnikateľský sektor na Slovensku na euro dobre pripravený. Zdôraznil dlhodobu pozitívne vnímanie eura v prieskumoch a tiež priame výhody pre podnikanie, najmä odstránenie kurzového rizika, nižšie transakčné náklady a stabilnejšie prostredie na dlhodobé plánovanie cien. Spomenul tiež dočasnú cenovú radu, ktorá dohliadala na vývoj cien a mala zásluhu na tom, že prechod eura nebol zneužitý na neoprávnený nárast predajných cien.

Regina Ovesny-Straka (Volksbank Steiermark) spomínala na prípravu na zavedenie eura v optike manažérky komerčnej banky, kde bolo potrebné vysporiadať sa s nákladmi spojenými s prechodom na novú menu a so stratou časti biznisu bánk. Euro však zároveň pomohlo modernizovať komerčné banky na Slovensku, lebo bolo potrebné zaobstarat' nové informačné technológie. Bývalá generálna riaditeľka najväčšej komerčnej banky na Slovensku ocenila tiež veľmi dobrú spoluprácu s inštitúciami zodpovednými za zavedenie eura na Slovensku. Banky mali pri prechode na euro jedny z najvyšších nákladov a po zavedení eura prišli o časť ziskov, ale aj tak bankový sektor podporoval prechod na euro. Po zavedení eura sa výrazne zvýšila regulačná záťaž bankového sektora – najmä v dôsledku reakcií na krízu. Slovenský bankový sektor je však veľmi stabilný.

Igor Barát (International Investment Bank), bývalý splnomocnenec vlády SR pre zavedenie eura, pripomenul komplexnosť procesu zavedenia eura, keď bolo potrebné riešiť veľké množstvo technických detailov súvisiacich s konverziou na euro a informovaním verejnosti. Zdôraznil úlohu dobre pripravenej informačnej kampane, ktorá pomohla obyvateľom pripraviť sa na zmenu a upevnila dôveru verejnosti k zavedeniu eura. Samotné zavedenie eura bolo veľmi rýchle a hladké, bankomaty vydávali euro už niekoľko minút po polnoci 1. 1. 2009 a po niekoľkých dňoch bola väčšina hotovostných platieb v obchodoch v eurách. Viac ako dve tretiny obyvateľov a drvivá väčšina podnikov bola spokojná so zavedením eura.

Júlia Čillíková (Národná banka Slovenska) označila zavedenie eura za projekt úspechu aj vďaka vhodnému načasovaniu vstupu Slovenska do eurozóny, ako sa neskôr, po prepuknutí finančnej krízy ukázalo. Slovensko bolo podľa nej na euro výborne pripravené aj vďaka nie veľmi vzdialenej skúsenosti s prechodom na slovenskú korunu pri osamostatnení sa krajiny. V druhej časti svojho príspevku opísala aktuálnu situáciu v oblasti formovania bankovej únie a spomenula chýbajúce časti a hlavné dôvody pomalého nachádzania spoločného riešenia v týchto oblastiach. Keďže väčšinu slovenského bankového sektora tvoria dcérske spoločnosti bankových skupín z eurozóny, vďaka spoločnému európskemu dohľadu nad celými skupinami máme väčší prehľad o ich situácii. Chýbajúci tretí pilier bankovej únie – spoločné poistenie vkladov – by bolo potrebné čo najskôr dokončiť. Zvýši to odolnosť finančného sektora voči interným šokom.

Konferenciu ukončil záverečným prejavom **viceguvernér NBS Ľudovít Ódor**.² Poďakoval sa všetkým rečníkom a ostatným účastníkom za živú a otvorenú diskusiu a zhrnul hlavné myšlienky, ktoré odzneli na konferencii. Okrem iného pripomenul, že euro nie je len ekonomickým konceptom, ale aj politickým projektom, ktorý ovplyvňuje vnímanie občanov a ich hrdosť. Euro malo pozitívny vplyv, aj keď nie taký silný, ako sme predpokladali. Skutočnosť, že euro otvorene neoponovala žiadna politická strana a ľudia ho vnímajú pozitívne, nie je v rámci eurozóny niečo bežné. Krajina, ktorá sa vzdáva samostatnej meny, musí byť pripravená vo väčšej miere použiť nástroje makroprudenciálnej a fiškálnej politiky, ako aj štrukturálnych politík. Pre budúcnosť eura je potrebné prevziať spoločnú zodpovednosť a zreformovať štruktúru riadenia eurozóny.

(Spracovali Brian Fabo,
Tibor Lalinský a Anna Strachotová)
Foto: Roman Benický



² https://www.nbs.sk/_img/Documents/_TS/190111-1-konf10r/Zave-recnyprihovor_Odor.pdf



Prejav Yvesa Merscha, člena Výkonnej rady ECB, na medzinárodnej konferencii pri príležitosti 10. výročia zavedenia eura na Slovensku



presahuje 80 % priemeru EÚ.¹ Rovnako pôsobivá bola rýchlosť hospodárskej konvergenzie, ktorá prekonala očakávania vychádzajúce z počiatočnej hladiny slovenského národného dôchodku.² Slovensku sa v úrovni HDP na obyvateľa podarilo predstihnúť väčšinu ostatných krajín strednej a východnej Európy a takmer dobehnúť Slovinsko a Českú republiku. Jeho úspech do značnej miery pramení z pozoruhodnej inštitucionálnej transformácie krajiny v rámci vstupu do EÚ. Vstup Slovenska do EÚ bol podnetom na zintenzívnenie konvergenčného úsilia a priniesol mu vonkajšiu inštitucionálnu oporu.

Zásadnú úlohu zohrali základné reformy, ako je vytvorenie jasne vymedzeného systému majetkových práv, zabezpečenie účinného výkonu hospodárskeho práva a zriadenie spoľahlivo fungujúcich inštitúcií na potláčanie nezákonného a protisúťažného konania, ktoré Slovensku umožnili fungovať v trhovej ekonomike a odolávať konkurenčným tlakom a trhovým silám.

Prístup k jednotnému trhu a prijatie právnych predpisov EÚ sa na úspechu Slovenska podieľali dvojakým spôsobom. Po prvé, odstránenie prekážok obchodu a uplatňovanie celoeurópskych štandardov podstatne znížilo náklady na cezhraničné podnikanie a zároveň podporilo obchodnú výmenu a zapojenie krajiny do európskych hodnotových reťazcov.³ Po druhé, stabilnejšie a predvídateľnejšie právne a regulačné prostredie zvýšilo bezpečnosť investorov a prispelo k rýchlemu prílevu zahraničných investícií, ktoré ekonomike priniesli zahraničný kapitál, know-how a technológie potrebné na zvýšenie konkurencieschopnosti.

Slovenské hospodárstvo sa stalo pevnou súčasťou jednotného trhu, s podielom vývozu takmer 100 % HDP, čo je výrazne viac ako v prípade ostatných krajín strednej a východnej Európy, a takmer 20 % pracovných miest závisiacich od vývozu EÚ do zvyšku sveta.⁴ Výsledná výrazná hospodárska konvergenca v konečnom dôsledku vytvorila podmienky na prijatie eura.

Podľa mnohých bola najvyššou cenou za vstup do eurozóny strata nezávislej menovej politiky a možnosti reagovať na vonkajšie šoky. Vysoká miera otvorenosti Slovenska však jeho národnej centrálnej banke sťažovala riadenie hospodárskeho cyklu pri nestálych kapitálových tokoch. Výmenný kurz sa tak častejšie stával skôr zdrojom šokov než ich absorbentom.⁵

Výhody prijatia eura tak boli presvedčivé.

Jednou z okamžitých výhod bola stabilizácia výmenného kurzu Slovenska voči jeho hlavným obchodným partnerom a eliminácia nákladov na menovú konverziu. Podľa výskumov prijatie

1 Reálny HDP na obyvateľa vyjadrený paritou kúpnej sily ako percento priemeru EÚ-28 za rok 2016.

2 *Economic Convergence in the Czech Republic and Slovakia*, Európska komisia, 2018.

3 Blind, K., Mangelsdorf, A., Niebel, C. a Ramel, F. (2018), *Standards in the global value chains of the European Single Market, Review of International Political Economy*, Volume 25, Issue 1.

4 <http://ec.europa.eu/trade/policy/in-focus/trade-and-jobs/>

5 Šuster, M. (2006), *Vplyv zavedenia eura na slovenské hospodárstvo*, BIA TEC, ročník 14, 6/2006.

Je mi ctou byť dnes v Bratislave a vystúpiť pred takým významným publikom. Táto konferencia bola usporiadaná pri príležitosti desiateho výročia zavedenia eura na Slovensku; v skutočnosti však ide o dvojité výročie, pretože si zároveň pripomíname dvadsať rokov existencie eura.

Čo by mohlo byť lepším darom k jubileu, zreteľnejším symbolom vitality našej jednotnej meny, než úspech Slovenska od zavedenia eura 1. januára 2009?

Slovensko dosiahlo pozoruhodný pokrok v reálnej konvergencii životnej úrovne k priemeru EÚ, a to najmä vďaka svojej ochote využiť príležitosti spojené s členstvom v EÚ a vďaka prijatiu eura. Po ekonomickej stránke zásadné inštitucionálne reformy Slovensku umožnili stať sa živou trhovou ekonomikou a zaviesť veľmi úspešný model hospodárskeho rastu poháňaného vývozom, ktorý bol oporou reálnej konvergenzie. Receptom na úspech sú práve reformy, nie neustála devalvácia či žiadosti o finančnú pomoc.

To by však nemalo byť dôvodom na uspokojenie, pretože nasledujúca etapa konvergenzie bude určite ešte náročnejšia. Ani členstvo v EÚ, ani jednotná mena nie sú automaticky zárukou intenzívneho hospodárskeho rastu. Podľa môjho názoru si zvýšenie dlhodobého rastového potenciálu krajiny vyžaduje nepretržité úsilie o zvyšovanie kvality inštitucionálneho rámca a riadne hospodárenie.

URČUJÚCE FAKTORY ÚSPECHU SLOVENSKA

Slovensku sa v priebehu len troch desaťročí podaril pozoruhodný ekonomický prechod z centrálneho plánovania na trhovú ekonomiku, pevne integrovanú do jednotného trhu. Podstatné úsilie vynaložené počas tohto prechodu sa jednoznačne vyplátilo.

Reálny HDP Slovenska na obyvateľa sa od začiatku 90. rokov takmer zdvojnásobil a dnes tesne



eura takto prispelo k 12 % zvýšeniu slovenského vývozu do krajín eurozóny.⁶ Ďalšou výhodou zavedenia eura bolo upevnenie postavenia slovenských makroekonomických inštitúcií. Prijatie eura bolo dodatočným podnetom na inštitucionálnu konvergenciu a umožnilo Slovensku ukotviť svoje makroekonomické inštitúcie v silnejšom európskom rámci.

V rámci príprav na zavedenie eura boli pod pozorným dohľadom európskych inštitúcií (napr. v Konvergenčnej správe ECB⁷) vykonané početné zmeny slovenského inštitucionálneho rámca, ktoré zabezpečili splnenie konvergenčných požiadaviek EÚ. Vysoké požiadavky boli kladené na nezávislosť centrálnej banky, najmä na osobnú nezávislosť členov bankovej rady.⁸ Pri koexistencii európskej menovej politiky s národnou finančnou politikou a politikou trhu práce, s miestami protichodnými cieľmi, má ochrana inštitucionálnej nezávislosti zásadný význam. Začlenenie slovenských inštitúcií do stabilného európskeho inštitucionálneho rámca tak prispelo k makroekonomickej stabilite počas krízy a k nárastu investícií a obchodu.

V porovnaní s Českou republikou, ktorá má veľmi podobnú štruktúru hospodárstva, Slovensko od roku 2009 vykazuje rýchlejší hospodársky rast. Napriek tomu, že Česká republika bola počas krízy schopná viesť nezávislú menovú politiku, sa Slovensku od roku 2009 do roku 2016 podarilo udržať si pred ňou náskok v priemernom ročnom raste HDP o 0,9 percentuálneho bodu.⁹ Výsledkom bolo zníženie rozdielu medzi slovenským a českým HDP na obyvateľa z 21 % v roku 2008 na 13,8 % v roku 2017.

DÔLEŽITOSŤ KVALITNÉHO INŠTITUCIONÁLNEHO RÁMCA Z HĽADISKA DLHODOBEJ KONVERGENCIE

Kiežby úspech Slovenska pokračoval ešte veľa rokov. Z dlhodobého hľadiska však nemožno považovať za samozrejmosť, že slovenský rastový model bude i naďalej zárukou intenzívneho rastu; tempo konvergenzie voči krajinám EÚ by sa mohlo spomaliť. Slovensku hrozí riziko, že spadne do tzv. strednopríjmovej pasce, pričom takéto ekonomiky spravidla vykazujú nižší rastový profil.

Intenzita slovenského hospodárskeho rastu do značnej miery závisí od jeho schopnosti prilákať zahraničné investície, ako aj od zručností a technológií potrebných na zvyšovanie produktivity. V súčasnosti však už začína registovať určité spomaľovanie zahraničných investícií, šírenia technológií a produktivity práce.¹⁰

V snahe vyhnúť sa strednopríjmovej pasce by pre Slovensko mohlo byť užitočné vypracovať nové stratégie zamerané na domáce inovácie. Ich výsledkom by boli predovšetkým produktívnejšie podniky, viac súkromného kapitálu a kvalifikovanejšie pracovné sily potrebné na stimuláciu dlhodobého rastu.

Takéto zlepšenia však často závisia od vytvorenia správnych inštitucionálnych podmienok. Kvalita inštitúcií sa ukazuje byť dôležitým faktorom dosahovania vyšších príjmov v dlhodobom ho-

rizonte.¹¹ Faktory ako neefektívna verejná správa, nedostatočná kontrola nad snahami o získanie renty, daňové úniky a korupcia sú prekážkou hospodárskej súťaže a ekonomickej inklúzie.

V niektorých z týchto aspektov Slovensko figuruje pod priemerom eurozóny, meraným na základe najpoužívanějších ukazovateľov inštitucionálneho riadenia. Dôležitejšie však je, že na rozdiel od väčšiny ostatných nových krajín eurozóny, ktoré v poslednom desaťročí v tomto smere zaznamenávajú určité zlepšovanie, sa na Slovensku tempo reforiem od prijatia eura podľa všetkého spomaľuje.

Zlepšenia v dvoch kľúčových oblastiach by Slovensku pomohli vytvoriť vhodné domáce podmienky na prosperujúcu podnikovú sféru. Prvou z nich je zlepšenie podnikateľského prostredia. Podľa ukazovateľa podmienok podnikania Svetovej banky sa Slovensko zaraďuje za nové krajiny eurozóny, a to najmä v oblastiach, ako je zakladanie podnikov, ochrana menšinových investorov či vydávanie stavebných povolení. Podľa výsledkov Eurobarometra za rok 2017¹² navyše viac ako 55 % podnikateľov za jednu z prekážok podnikania v krajine považuje korupciu.

Druhou oblasťou s priestorom na zlepšenie je súdny systém. Podľa Organizácie pre hospodársku spoluprácu a rozvoj (OECD) je integrita právneho systému a nezávislosť súdnictva považovaná za nedostatočnú.¹³ Zvýšenie miery nezávislosti a transparentnosti súdneho systému by pomohlo pri potláčaní korupcie a prehĺbilo by dôveru verejnosti v štát.

Riešenie týchto otázok by zároveň domácim podnikom umožnilo naplno využiť potenciál jednotného trhu a prispievať k zdravému a inkluzívnemu rastu.

ZÁVER

Pri príležitosti desiateho výročia prijatia eura možno Slovensko označiť za príklad úspešného procesu konvergenzie v rámci EÚ. Táto krajina môže byť hrdá na impozantnú mieru hospodárskej a inštitucionálnej konvergenzie, ktorú sa jej v takom krátkom čase podarilo dosiahnuť.

Úspech Slovenska svedčí o tom, že vstup do EÚ a zavedenie eura môže vytvoriť značné príležitosti – príležitosti, ktoré možno buď využiť, alebo premárniť. Slovensko je pozitívnym príkladom krajiny, ktorá sa príležitostí európskej integrácie chopila prostredníctvom zásadných inštitucionálnych reforiem. Plné využitie trvalých výhod menovej únie si však od všetkých krajín eurozóny vyžaduje nepretržitú snahu o inštitucionálnu kvalitu a správne riadenie. To okrem iného znamená prísne dodržiavanie doktríny nezávislosti centrálnej banky.

V prípade Slovenska by ďalšie zlepšovanie podnikateľského prostredia a súdneho systému prispelo k pokračovaniu úspešného hospodárskeho vývoja v nasledujúcich desiatich rokoch.

Som presvedčený, že zdravé domáce a európske inštitúcie podpora udržateľný rast a prispieju k zachovaniu dôvery v euro a európsky projekt.

6 <https://www.banque-france.fr/sites/default/files/slidesjaanikamerikull.pdf>

7 Konvergenčná správa ECB, máj 2008.

8 Stanovisko ECB z 27. októbra 2009 o nezávislosti Národnej banky Slovenska (CON/2009/85).

9 https://ec.europa.eu/info/sites/info/files/economy-finance/eb034_en.pdf

10 Chiacchio, F., Gradeva, K. a Lopez-Garcia, P. (2018), *The post-crisis TFP growth slowdown in CEE countries: Exploring the role of Global Value Chains*, Working Papers Series, No 2143, ECB, apríl.

11 Masuch, K., Moshammer, E. a Pierluigie, B. (2016), *Institutions and Growth in Europe* CEPS, apríl.

12 Flash Eurobarometer 457, *Businesses' attitudes towards corruption in the EU*, október 2017.

13 OECD, *Economic Surveys, Slovak Republic*, jún 2017.



Desať rokov používania eura v hotovostnom peňažnom obehu v SR

Milada Vlnková, Dušan Rojek
Národná banka Slovenska

Dňa 1. januára 2009 sa Slovensko stalo v poradí šiestnástou členskou krajinou eurozóny a od tohto dátumu sa euro stalo našou národnou menou. V súlade s Národným plánom zavedenia eura v Slovenskej republike bolo euro zavedené scenárom tzv. veľkého tresku, teda rovnako do hotovostného aj bezhotovostného obehu bez prechodného obdobia.¹ Vďaka dostatočnej úrovni prvotného a druhotného predzásobenia subjektov peňažného obehu bol už od 1. januára v obchodoch, hoteloch, bankách a na ďalších miestach, kde sa platilo hotovosťou, dostatok eurobankoviek a euromincí.

1 Počas obdobia duálneho obehu – teda počas prvých dvoch týždňov roka 2009 – mohlo obyvateľstvo pri platbách za tovary a služby používať slovenské aj eurové peniaze súčasne, ako výdavok však mohli byť použité len eurobankovky a euromince. Po 16. januári 2009 sa euro stalo výlučným zákonným platidlom na území Slovenskej republiky.

2 Položka obeživo menových agregátov zahŕňa okrem reálnej emisie eurobankoviek aj pohľadávku, resp. záväzok voči ECB vo výške, ktorá zodpovedá emisii eurobankoviek národnou centrálnou bankou pod, resp. nad objem, ktorý každý mesiac na základe prerozdelenia cieľu kľúča na emisii bankoviek stanovuje ECB. Okrem toho zahŕňa aj záväzok vyplývajúci každej krajine po zohľadnení osempercentného podielu ECB na celkovom kapitáli eurozóny. Zdroj: N. Šteflíková: Zmena v metodike vykazovania obeživa a jej vplyv na menový agregát M3, Biatec č. 11/2009.

3 Po vstupe do eurozóny sa v peňažnom obeh v SR vyskytujú aj eurobankovky a euromince emitované inými členskými bankami eurozóny, preto NBS nemá evidenciu o reálnej hodnote a množstve peňazí v obeh. NBS eviduje len eurobankovky a euromince, ktoré sama vydala a prijala z obehu. Rozdiel medzi hodnotou (množstvom) eurobankoviek a euromincí vydaných do obehu a prijatých z obehu od 1. 1. 2009 do konkrétneho dátumu predstavuje kumulovaná čistá emisia.

4 M. Doliak, B. Karmažin: Vplyv zavedenia eura na infláciu v Slovenskej republike v januári 2009, Biatec č. 3/2009

5 Štartovací balíček euromincí obsahoval 45 kusov mincí v hodnote 16,60 € (500 Sk). NBS dala vyrobiť 1,32 mil. kusov štartovacích balíčkov, ktoré sa všetky predali.

6 Euro Penetration Ratio je hodnota eurobankoviek a euromincí v emisii vydelená súčtom hodnôt eurobankoviek a euromincí v emisii a hodnoty slovenských bankoviek a slovenských mincí v obeh.

Vstupom do eurozóny došlo k zmenám aj v oblasti používania ukazovateľov hotovostného peňažného obehu. Ukazovateľ „obeživo“ podľa metodiky ECB² predstavuje príspevok (podiel) Slovenska na eurobankovkách, emitovaných Eurosystemom. Ukazovateľ „obeživo“, používaný v čase platnosti samostatnej slovenskej korunovej meny (Sk), bol nahradený ukazovateľom „kumulovaná čistá emisia“³ (ďalej len „emisia“).

Napriek prevládajúcemu pozitívnemu postoju obyvateľstva k zavedeniu eura v SR sa časť verejnosti obávala, že zavedením eura dôjde k zvyšovaniu cien tovarov a služieb. Tento efekt zdražovania sa však podľa makroekonomickej analýzy NBS nepotvrdil. Ako uvádzajú autori článku o analýze vplyvu zavedenia eura v SR na infláciu v SR za január 2009, ani jedna z použitých metód neidentifikovala, že z dôvodu zavedenia eura by došlo k neodôvodnenému zvýšeniu spotrebiteľských cien.⁴ Okrem toho priemerná inflácia (meraná HICP) za rok 2009 dosiahla 0,9 %, kým v roku 2008 bola na úrovni 3,9 %.

PRÍPRAVA NA ZAVEDENIE EURA DO HOTOVOSTNÉHO PEŇAŽNÉHO OBEHU V SR

Dokumentmi, od ktorých sa odvíjal proces príprav na zavedenie eura v SR, boli *Národný plán zavedenia eura v Slovenskej republike*, ktorý už 23. júna 2005 schválila Banková rada NBS a následne 6. júla 2005 vláda Slovenskej republiky (ďalej len „národný plán“), a zákon č. 659/2007 Z. z. o zavedení meny euro v Slovenskej republike z 28. novembra 2007 (ďalej len „generálny zákon“). Z pohľadu hotovosti boli hlavné úlohy definované v *Stratégii zavedenia eura do hotovostného peňažného obehu a sťahovania a ničenie slovenskej meny*, ktorú Banková rada NBS schválila 3. júla 2007. Stratégia stanovovala hlavné úlohy pre zavedenie eura, ako aj úlohy spojené so sťahovaním a ničením slovenskej meny.

Jednou z hlavných úloh v procese prípravy na zavedenie eura do hotovostného peňažného

obehu v SR bolo včasné predzásobenie bánk dostatočným množstvom eurobankoviek a euromincí a následné druhotné predzásobenie klientov bánk. Tento proces sa realizoval na zmluvnom základe a plne podliehal usmerneniu Európskej centrálnej banky ECB/2006/9 o predzásobení a druhotnom predzásobení, ktoré špecifikovalo práva a povinnosti zúčastnených strán, obdobie predzásobenia a druhotného predzásobenia, zabezpečenie a vykazovanie štatistických údajov. Pre obyvateľstvo pripravila NBS v rámci predzásobenia tzv. štartovacie balíčky, ktoré sa začali predávať 1. decembra 2008.⁵

Eurobankovky na účely predzásobenia, druhotného predzásobenia a emisie v roku 2009 si NBS zapožičala z Eurosystemu, konkrétne od rakúskej centrálnej banky Oesterreichische Nationalbank, vzhľadom na priaznivú vzdialenosť a efektívnosť prepravy. Euromince so slovenskou stranou sa razili v Mincovni Kremnica, š. p. Slovensko bolo prvou krajinou z nových prístupujúcich krajín do eurozóny, ktorá na razbu euromincí využila služby mincovne na svojom území.

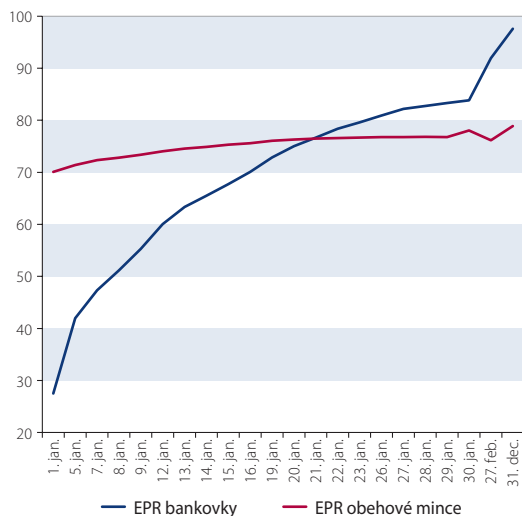
EMISIA EUROVEJ HOTOVOSTI V SR

Euro bolo do hotovostného peňažného obehu zavedené úspešne a bez vážnejších komplikácií. NBS a banky otvorili svoje pobočky počas obdobia duálneho obehu aj cez víkendy a sviatky, aby umožnili realizáciu výmeny slovenských peňazí za eurá, resp. vkladov slovenských peňazí svojim klientom na účet. Už dve hodiny po polnoci 1. januára 2009 bolo 94 % bankomatov schopných vydávať eurobankovky a 3. januára 2009 boli už všetky bankomaty úspešne prestavené na vydávanie eurobankoviek.

Nahrádzanie slovenských bankoviek a mincí v obeh eurovými, merané pomocou stupňa nasýtenia peňažného obehu eurom (Euro Penetration Ratio⁶ – EPR, graf 1), prebiehalo v prvých dňoch po prechode na menu euro mierne pomalšie ako v ostatných nových členských kraji-



Graf 1 Stupeň nasýtenia peňažného obehu eurom v roku 2009 (Euro Penetration Ratio)



Zdroj: NBS.

nách eurozóny. Dôvodom bol väčší počet sviatkov (počas prvých šiestich dní roka 2009 boli len dva pracovné dni), ako aj informačná kampaň, ktorá ubezpečila obyvateľstvo, že výmena slovenských korún za eurá v bankách a v NBS bude prebiehať dostatočne dlho a nie je potrebné ju realizovať okamžite. Tým sa podarilo znížiť nápor výmen v prvých kalendárnych dňoch roka 2009, v kontexte čoho nižšie hodnoty EPR netreba hodnotiť negatívne.

K 1. januáru 2009 bola hodnota emisie 1,07 mld. € a predstavovala najmä predzásobennú hotovosť. Počas obdobia duálneho obehu sa táto hodnota viac ako zdvojnásobila a k 16. januáru 2009 dosiahla 2,48 mld. €, aj v dôsledku emisie eurobankoviek 200 € a 500 €, ktorými neboli banky predzásobené vzhľadom na ich vysokú nominálnu hodnotu. Ku koncu roka 2009 dosiahla hodnota emisie eurovej hotovosti 4,6 mld. €, čo

bolo takmer 90 % z hodnoty slovenských peňazí v obehu ku koncu referenčného roka 2007.

V ďalšom období sa dopyt po eurovej hotovosti naďalej zvyšoval a k 31. 12. 2018 hodnota eurovej emisie dosiahla 13,5 mld. €. Ročný prírastok emisie eurovej hotovosti v SR sa v rokoch 2010 až 2018 pohyboval na úrovni priemerne 1 mld. €.

Ku koncu roka 2018 pripadalo na jedného obyvateľa SR v priemere 33 bankoviek v hodnote približne 2 301 € a 136 obehových mincí v hodnote takmer 32 €. Nominálna štruktúra eurovej hotovosti na obyvateľa je uvedená v grafe 2.

V peňažnom obehu v SR sa okrem slovenských euromincí vplyvom migrácie nachádzajú vo veľkej miere aj euromince z iných krajín eurozóny. NBS každoročne analyzuje na vzorke 2 000 kusov euromincí každej nominálnej hodnoty ich národnú stranu. Z výsledkov poslednej analýzy z roku 2018 vyplýva, že najviac zastúpené boli euromince s nemeckou (22,7 %), rakúskou (15,1 %) a talianskou (9,6 %) národnou stranou. Z pohľadu

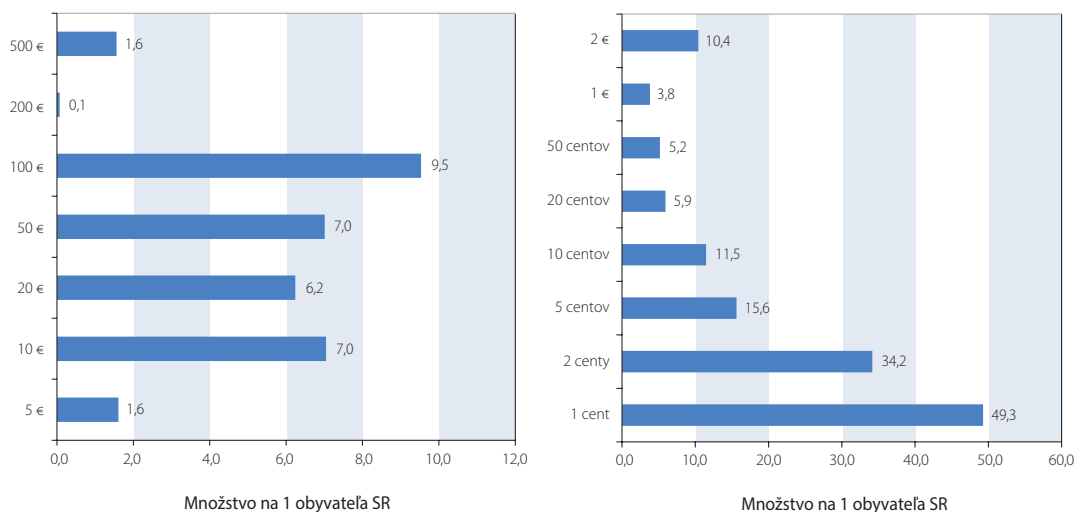
7 Počet obyvateľov SR k 31. 10. 2018 podľa ŠÚ SR: 5,45 milióna. Množstvá sú vypočítané z priemernej kumulovanej čistej emisie v SR za rok 2018.

Tabuľka 1 Podiel euromincí so slovenskou a inou národnou stranou v SR v r. 2018 (podiel v %)

Nominálna hodnota	SR	Ostatné krajiny
2 €	34,5	65,5
1 €	14,1	85,9
50 centov	20,7	79,3
20 centov	16,7	83,3
10 centov	35,4	64,6
5 centov	47,6	52,4
2 centy	62,5	37,5
1 cent	53,3	46,7
Spolu	35,6	64,4

Zdroj: NBS.

Graf 2 Množstvo eurobankoviek a euromincí na 1 obyvateľa SR podľa nominálnej hodnoty (v kusoch)



Zdroj: NBS.



8 Z hodnoty slovenských bankoviek v obehu k 31. 12. 2007.

9 <http://ec.europa.eu/commfrontoffice/publicopinion/index.cfm/Survey/getSurveyDetail/instruments/FLASH/surveyKy/2211>

10 Výsledky prieskumu za rok 2018 neboli k dátumu uzávierky ešte k dispozícii.

nominálnej štruktúry euromincí je najviac „importovanou“ jedoeurová minca a najmenej dvojcentová minca (tabuľka 1).

ŠTAHOVANIE SLOVENSKÝCH KORÚN Z OBEHU

Proces sťahovania slovenských korún z obehu sa začal už v júli 2008, teda takmer ihneď po oficiálnom oznámení o zavedení eura v SR od 1. 1. 2009. Občania si podľa odporúčaní NBS ukladali slovenské peniaze na účty v bankách pre zjednodušenie a zefektívnenie konverzie na eurá, príp. si v decembri 2008 zakúpili štartovacie balíčky, ktoré pre nich pripravila NBS. Ku koncu roka 2008 bolo uložených na účtoch v bankách, príp. vymenených za štartovacie balíčky približne 50 % z hodnoty obehu slovenských peňazí ku koncu roka 2007.

Druhá vlna sťahovania slovenských peňazí z obehu prišla počas obdobia tzv. duálneho obehu, ktorý trval prvé dva týždne od zavedenia eura v SR. Ku koncu obdobia duálneho obehu bolo stiahnutých z obehu celkovo 79 % hodnoty slovenských korún v obehu v porovnaní s koncom referenčného roka 2007 (graf 3). Neskôr sa proces sťahovania slovenských peňazí z obehu spomalil. Slovenské bankovky a slovenské pamätne mince sa vymieňajú v NBS bez časového obmedzenia. Výmena slovenských obehových mincí bola ukončená 2. januára 2014 v súlade generálnym zákonom.

Ku koncu roka 2018 zostávali v obehu slovenské bankovky v hodnote 2,16 mld. Sk (71,7 mil. €), čo je približne 1,42 % z hodnoty slovenských bankoviek v obehu.⁸ Na jedného obyvateľa pripadá 3,4 ks slovenských bankoviek v hodnote 396,6 Sk (13,2 €). Okrem toho sú v obehu slovenské pamätne mince v hodnote 0,7 mld. Sk (23,2 mil. €).

Sťahovanie slovenských peňazí z obehu prebiehalo bez vážnejších problémov, spoločnosť si postupne na eurovú hotovosť zvykala a v súčasnosti

možno konštatovať, že eurová hotovosť sa v spoločnosti udomácnila. Dokazujú to aj výsledky Eurobarometra z októbra 2018, podľa ktorého 68 % opýtaných Slovákov považuje euro za „dobrú vec“ pre Slovenskú republiku.⁹

EMISIA EUROBANKOVIEK SÉRIE EURÓPA

Z dôvodu zabezpečenia vysokej ochrany eurobankoviek pred falšovaním a integrity peňažného obehu rozhodla ECB o zavedení novej, v poradí druhej série eurobankoviek – série Európa. Názov Európa sa zvolil preto, že niektoré z jej ochranných prvkov (vodoznak a hologram) obsahujú portrét Európy, postavy z gréckej mytológie, po ktorej je pomenovaný náš kontinent.

Eurobankovky druhej série sa do hotovostného peňažného obehu uvádzajú postupne od 2. mája 2013 približne s jedno- až dvojročným odstupom. Prvé štyri bankovky série Európa, 5 €, 10 €, 20 € a 50 €, boli uvedené do obehu v rokoch 2013, 2014, 2015 a 2017. Posledné dve bankovky novej série (100 € a 200 €) boli oficiálne predstavené 17. septembra 2018 a do obehu budú emitované od 28. mája 2019. Ich vydaním bude séria Európa kompletná. Na základe rozhodnutia ECB zo 4. mája 2016 nebude bankovka najvyššej nominálnej hodnoty (500 €) súčasťou série Európa a ECB sa rozhodla produkciu tejto bankovky ukončiť. Dôvodom sú obavy niektorých inštitúcií, že by táto bankovka mohla uľahčovať nezákonnú činnosť. Bankovka 500 € však naďalej zostáva zákonným platidlom, zachová si svoju hodnotu a bude sa dať neobmedzene vymieňať v centrálnych bankách Eurosystemu.

Pre zisťovanie spokojnosti s kvalitou eurobankoviek v obehu vykonáva ECB v krajinách eurozóny on-line prieskum kvality eurobankoviek v obehu. Z výsledkov prieskumu realizovaného v roku 2017¹⁰ vyplýva, že 88,4 % respondentov vyjadrilo spokojnosť s kvalitou obiehajúcich eurobankoviek. Spokojnosť s eurobankovkami sa podľa výsledkov prieskumu dlhodobo pohybuje okolo úrovne 90 %. V grafe 4 sa uvádzajú odpovede: veľmi spokojní (excelentné), spokojní (dobré), ani spokojní, ani nespokojní (akceptovateľné) a nespokojní, resp. nevedia odpovedať.

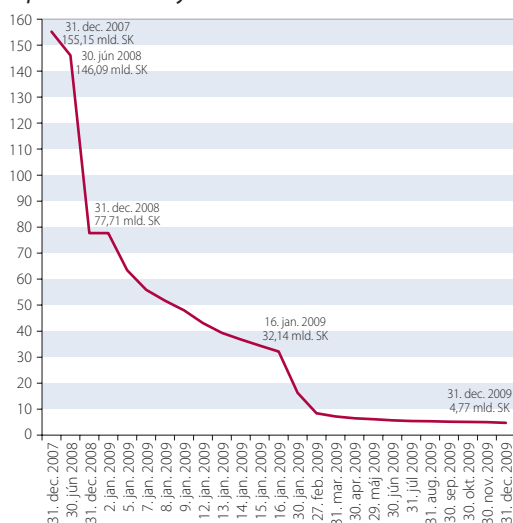
EMISIA PAMÄTNÝCH A ZBERATEĽSKÝCH EUROMINCÍ

Pamätne mince v nominálnej hodnote 2 €

Národná banka Slovenska od prijatia eurovej meny do konca roku 2018 vydala spolu 11 pamätných mincí, z čoho tri kusy predstavujú spoločnú emisiu štátov eurozóny. Pamätne euromince v nominálnej hodnote 2 € emituje NBS na území Slovenskej republiky, no funkciu zákonného platidla majú v rámci celej eurozóny.

Prvá pamätná minca bola emitovaná v roku 2009 pri príležitosti 10. výročia hospodárskej a menovej únie ako spoločná emisja štátov eurozóny v celkovom množstve 2,5 milióna kusov. Zvyšných desať mincí bolo vydaných v náklade 1 mil. kusov z každej emitovanej mince.

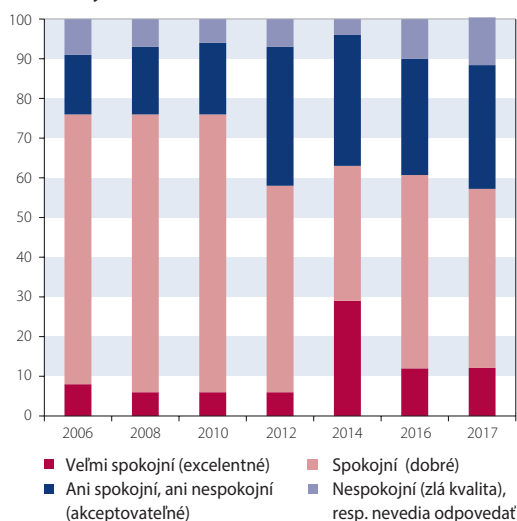
Graf 3 Vývoj zostávajúcej hodnoty slovenských peňazí v obehu v prvom roku zavedenia eura v SR a porovnanie s východiskovou hodnotou



Zdroj: NBS.



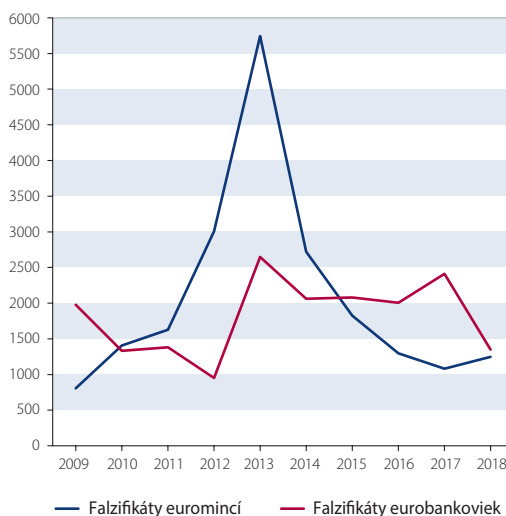
Graf 4 Spokojnosť s kvalitou eurobankoviek v obehu podľa výsledkov prieskumu v krajinách eurozóny



Zdroj: Prieskumy ECB (Biennial poll a online poll).

Poznámka: V rokoch 2006 až 2014 sa prieskum realizoval v dvojročných intervaloch a od roku 2016 v ročných intervaloch.

Graf 5 Množstvo falzifikátov eurobankoviek a euromincí zadržaných v obehu v SR v rokoch 2009 – 2018 (v kusoch)



Zdroj: NBS.

Zberateľské mince z drahých kovov

NBS od prijatia eura v SR do konca roku 2018 vydala spolu 45 rôznych zberateľských mincí z drahých kovov v celkovom množstve 489 785 kusov, v bežnom a proof vyhotovení a v štruktúre podľa tabuľky 2.

Na rozdiel od pamätných mincí sú zberateľské mince emitované na území SR a funkciu zákonného platidla majú tiež iba na území SR. Do konca roku 2018 bolo predaných viac ako 470 tisíc zberateľských mincí (96 % z celkového počtu emitovaných zberateľských mincí).

Na výtvarné motívy zberateľských euromincí a národnú stranu pamätných mincí vypisuje NBS verejnú anonymnú súťaž, na ktorej sa môžu zúčastniť všetci záujemcovia, ak splnia jej podmienky. Následne komisia na posudzovanie výtvarných návrhov pamätných a zberateľských mincí vymenovaná guvernérom NBS vyhodnotí predložené návrhy a predloží ich na schválenie Bankovej rade NBS. Zberateľské euromince vydané v rokoch 2009 až 2018 boli realizované podľa návrhov (spolu) 16 autorov (z toho 13 bolo zo SR, dvaja z ČR a jeden z Ruska).

FALZIFIKÁTY

Množstvo zadržaných falzifikátov eurových platieb je v porovnaní s ostatnými krajinami eurozóny relatívne nízke. Z celkového počtu zadržaných falzifikátov eurobankoviek a euromincí v Európskej únii v rokoch 2009 až 2018 bolo len približne 0,5 % zadržaných na území Slovenskej republiky. Na jeden milión eurobankoviek v emisii pripadalo len približne 12 kusov falzifikátov. Pravdepodobnosť, že sa fyzické osoby alebo právnické osoby stretnú v rámci obehu s falošnou eurobankovkou alebo euromincou, je teda relatívne malá.

Od zavedenia eura je množstvo falzifikátov eurobankoviek zadržaných v obehu relatívne

stabilné a dlhodobo sa pohybuje na úrovni približne 2 000 kusov ročne. Množstvo falzifikátov euromincí zadržaných v obehu dosiahlo svoj najvyšší bod v roku 2013 (5 742 kusov) a odvtedy sa ich počet znižuje. V súčasnosti dosahuje hranicu približne 100 kusov za mesiac. Rovnaké trendy možno pozorovať aj v rámci celej eurozóny, kde počet falzifikátov eurobankoviek a euromincí zadržaných v obehu už štvrtý rok mierne klesá.

Podiel falzifikátov zadržaných mimo obehu sa každoročne pohybuje približne na úrovni 10 % zo všetkých zadržaných falzifikátov eurobankoviek a euromincí.

Najviac falšovanou eurobankovkou je bankovka 50 € s približne 50-percentným podielom na všetkých falzifikátoch eurobankoviek zadržaných v obehu v posledných piatich rokoch. Na druhom mieste je bankovka 100 € a tretia je bankovka 20 €. Tieto tri nominálne hodnoty eurobankoviek tvoria dlhodobo približne 85- až 90-percentný podiel z celkového počtu zadržaných falzifikátov eurobankoviek. Vývoj počtu zadržaných falzifikátov týchto eurobankoviek zobrazuje graf 6.

Tabuľka 2 Zberateľské mince vydané NBS

Nominálna hodnota v €	Počet motívov	Bežné vyhotovenie	Vyhotovenie proof
10	27	125 750	201 945
20	8	44 500	63 650
25	1	3 200	6 900
100	9	0	43 840
Spolu	45	173 450	316 335

Poznámka: Jeden motív v nominálnej hodnote 25 € bol vydaný výnimočne v roku 2018 pri príležitosti 25. výročia vzniku SR.



Graf 6 Množstvo falzifikátov vybraných eurobankoviek zadržaných v obehu v SR v rokoch 2009 až 2018 (v kusoch)



Zdroj: NBS.

11 Nemecko a Holandsko uskutočnili vlastnú štúdiu o používaní hotovosti a ich výsledky boli do štúdie ECB zapracované.

12 <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpops/ecb.op201.en.pdf>

Dvojeurová urominca je od začiatku zavedenia eura v SR najviac falšovanou euromincou s podielom približne 75 %. Zaujímavosťou je, že v posledných rokoch sa vo väčšom množstve falšujú euromince nominálnej hodnoty 50 centov ako jedoeurové mince. Tento možno neočakávaný trend je možné vysvetliť tým, že falšovanie päťdesiatcentových mincí je v porovnaní s falšovaním bimetalických jedoeurových mincí s magnetickým stredom jednoduchšie.

ŠTÚDIA ECB O POUŽÍVANÍ HOTOVOSTI A INÝCH PLATOBŇÝCH PROSTRIEDKOV V EUROZÓNE

Európska centrálna banka uskutočnila v rokoch 2015 a 2016 prostredníctvom agentúry Kantar Public štúdiu o používaní hotovosti a iných

platobných prostriedkov pri platbách za tovary a služby v krajinách eurozóny. Štúdia sa realizovala na reprezentatívnej vzorke respondentov starších ako 18 rokov v každej z krajín eurozóny.¹¹ Výsledky štúdie boli publikované na stránke ECB ako Occasional Paper Series: *The use of cash by households in the euro area*.¹²

Používanie hotovosti v domácnostiach eurozóny

Ako ukazujú grafy 7 a 8, na Slovensku sa až 78 % transakcií zrealizovalo v hotovosti (priemer eurozóny na takmer rovnakej úrovni 78,8 %), čo z hľadiska hodnoty transakcií predstavovalo podiel hotovosti 66 % (53,8 % v eurozóne).

Priemerná hodnota hotovostnej transakcie na predajnom mieste na Slovensku dosiahla 10,50 €, čo je menej ako priemer eurozóny 12,38 € (graf 9). Slováci použili hotovosť pri platení v priemere 1,3 krát denne, čo predstavuje približne 10 platieb za týždeň (platba kartami 0,3-krát denne). Výsledky štúdie naznačujú rozdiel medzi skutočným a vnímaným nákupným správaním, pričom majú spotrebiteľia tendenciu opomínať niektoré hotovostné platby nižšej hodnoty (napr. kúpa zmrzliny a pod.).

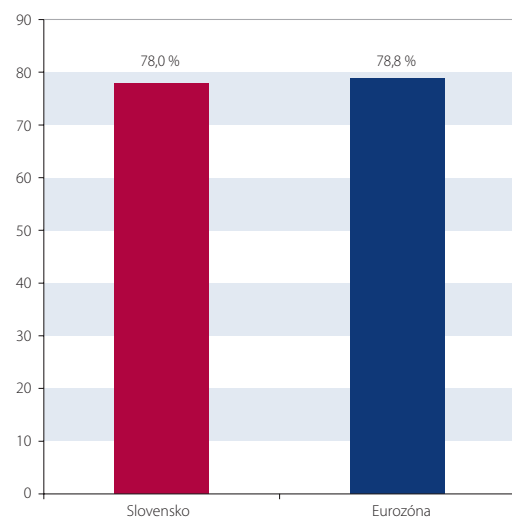
V eurozóne je to o niečo menej, hotovosť sa pri platbách použila 1,2-krát, čo predstavuje skoro 9 platieb za týždeň (graf 10). Slováci mali vo svojich peňaženkách priemernú hotovosť v sume 53 €, v eurozóne to bola suma 65 €.

Spôsoby dopĺňania hotovosti a spokojnosť s výberom hotovosti z bankomatov

Slováci si dopĺňajú hotovosť častejšie ako respondenti v eurozóne – približne 1,6-krát týždenne v sume 42 €, kým v eurozóne 1,2-krát týždenne v priemernej hodnote 62 €.

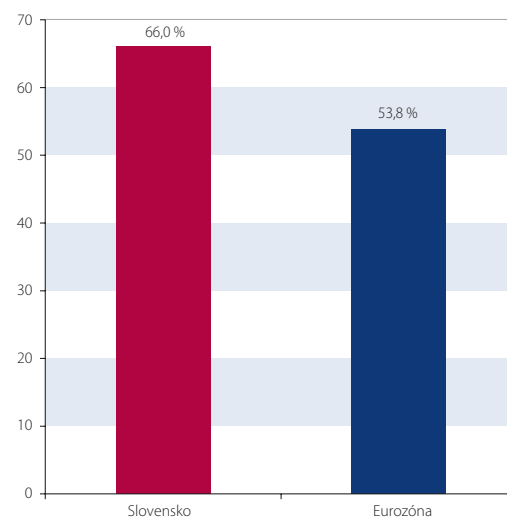
Prevažná väčšina respondentov na Slovensku (93 %) uviedla, že je spokojná s dostupnosťou bankomatov alebo pobočiek bánk v prípade po-

Graf 7 Podiel hotovostných transakcií z hľadiska počtu transakcií



Zdroj: ECB, úpravy NBS.

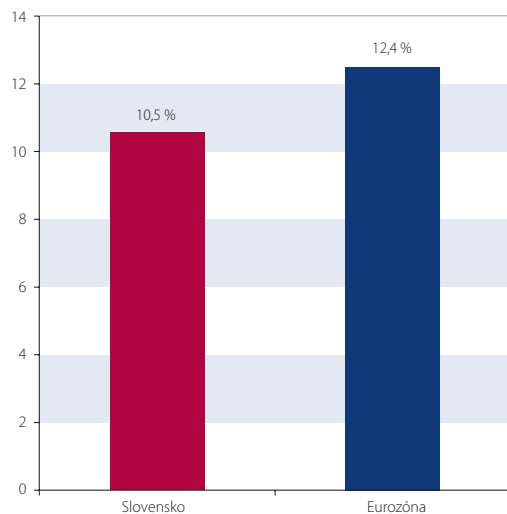
Graf 8 Podiel hotovostných transakcií z hľadiska hodnoty transakcií



Zdroj: ECB, úpravy NBS.

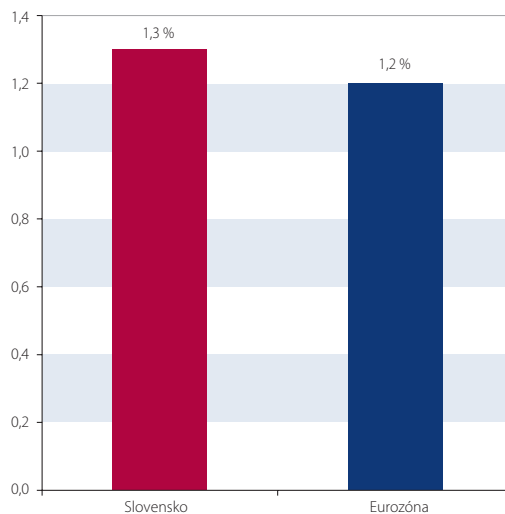


Graf 9 Priemerná hodnota hotovostnej transakcie



Zdroj: ECB, úpravy NBS.

Graf 10 Priemerný počet hotovostných transakcií na osobu a deň



Zdroj: ECB, úpravy NBS.

treby doplnenia hotovosti, čo je v súlade s priemerom eurozóny (94 %). Na Slovensku iba 27 % respondentov uviedlo, že nikdy neplatili poplatky za výber hotovosti z bankomatov.¹³ V priemere za eurozónu až 60 % respondentov uviedlo, že nikdy neplatili poplatky za výber hotovosti z bankomatov. Z toho vyplýva, že úroveň poplatkov za výber z bankomatov v SR je buď vyššia ako priemer eurozóny, alebo klienti bánk v eurozóne dokážu lepšie prispôsobiť (modifikovať) správanie pri získavaní hotovosti, napríklad využívať len vlastnú sieť bankomatov, ktorej výber v rámci balíčka služieb k účtu nie je spoplatnený.

Štúdia ECB potvrdzuje, že hotovosť je naďalej dominantným platobným nástrojom pri platbách za tovary a služby na predajných miestach, či už na Slovensku, alebo v eurozóne. Otázkou zostáva, ako sa budú preferencie spotrebiteľov pri platbách za tovary a služby meniť v kontexte rozširovania bezhotovostných foriem platenia, teda nielen formou debetnej a kreditnej karty, ale aj mobilných platieb ako Android Pay, Google Pay alebo iných inovatívnych foriem. Už v súčasnosti sa podiel bezhotovostných platieb v pomere k hotovostným platbám relatívne zvyšuje. Odpoveď na to, do akej miery bezhotovostné platby redukovujú používanie hotovosti, nám dá v poradí druhá paneurópska štúdia o správaní spotrebiteľov pri platbách za tovary a služby, ktorá by mala byť ukončená v roku 2020.

BUDÚCNOSŤ HOTOVOSTI

Hotovosť je v súčasnosti prostredníctvom rôznych kampaní vystavovaná tlaku a spotrebiteľ je presviedčaný, že „cashless society“ je najlepší stav, ktorý všetci chceme dosiahnuť. Pri týchto kampaniach sa často zabúda na unikátne vlastnosti

hotovosti a rôzne tvrdenia sa prezentujú ako všeobecná pravda, ako napríklad spájanie hotovosti, hlavne vyšších nominálnych hodnôt, s čiernou a šedou ekonomikou.

Nedávny výskum skúmajúci závislosť medzi objemom hotovosti v obehu a rozsahom šedej ekonomiky ukázal, že medzi nimi neexistuje preukázateľná, priamo úmerná závislosť.¹⁴ Niektoré krajiny s výrazným podielom hotovosti na celkových platbách, ako napr. Nemecko alebo Rakúsko (tzv. cash-based countries), majú úroveň šedej ekonomiky nižšiu ako krajiny, kde je hotovosť na ústupe.

Ďalším často používaným tvrdením je, že hotovosť je zdraviu škodlivá. Treba však objektívne povedať, že povrch bankoviek neohrozuje v štandardných podmienkach zdravie viac ako displej mobilného telefónu či platobná karta.

Bankovky nie sú ani zastaraný produkt, ako sa to často prezentuje. Je pravda, že bankovky, resp. cenné papiere v rôznych formách ľudstvo používa už veľmi dlho, ale to neznamená, že dnešné bankovky sú zastarané. Práve naopak, obsahujú unikátne ochranné prvky vyrobené použitím najmodernejších technológií, ktoré majú eurobankovkám zabezpečiť ich dlhoročnú integritu v peňažnom obehu.

Štúdie o používaní rôznych platobných nástrojov potvrdzujú, že nielen hotovosť, ale aj iné platobné nástroje predstavujú pre podnikateľské subjekty náklady, napríklad poplatky súvisiace s použitím platobných kariet pri platbách na platobných termináloch. Spoločnou úlohou Euro systému preto je, aby sa bezhotovostné platobné nástroje a hotovosť vzájomne neeliminovali, ale aby sa navzájom dopĺňali a udržiavali stabilitu platobných systémov pri optimálnom využití spoločenských nákladov.

¹³ Takmer dve tretiny respondentov platilo poplatky za výber hotovosti z bankomatov vždy (20 %) alebo občas (43 %).

¹⁴ Seitz, Franz and Reimers, Hans-Eggert and Schneider, Friedrich G., *Cash in Circulation and the Shadow Economy: An Empirical Investigation for Euro Area Countries and Beyond* (July 09, 2018). CESifo Working Paper Series No. 7143.



Strieborná zberateľská minca k 10. výročiu zavedenia eura v SR

Pri príležitosti 10. výročia zavedenia eura v Slovenskej republike vydala Národná banka Slovenska 8. januára 2019 striebornú zberateľskú mincu v nominálnej hodnote 10 eur.



Minca
realizovaná podľa návrhu
akad. soch. Zbyňka Fojtů



Slovenská republika prijala euro 1. januára 2009 a stala sa tak šestnástou krajinou eurozóny. Prijatím eura sa ukončila vyše 15 rokov trvajúca platnosť slovenskej koruny, ktorá bola od roku 1993 menovou jednotkou v novovzniknutej Slovenskej republike.

Príprava na zavedenie eurovej meny sa začala ešte pred vstupom Slovenska do Európskej únie. NBS v spolupráci s Ministerstvom financií SR pripravili Stratégiu prijatia eura v Slovenskej republike, ktorú vláda schválila v júli 2003. Pri vstupe do Európskej únie, v roku 2004, začala NBS s prípravou národných strán slovenských eurových mincí, ktorá vyvrcholila v decembri 2005. Jej výsledkom boli tri, dnes všetkým dobre známe víťazné návrhy, ktoré najvýstižnejšie charakterizujú symboly Slovenska. Sériová razba mincí sa začala v Mincovni Kremnica v auguste 2008.

Eurovú menu tvorí v súčasnosti sedem bankoviek a osem mincí. Eurové bankovky sú rovnaké vo všetkých krajinách. Eurové mince majú jednu stranu spoločnú – je na nich vyobrazená jedna z podôb mapy Európy, dvanásť hviezd európskej vlajky, nominálna hodnota a názov menovej jednotky. Druhá strana je národná, s vlastnými motívami štátov eurozóny. Pri slovenských eurových minciach je to dvojkríž na trojvrší (mince v nominálnej hodnote 1 euro a 2 eurá), Bratislavský hrad (mince v nominálnej hodnote 10, 20 a 50 centov) a vrch Kriváň (mince v nominálnej hodnote 1 cent, 2 centy a 5 centov).

STRIEBORNÁ ZBERATEĽSKÁ MINCA

Na výtvarný návrh striebornej zberateľskej mince vyhlásila NBS v novembri 2017 verejnú anonym-

nú súťaž, do ktorej bolo predložených desať výtvarných prác. Komisia na posudzovanie výtvarných návrhov pamätných mincí a zberateľských mincí ich hodnotila v januári 2018.

Prvú cenu a realizáciu mince odporučila výtvarnému návrhu českého autora akad. soch. Zbyňka Fojtů. Na návrhu ju oslovila výtvarná aj obsahová úroveň a jednoznačné vyjadrenie tematického zadania – jubilea zavedenia eura v Slovenskej republike. Na averze dominuje citácia slovenských obehových euromincí, ktoré sú zobrazené so všetkými tromi motívami – dvojkrížom, Bratislavským hradom a vrchom Kriváň. Kompozíciu reverzu rámuje kruhový text. V mincovom poli je centrálné umiestnená značka eura so siluetou mapy Slovenskej republiky.

Druhú cenu získal návrh kremnického medailéra Branislava Ronaia. Dominantou výtvarného riešenia averzu je pohľad na sídlo NBS s fragmentom Kriváňa ako symbolu Slovenska, ktorý je aj motívom slovenských obehových eurových mincí. Na reverze autor zobrazil slovenské obehové eurové mince so siluetou mapy Európy v pozadí a v dolnej časti centrálné umiestnil znak eura, ktorý je po oboch stranách lemovaný vlajkami štátov EÚ.

Tretia cena nebola v súťaži udelená.

Strieborná zberateľská minca v nominálnej hodnote 10 eur má priemer 34 mm a hmotnosť 18 g. Bola vyrazená zo striebra s rýdzosťou 900/1000 v Mincovni Kremnica. Na hrane sú znázornené hviezdy. Zo schváleného limitovaného počtu 11 000 kusov mincí bolo vyrazených 3 300 kusov v bežnom vyhotovení a 7 300 kusov vo vyhotovení proof.

Hana Janíková, Foto: Štefan Fröhlich



2. cena Branislav Ronaia



Vyhlásenie výsledkov súťaže o cenu guvernéra NBS

Guvernér NBS Jozef Makúch dňa 11. januára 2019 udelil cenu guvernéra NBS autorom troch dizertačných prác predložených do súťaže v roku 2018.

Prvú cenu s odmenou 1 500 € udelil guvernér NBS PhDr. Marekovi Rusnákovi, PhD., za dizertačnú prácu „Essays on monetary policy transmission“. Druhú cenu s odmenou 1000 € získal Ing. Martin Kameník, PhD., za dizertačnú prácu „Fiškálne pravidlá, fiškálny priestor a procyklická fiškálna politika“. Na treťom mieste sa s odmenou 500 € umiestnil Ing. Miroslav Klúčik, PhD., s dizertačnou prácou „Modely predstihových indikátorov pre Slovenskú republiku – aplikácia empirických a teoretických prístupov“.

PhDr. Marek Rusnák, PhD., je absolventom Inštitútu ekonomických štúdií Karlovej univerzity v Prahe. V súčasnosti je expertom finančnej stability v ECB. Jeho dizertačná práca Essays on monetary policy transmission je zložená z piatich článkov, ktoré boli všetky publikované v kvalitných vedeckých časopisoch. V prvom z nich ukazuje, že mnohé modely krátkodobého efektu menovej politiky na cenovú hladinu sú zle špecifikované a poukazuje na najčastejšie chyby. V druhom článku analyzuje empirickú literatúru o oneskorení vplyvu menovej politiky metódou meta-analýzy. Ukazuje, že plný vplyv dosahuje menová politika v priemere po dva a pol roku. V ďalšom článku sa skúma rôznorodosť odhadov formovania zvykov spotrebiteľov. Vo štvrtom článku autor predstavuje dynamický faktorový model na odhad českého HDP v reálnom čase. Z výsledkov vyplýva, že zahraničné indikátory sú pre presnosť modelu dôležitejšie než indikátory ekonomického sentimentu a premenné zachycujúce finančný trh. V poslednom článku poukazuje na to, že

revízie českého HDP sú pomerne veľké a že časť z nich je možné odhadnúť vopred.

Ing. Martin Kameník, PhD., absolvoval Fakultu ekonomie na Technickej univerzite v Košiciach. Vo svojej dizertačnej práci analyzuje fiškálne politiky v krajinách EÚ. Pomocou dynamického panelového odhadu a štrukturálneho VAR modelu analyzuje cyklickosť fiškálnej politiky. Existencia fiškálnych pravidiel nemá významný vplyv na cyklickosť celkových vládnych výdavkov. Vládne investície a spotreba sú však pri kvalitných fiškálnych pravidlách proticyklické. Fiškálne pravidlá fungujú silnejšie v prípade obmedzeného fiškálneho priestoru.

Ing. Miroslav Klúčik, PhD., získal doktorský titul na Ekonomickej fakulte Technickej univerzity v Ostrave. Je analytikom Kancelárie Rady pre rozpočtovú zodpovednosť. Vo svojej dizertačnej práci skúma predstihové indikátory na Slovensku. Vytvoril štrukturálny VAR model na odhad slovenského HDP. V porovnaní s alternatívnymi modelmi má jeho model najpresnejšie a najmenej vychýlené predikcie. Ukazuje, že fluktuácie ekonomiky spôsobovali najmä ponukové šoky.

Súťaž o cenu guvernéra NBS pre študentov vysokých škôl za najlepšiu dizertačnú prípadne diplomovú prácu v oblasti ekonomie vyhlásila centrálna banka šiestykrát.¹ V roku 2018 svoje práce do súťaže prihlásilo 17 študentov slovenských aj zahraničných univerzít, z toho bolo 13 dizertačných prác a 4 diplomové práce. Práce vyhodnocovala odborná porota zložená zo zástupcov akademickej obce a Národnej banky Slovenska.

Zdroj: Tlačová správa NBS

¹ Do súťaže o cenu guvernéra sa mohli zapojiť študenti vysokých škôl na Slovensku a slovenskí občania študujúci v zahraničí. V roku 2018 bolo možné prihlásiť práce obhájene v školskom roku 2017/2018, a to najmä dizertačné práce v oblasti menovej ekonomie, makroekonomie, finančnej ekonomie a finančnej stability, ktoré majú výnimočnú kvalitu a sú originálnym prínosom k vedeckému poznaniu.



Slávnostné udeľovanie ceny guvernéra NBS sa uskutočnilo na medzinárodnej konferencii organizovanej pri príležitosti 10. výročia zavedenia eura v SR. Zľava: Martin Šuster, riaditeľ odboru výskumu NBS a predseda odbornej poroty, Peter Kažimír, minister financií SR, Miroslav Klúčik, Marek Rusnák, Martin Kameník a Jozef Makúch, guvernér NBS.
Foto: Roman Benický



Essays on monetary policy transmission¹

Marek Rusnák

Institute of Economic Studies, Charles University, Prague

¹ This article is a non-technical summary of a dissertation entitled „Essays on monetary policy transmission“ defended at the Institute of Economic Studies, Charles University, Prague in May 2018. The dissertation was granted the first place in the NBS Governor's Award for an outstanding dissertation thesis or diploma thesis in the area of monetary economics, macroeconomics, financial economics, or financial stability, and is available freely at <http://ies.fsv.cuni.cz/default/file/download/id/31851>

INTRODUCTION

This article provides a non-technical summary of five papers that comprise my dissertation. The papers empirically investigate topics like effects of monetary policy on prices, habit formation in consumption, nowcasting the economy, and real-time data properties of macro aggregates, which all can be linked to the monetary policy transmission mechanism, and could be thus of great interest for central bankers.

The first three papers use meta-analysis as a main tool to systematically analyze the empirical literature on the effects of monetary policy transmission mechanism. Meta-analysis methodology was developed in medical research to synthesize costly clinical trials and over time it proliferated to the social sciences, including economics (Stanley & Jarrell, 1989). In contrast to narrative literature surveys, meta-analysis allows for a more structured discussion about the influence that different methods have on the results. To synthesize universe of the empirical estimates of the effect of interest, one cannot simply average the collected estimates as this has two major shortcomings. The meta-analysis provides tools to address these shortcomings, and to come up with the best estimate suggested by the literature as a whole.

First, the simple average ignores possible publication selection. If some results are more likely to get published than others, the average becomes a biased estimator of the underlying impulse response. For this reason, most meta-analyses test – and, if necessary, correct – for so-called publication bias. Brodeur et al. (2016) collect 50,000 p-values reported in economics and document widespread publication bias. Ioannidis et al. (2017) survey meta-analyses conducted in economics and find that most fields suffer from the bias, as editors, referees, or authors themselves prefer statistically significant results that have an intuitive sign.

Second, the simple average ignores heterogeneity in the results of the primary studies. Since different researchers use different data and methods, and the studies are of different quality, it is unrealistic to assume that all estimates are drawn from the same population. Meta-analysis attempts to take these factors into account. In particular, in addition to controlling for publication bias, meta-analysis aims at capturing the role that structural-, data-, estimation-, and publication characteristics might play in the variation of empirical estimates.

The final two papers of the dissertation tackle real-time data properties, and the ability to forecast the current state of the economy in real time. In practice, crucial indicators about the state of the economy – GDP and its components – are measured imperfectly. They are available only after a significant lag, and are often subject to revisions. The fact that important macro aggregates are imprecisely measured has consequences for central bankers who must make decisions that depend vitally on the current state of the economy. The final two papers therefore aim to contribute to understanding of the real-time performance of the state-of-art nowcasting models, as well as the properties and predictability of revisions to the most important macroeconomic aggregates.

HOW TO SOLVE THE PRICE PUZZLE? A META-ANALYSIS

The first paper of the dissertation focuses on the effects of monetary tightening on the price level. It is coauthored with Tomas Havranek and Roman Horvath, and was published in the *Journal of Money, Credit, and Banking* (Rusnak, Havranek & Horvath 2013).

One of the major oddities of vector autoregressions, the most popular framework for the estimation of the effects of monetary policy, is the counterintuitive increase in prices often reported in these models after tightening monetary policy shock. This so-called price puzzle is encountered by about a half of all empirical studies, and in many of them the puzzle is even statistically significant. To investigate the issue, we gather 70 published studies using vector autoregressions to scrutinize the effects of monetary policy on prices.

Employing meta-regression analysis, a quantitative method of research synthesis, we investigate which aspects of methodology systematically contribute to reporting the price puzzle. The meta-regression analysis also shows how the characteristics of the countries examined influence the reported shape of the impulse responses and thus help explain the cross-country heterogeneity in monetary transmission. We evaluate the reported graphs of impulse responses at five time horizons (representing the short, medium, and long run) and for each horizon extract the numerical value of the impulse response. In this way we collect more than 1,000 estimates, 210 on average for each horizon; the estimates summarize evidence from 31 countries and were produced by roughly 100 researchers. We present a method



of research synthesis suitable for graphical results such as impulse responses and employ modern meta-analysis methods to examine the extent of publication selection bias (the preference of authors, editors, or referees for some particular results based on significance or consistency with theory).

Our results suggest some evidence of publication selection against the price puzzle, with the selection appearing to strengthen for responses with longer horizons after monetary contraction. The result is in line with Doucouliagos and Stanley (2008), who suggest that publication selection is likely to be stronger for research areas with less theory competition. In macroeconomics, agreement exists about the effects of monetary policy on prices in the long run: prices should eventually decrease after a monetary policy tightening. On the other hand, a smaller consensus arises regarding the exact effects of monetary policy in the short run because of the uncertainty caused by transmission lags. Published results often exhibit the price puzzle for the short run; on the contrary, results showing the price puzzle for the long run would be difficult to publish.

The results suggest that the reported impulse responses are systematically affected by study design and country-specific characteristics. Study design is important in particular for the short run: the reported short-run increase in prices after a tightening is well explained by the effects of commonly questioned aspects of methodology, such as the omission of commodity prices, the omission of potential output, or the use of Choleski identification. When these aspects of methodology are filtered out, the average impulse-response function inferred from the entire literature becomes hump-shaped with no evidence of the price puzzle.

Based on such "best-practice" impulse response the maximum decrease in prices following a one-percentage-point increase in the interest rate is 0.33% and occurs already half a year after the tightening. Our results suggest that heterogeneity between countries is important for the long-run response of prices to monetary policy action. Structural characteristics such as GDP growth, average inflation, and openness, as well as institutional characteristics such as financial development and central bank independence, determine the strength of transmission.

TRANSMISSION LAGS OF MONETARY POLICY: A META-ANALYSIS

The second paper focuses on transmission lags of monetary policy. It is coauthored with Tomas Havranek and was published in the *International Journal of Central Banking* (Havranek & Rusnak 2013).

Ideally, central bank policymakers would like to know how long it takes before their monetary policy actions fully affect the economy and what determines the delays of transmission. A common claim about the transmission mechanism of

monetary policy is that it has "long and variable" lags (Friedman, 1972; Batini & Nelson, 2001; Goodhart, 2001). This view has been acknowledged by many central banks and taken into account during their decision making: most inflation-targeting central banks have adopted a value between one and two years as their policy horizon (see, for example, Bank of England, 1999; European Central Bank, 2010). Furthermore, theoretical models usually imply transmission lags of similar length (Taylor & Wieland, 2012), nonetheless, the results of empirical studies vary substantially.

We quantitatively survey studies that employ vector autoregression (VAR) methods to investigate the effects of monetary policy shocks on the price level. We refer to the horizon at which the response of prices becomes the strongest as the transmission lag, and collect almost 200 estimates from 67 published studies. The estimates of transmission lags in our sample are indeed variable, and we analyze the sources of this variation. The meta-analysis approach allows us to investigate both how transmission lags differ across countries and how different estimation methodological aspects of the VAR modelling affect the results. By synthesizing evidence from a large number of studies that use different methods, meta-analysis can extract robust results from a heterogeneous literature.

Several researchers have previously investigated the cross-country differences in monetary transmission. These papers typically look at a small set of countries at a specific point in time; in contrast, we collect estimates of transmission lags from a vast literature that provides evidence for 30 different economies during several decades. Moreover, while some of the previous studies seek to explain the differences in the strength of transmission, they remain silent about the factors driving transmission speed.

Against this background, we aim to fill this gap and associate the differences in transmission lags with a number of country and study characteristics. Our results suggest that the transmission lags reported in the literature do vary substantially: the average lag, adjusted for misspecification in some studies, is around two and half years, with a standard deviation of year and a half. Advanced economies in our sample exhibit significantly slower transmission than other economies, and the only robust country-specific determinant of the speed of transmission is the degree of financial development. In developed countries financial institutions have more opportunities to hedge against surprises in monetary policy stance, causing slower pass through of monetary policy shocks. Among the variables that describe the methods used by primary studies, the frequency of the data used to in estimation seem matter systematically for the estimated transmission lags. Our results suggest that estimates based on monthly data instead of quarterly data are more likely to report systematically shorter transmission lags.



HABIT FORMATION IN CONSUMPTION: A META-ANALYSIS

The third paper of the dissertation focuses on habit formation in consumption. It is coauthored with Tomas Havranek and Anna Sokolova and was published in the *European Economic Review* (Havranek, Rusnak, Sokolova, 2017).

The concept of habit formation in consumption is crucial for the explanation of various stylized facts in macroeconomics and finance. Habit formation in consumption is also a key ingredient of the contemporaneous structural models used by central banks to analyze the effects of different policy measures. As shown by Fuhrer (2000), the observed inflation dynamics are consistent with a large habit formation coefficient. Moreover, habit formation helps explain various empirical stylized facts: the risk-free rate puzzle (Campbell and Cochrane, 1999), the equity premium puzzle (Abel, 1990), and the happiness puzzle (Choudhary et al., 2012). Habits in consumption can assume two forms: internal and external. Internal habit formation arises when a consumer becomes accustomed to a certain level of consumption, comparing current consumption with consumption in the previous period. In other words, the consumer's utility is no longer a function of current consumption, but one of consumption growth, with past consumption reducing present utility: more food today makes the consumer hungrier tomorrow. In contrast, external habit formation describes "keeping up with the Joneses": the consumer's utility depends on the difference between her consumption and the consumption of a reference group (such as people in the town where she lives).

Our approach does not enable us to explain variation in the true degree of habit formation; instead, our goal is to explain differences in its estimates reported in previous studies. One obstacle that we encounter is the uncertainty over which of the 31 study characteristics should be included in the model approximating the process that generates habit estimates. To address this problem we employ Bayesian model averaging (BMA; Raftery et al., 1997; Moral-Benito, 2015) – a method that estimates many regressions consisting of subsets of the potential explanatory variables and weights them by model fit and model complexity. As a robustness check we use frequentist model averaging, which does not rely on Bayesian methods.

Our results show that the difference between micro estimates (e.g. Dynan, 2000) and macro estimates (e.g. Fuhrer, 2000) remains substantial even after controlling for other aspects of study design. This finding reverberates with the results of Chetty et al. (2011), who report similar divergence between micro and macro estimates in the literature estimating the intertemporal elasticity of labor supply. Furthermore, we find that the frequency of the data used in the estimation matters: estimates from studies employing monthly data tend to be substantially smaller than those

obtained with lower frequencies, with the largest estimates being associated with the use of annual data. Further results suggest that the use of second-order approximation of the Euler equation results in smaller estimates, which could imply the importance of accounting for the precautionary saving motive when estimating habit formation. Estimates based on US data tend to be larger than those reported for Japan, Europe, and other regions. In addition, our results suggest that among the DSGE studies the ones that rely on the open-economy framework typically require higher degrees of habit formation to match the dynamics of the observables.

By contrast, we find that studies using the moments of asset returns do not report estimates that differ systematically from those obtained without the use of stock market data. In a similar vein, given the features of the data employed by the particular study, the use of the DSGE methodology itself does not result in estimates that are systematically different from those obtained by other methods. This finding suggests that reproducing empirical moments of the data within structural models requires roughly the same degree of habit formation as what would typically arise from reduced-form estimation with similar data sets.

We do not find evidence of systematic differences between the estimated magnitude of external habits and internal habits when other data and method characteristics are controlled for. The result is in line with Dennis (2009), who shows that the distinction between internal and external habits has a limited effect on the business cycle characteristics of New Keynesian models, and Kano & Nason (2014), who show that there is observational equivalence between external and internal specifications for log-linear approximation of the Euler equation under additive habits. Furthermore, we find that estimates of habits formed at the level of individual goods do not systematically differ from those of habits formed over the whole consumption bundle. In addition, studies using total non-durable consumption, food expenditures, or measures that include durable consumption come up with estimates that are roughly the same. Nonetheless, we find that the use of simple panel techniques that do not rely on instrumental variables has a systematic effect on the results. Finally, we also observe a correlation between the reported estimates and the characteristics of the journal where the study is published.

NOWCASTING CZECH GDP IN REAL TIME

In the fourth paper, we evaluate the performance of the dynamic factor model when applied to nowcasting Czech GDP, using historical vintages of real-time data. The paper was published in *Economic Modelling* (Rusnak, 2016).

Because of sizeable publication delays in the release of new data on gross domestic product (GDP), timely estimates of current-quarter GDP



(so-called nowcasts) are crucial for policymakers assessing the state of the economy in real time. Obtaining these nowcasts is not straightforward because of the peculiar structure of real-time data, which is characterized by unbalanced datasets at the end of the sample, data sampled at different frequencies, and substantial data revisions. The nowcasting framework of Giannone et al. (2008) can deal with these real-time issues by casting a dynamic factor model in a state-space framework. In addition to the ability of the framework to deal with unbalanced datasets and mixed frequencies, it can utilize a potentially large set of variables by summarizing macroeconomic comovements by a few common factors. In the fourth paper, we evaluate the performance of the dynamic factor model (DFM) when applied to nowcasting Czech GDP over the 2005–2012 period, using multiple vintages of real-time data. The model utilizes 28 headline macroeconomic variables. In addition to so-called hard data covering the production, sales, labor, and trade sectors of the economy, we include a handful of financial variables and confidence indicators. Furthermore, we add several foreign variables to account for the fact that the Czech Republic is a small open economy.

Our results suggest that the nowcasting performance of the medium-scale DFM is comparable to the official nowcasts of the Czech National Bank (CNB). In addition, we find that the simple average of the DFM and CNB nowcasts is more accurate than the nowcasts of the DFM and the CNB alone. We also find that the DFM nowcasts add value to the CNB nowcasts: conditional on the CNB nowcast, on average, GDP growth turns out to be higher when the DFM nowcast is higher. Similarly to D'Agostino & Giannone (2012) we find that the relative performance of the DFM is better at times of crisis, which are characterized by large comovements of variables. We also find that the inclusion of foreign variables is crucial: if we exclude foreign variables the performance worsens significantly, while the omission of financial variables or surveys does not result in a dramatic deterioration of the forecasting accuracy.

REVISIONS TO CZECH NATIONAL ACCOUNTS: PROPERTIES AND PREDICTABILITY

In the fifth paper, we provide stylized facts about the magnitude of revisions to the Czech national accounts. The paper is published in the *Czech Journal of Economics and Finance* (Rusnak 2013).

If data are often revised, a natural question arises of how much weight policymakers should put on the initial data releases. The pursuit of optimal policy might be compromised by an over-reaction to current data (Orphanides, 2003; Kugler et al., 2005). Indeed, policymakers regularly discuss the expected revisions to the new data in their monetary policy deliberations.

The importance of using real-time data is already well recognized in the literature on forecasting and monetary policy analysis (Robertson

& Tallman, 1998; Croushore & Stark, 2001; Croushore, 2011). Against this backdrop, several real-time databases are established (Croushore & Stark, 2001; McKenzie, 2006; Fernandez et al., 2011; Giannone et al., 2012). An increasing number of papers point out that many results obtained using revised data are sensitive to real-time data issues (Swanson & White, 1997; Amato & Swanson, 2001; Orphanides, 2001; Orphanides & van Norden, 2002; Christoffersen et al., 2002; Molodtsova et al., 2008).

The reasons why statistical offices perform revisions are discussed in McKenzie (2006). Mankiw et al. (1984) propose that the revision process might be characterized as either reflecting measurement error (revisions are then referred to as noise) or reflecting new information (revisions are referred to as news). If revisions are noise, the first release of a variable is an imperfect measure of the true variable. One is therefore able to make use of other information available at the time of the release to produce better forecast of the true value. The optimal forecast of the true value is then a weighted average of the first release value and the conditional mean of other observable data. For example, we can use the mean of the underlying variable itself (in such cases the optimal forecast of future revisions is related to the deviation of the value of the first release from the mean of the underlying variable). The larger is the variance of the measurement error, the smaller weight should be attributed to the first release observation.

If revisions contain news, they are not predictable using the information available at the time of first release. Therefore, it is optimal to put a weight of one to the value of first release and a weight of zero to other observable data. In other words, the optimal forecast of future revisions is zero. When revisions are news, the first releases are often referred to as rational or efficient forecasts of the true value of a variable.

The evidence about the properties of Czech real-time data is very scarce. The main objective of the fifth paper is to fill this void, to enhance our understanding about the size and the properties of revisions to Czech national accounts. We gather real-time vintages of Czech GDP and its components over 2003–2012 and provide evidence about their statistical properties. Moreover, in line with the above mentioned literature, we test whether the revisions to Czech national accounts can be viewed as noise or news. We therefore investigate the predictability of revisions both in-sample and in a real-time out-of-sample exercise.

Our results suggest that the revisions to real GDP and its components are largely unbiased, with the exception of a positive bias in short-term revisions to annual growth rates of exports and imports. Revisions to GDP deflator, on the other hand, are biased downward for both quarterly and annual growth rates. The revisions are rather large: the mean absolute revision to annualized quarterly GDP growth is roughly 1.4 percentage



points and roughly 0.7 for annual growth rate. Revisions for other variables are even larger. Judging by the size of revisions relative to the size of the original variables, the largest relative revisions seem to occur in consumption and gross fixed capital formation. On the other hand, exports and imports have smallest noise to signal ratio from all of the main components of GDP. Next, we find that revisions for GDP are predictable in-sample and thus the first releases cannot be characterized as news. In addition to in-sample evidence,

we also investigate whether the revisions are predictable in a real-time out-of-sample exercise. We find evidence of out-of-sample predictability for the revisions of GDP deflator, and to a lesser extent to consumption and year-on-year growth rates of exports and imports, while for other variables zero revision forecasts seems to perform better in the real-time exercises. The results from the real-time exercise should be, however, viewed with caution since the out-of-sample period is very small and covers the recent crisis period.

References

- Abel, A. B. (1999): "Risk premia and term premia in general equilibrium." *Journal of Monetary Economics* 43(1): pp. 3-33.
- Bank of England (1999): "The Transmission Mechanism of Monetary Policy. A Paper by the Monetary Policy Committee." Bank of England, April 1999.
- Batini, N. & E. Nelson (2001): "The Lag from Monetary Policy Actions to Inflation: Friedman Revisited." *International Finance* 4(3): pp. 381-400.
- Brodeur, A., M. Le, M. Sangnier, & Y. Zylberberg (2016): "Star Wars: The Empirics Strike Back." *American Economic Journal: Applied Economics* 8(1): pp. 1-32.
- Campbell, J. Y. & J. Cochrane (1999): "Force of Habit: A Consumption-Based Explanation of Aggregate Stock Market Behavior." *Journal of Political Economy* 107(2): pp. 205-251.
- Chetty, R., A. Guren, D. Manoli, & A. Weber (2011): "Are Micro and Macro Labor Supply Elasticities Consistent? A Review of Evidence on the Intensive and Extensive Margins." *American Economic Review* 101(3): pp. 471-75.
- Choudhary, M. A., P. Levine, P. McAdam & P. Welz (2012): "The happiness puzzle: analytical aspects of the Easterlin paradox," *Oxford Economic Papers*, vol. 64(1), 27-42.
- Christoffersen, P., E. Ghysels, & N. Swanson (2002): "Let's Get 'Real' About Using Economic Data." *Journal of Empirical Finance* 9(3): pp. 343-360.
- Croushore, D. (2011): "Frontiers of Real-Time Data Analysis." *Journal of Economic Literature* 49(1): pp. 72-100.
- Croushore, D. & T. Stark (2001): "A Real-Time Data Set for Macroeconomists." *Journal of Econometrics* 105: pp. 111-130.
- D'Agostino, A. & D. Giannone (2012): "Comparing Alternative Predictors Based on Large-Panel Factor Models." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 74(2): pp. 306-326.
- Dennis, R. (2009): "Consumption Habits in a New Keynesian Business Cycle Model." *Journal of Money, Credit and Banking* 41(5): pp. 1015-1030.
- Doucoulagos, H. & T. D. Stanley (2013): "Are All Economic Facts Greatly Exaggerated? Theory Competition and Selectivity." *Journal of Economic Surveys* 27(2): pp. 316-339.
- Dynan, K. E. (2000): "Habit Formation in Consumer Preferences: Evidence from Panel Data." *American Economic Review* 90(3): pp. 391-406.
- Fernandez, A. Z., E. F. Koenig, & A. Nikolsko-Rzhevskyy (2011): "A real-time historical database for the OECD." *Globalization and Monetary Policy Institute Working Paper 96*, Federal Reserve Bank of Dallas.
- Friedman, M. (1972): "Have Monetary Policies Failed?" *American Economic Review* 62(2): pp. 11-18.
- Fuhrer, J. C. (2000): "Habit Formation in Consumption and Its Implications for Monetary-Policy Models." *American Economic Review* 90(3): pp. 367-390.
- Giannone, D., J. Henry, M. Lalik, & M. Modugno (2012): "An area-wide real-time database for the euro area." *Review of Economics and Statistics*, 94(4): pp. 1000-1013.
- Giannone, D., L. Reichlin, & D. Small (2008): "Nowcasting: The real-time informational content of macroeconomic data." *Journal of Monetary Economics* 55(4): pp. 665-676.
- Goodhart, C. A. (2001): "Monetary transmission lags and the formulation of the policy decision on interest rates." *Review, Federal Reserve Bank of St. Louis* (Jul): pp. 165-186.
- Havranek, T. & M. Rusnak (2013): "Transmission Lags of Monetary Policy: A Meta-Analysis," *International Journal of Central Banking*, 9(4), 39-76.
- Havranek, T., M. Rusnak & A. Sokolova (2017): "Habit Formation in Consumption: A Meta-Analysis," *European Economic Review, Publications* 95(C), 142-167.
- Ioannidis, J. P. A., T. D. Stanley, & H. Doucouliagos (2017): "The Power of Bias in Economics Research." *Economic Journal*, 127(605): pp. F236-F265.
- Kano, T. & J. M. Nason (2014): "Business Cycle Implications of Internal Consumption Habit for New Keynesian Models." *Journal of Money, Credit and Banking* 46(2-3): pp. 519-544.
- Kugler, P., T. J. Jordan, C. Lenz, & M. R. Savioz (2005): "GDP data revisions and forward-looking monetary policy in Switzerland." *The North American Journal of Economics and Finance* 16(3): pp. 351-372.
- Mankiw, N. G., D. E. Runkle, & M. D. Shapiro (1984): "Are Preliminary Announcements of the Money Stock Rational Forecasts?" *Journal of Monetary Economics* 14: pp. 15-27.
- McKenzie, R. (2006): "Undertaking Revisions and Real-Time Data Analysis using the OECD Main Economic Indicators Original Release Data and Revisions Database." *OECD Statistics Working Papers* 2006/2, OECD Publishing.
- Molodtsova, T., A. Nikolsko-Rzhevskyy, & D. H. Papell (2008): "Taylor rules with real-time data: A tale of two countries and one exchange rate." *Journal of Monetary Economics* 55: pp. 563-579.
- Moral-Benito, E. (2015): "Model Averaging In Economics: An Overview." *Journal of Economic Surveys* 29(1): pp. 46-75.
- Orphanides, A. (2001): "Monetary Policy Rules Based on Real-Time Data." *American Economic Review* 91(4): pp. 964-985.
- Orphanides, A. (2003): "Monetary policy evaluation with noisy information." *Journal of Monetary Economics* 50(3): pp. 605-631.
- Orphanides, A. & S. van Norden (2002): "The Unreliability of Output-Gap Estimates in Real Time." *The Review of Economics and Statistics* 84(4): pp. 569-583.
- Raftery, A., D. Madigan, & J. Hoeting (1997): "Bayesian Model Averaging for Linear Regression Models." *Journal of the American Statistical Association* 92(437): pp. 179-191.
- Robertson, J. C. & E. W. Tallman (1998): "Data Vintages and Measuring Forecast Model Performance." *Federal Reserve Bank of Atlanta Economic Review*, pp. 4-20.
- Rusnak, M., T. Havranek & R. Horvath (2013): "How to Solve the Price Puzzle? A Meta-Analysis," *Journal of Money, Credit and Banking*, 45(1), 37-70.
- Rusnak, M. (2013): "Revisions to the Czech National Accounts: Properties and Predictability." *Czech Journal of Economics and Finance (Finance a uver)* 63(3): pp. 244-261.
- Rusnak, M. (2016): "Nowcasting Czech GDP in real time," *Economic Modelling*, 54(C), 26-39.
- Stanley, T. D. & S. B. Jarrell (1989): "Meta-Regression Analysis: A Quantitative Method of Literature Surveys." *Journal of Economic Surveys* 3(2): pp. 161-70.
- Swanson, N. R. & H. White (1997): "A Model Selection Approach To Real-Time Macroeconomic Forecasting Using Linear Models And Artificial Neural Networks." *Review of Economics and Statistics* pp. 540-550.
- Taylor, J. B. & V. Wieland (2012): "Surprising Comparative Properties of Monetary Models: Results from a New Monetary Model Base." *Review of Economics and Statistics*, 94(3): pp. 800-816.



The effect of fiscal rules on the cyclicity of fiscal policy¹

Martin Kameník

Technical University of Košice

INTRODUCTION

The financial crisis resulted in the gradual slow-down of output growth in the majority of countries. An effort of monetary policies to boost the output and mitigate the impact of financial crisis led to decrease in interest rates. The monetary policy expansion, however, reached the restriction in the form of near zero interest rates, and thus, strengthened the role of national fiscal policies. However, fiscal policy tools are not limitless and, similarly to monetary policy, they can be bounded by available fiscal space. Therefore, plausible solutions to achieve debt sustainability, particularly fiscal rules, are being frequently discussed. The importance of fiscal policy rules can be observed through an increase of their amount in the last two decades as well as through the increasing number of theoretical and empirical studies focusing on fiscal rules.

Although the primary role of fiscal rules is to address the debt sustainability issue and budgetary discipline, the impact of fiscal rules on the cyclicity of fiscal policy is also frequently discussed. The ability of fiscal rules to improve budgetary discipline is well supported by the empirical literature. However, when it comes to the effects of fiscal rules on the ability of fiscal policy to smooth the business cycle, the empirical findings differ (Fatás et al. (2006)). On the one hand, Nerlich et al. (2015) or Alberola et al. (2016) find that the presence of fiscal rules dampens the pro-cyclical response of fiscal policy in OECD or EU countries. On the other hand, Fatás et al. (2006) argue that fiscal rules deepen pro-cyclicity of fiscal policy. Despite the fact that the impact of fiscal rules on the cyclical stance of fiscal policy is not supported by the economic theory, its practical significance is justified. Moreover, one can expect that the effects of fiscal rules on the cyclicity differ depending on the available fiscal space. We test and discuss this idea in the paper.

To assess the role that fiscal rules play in affecting fiscal cyclicity, we estimate dynamic fiscal reaction function using government expenditures as an indicator of fiscal cyclicity. This decision is based on the recommendation of Kaminsky et al. (2004) who claim that more traditional indicators, such as fiscal balance in ratio to GDP, are affected by business cycle fluctuations. Therefore, it is difficult to identify the cyclical response of fiscal policy tools which possess the information on the true fiscal stance of fiscal policy. Moreover,

Fatás et al. (2006) support the use of government spending to assess the impact of fiscal rules. They argue that showing the possible impact of fiscal rules on the expenditure behavior is more challenging and policy relevant than showing the same impact on the budget which is often targeted by fiscal rules. Due to the heterogeneity in the cyclical behavior of government expenditure components (Lane, 2003), we separately analyze the cyclicity of government consumption and investment expenditures.

METHODOLOGY AND MODEL SPECIFICATION

In the following text we introduce dynamic panel model specification in order to evaluate the effect of fiscal rules on the cyclicity of fiscal policy. The effect of fiscal rules is analyzed by the following relationship

$$G_{it} = \alpha_i + \mu_t + \gamma G_{it-1} + \beta Y_{it} + \lambda(Y_{it} \times FRI_{it}) + \theta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

where G_{it} represents government consumption or investment expenditures expressed as a rate of growth, Y_{it} is an indicator of economic cycle: growth rate of GDP, X_{it} includes control variables, ε_{it} is disturbance, μ_t are time effects and α_i are fixed effects. Variable FRI_{it} is the fiscal rule index created by the European commission.

The fiscal rule index is a comprehensive score, a summary indicator of the fiscal rules strength which is constructed for all EU countries. The index is based on the fiscal rule strength indices calculated for each fiscal rule. Those indices are based on five criteria: legal base, binding character, monitoring and enforcement bodies, correction mechanisms, and resilience to shocks. The reason to use fiscal rule index is that the fiscal rule itself is not sufficient to ensure budgetary responsibility without being implemented in legislation or with excessive flexibility in possibility to modify fiscal rule over time. The fiscal rule strength index credibly reflects trustworthiness of the commitment of the government to achieve budgetary responsibility. We expect that the positive changes in the strength of fiscal rule will force the government to re-evaluate the expenses due to changes in output.

Individual fixed effects tackle the problem of heterogeneity between countries. Common shocks, and hence the problem of cross-sectional dependence is addressed by the inclusion of time effects. In addition we include lagged dependent

¹ This article is a summary of a dissertation entitled "Fiscal rules, fiscal space, and pro-cyclical fiscal policy". The dissertation was granted second place in the NBS Governor's Award for an outstanding dissertation thesis or diploma thesis in the area of monetary economics, macroeconomics, financial economics, or financial stability.



2 The results for government investment expenditures do not provide significant results.

3 Otherwise, by including control variables, we would be forced to restrict year dummies.

variable which absorbs the inertia in government consumption or investment.

To reduce omitted variable bias we estimate also the model with additional control variables. The stabilization motive of government is the reason to include debt to GDP ratio (Bohn, 1998). Golinelli et al. (2007) emphasize that the results must be interpreted with caution when debt to GDP ratio is missing. By including the inflation we expect to reduce the bias of the cyclical parameter (Persson, 1997). Moreover, Fatás et al. (2003) argue that the inclusion of inflation ensures that the co-movement between government spending and output is not affected by monetary instability in the times of high inflation but rather by fiscal policy. Finally, terms of trade growth (ToT) should capture the effect of the external shocks on fiscal cyclical. All three control variables are considered to be standard in related empirical studies of fiscal cyclical (Egert, 2010; Lledo et al., 2009).

The cyclical of fiscal policy is expressed by the coefficient β . Interpretation of the coefficient is following: if $\beta > 0$ ($\beta < 0$), then fiscal policy is pro-cyclical (counter-cyclical); fiscal policy is a-cyclical if $\beta = 0$. Interacting GDP growth with the fiscal rule index allows us to evaluate the impact of fiscal rules on the cyclical behavior of government consumption and investment expenditures. The evolution of cyclical behavior is given by two parameters

$$\frac{\partial E [G_{it} | G_{it-1}, Y_{it}, FRI_{it}, X_{it}]}{\partial Y_{it}} = \beta + \lambda FRI_{it} \quad (2)$$

It implies that the cyclical parameter is not constant but depends on the level of fiscal rule index.

To assess the asymmetrical impact of fiscal rules on the cyclical across the regime of high and low fiscal space we extend the model specification. The extended model takes into account government debt (fiscal balance) and the fiscal rule index. Since the interaction of both variables with GDP growth is difficult to interpret, we analyze the simplified version of interaction

$$G_{it} = \alpha_i + \mu_t + \gamma G_{it-1} + \beta Y_{it} + \lambda_1 (Y_{it} \times FRI_{it} \times D'_{it-1}) + \lambda_2 (Y_{it} \times FRI_{it} \times D^h_{it-1}) + \theta FRI_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

where $D'_{it-1} = 1$ if fiscal space (represented by government debt or fiscal balance) in a country i and period $t-1$ is below the threshold, otherwise $D'_{it-1} = 0$. Similarly, $D^h_{it-1} = 1$ if fiscal space in a country i and period $t-1$ is above the threshold. Notice that λ_1 captures the effect of fiscal rule index on the cyclical of government spending when fiscal space is lower than threshold level. The coefficient λ_2 captures the cyclical effect of fiscal rule index when fiscal space is higher than threshold level. This specification allows to detect the asymmetrical impact of fiscal rules on the cyclical between the regime of high and low fiscal space. The asymmetrical impact is examined for the three threshold levels of government debt to

GDP ratio (30%, 60%, 100%) and the three threshold levels of fiscal balance in ratio to GDP (-4%, -2%, 0%). We analyze only government consumption expenditure² and exclude control variables³.

Endogeneity problem stemming from the reversed causality is addressed by GMM estimation method with internal instruments. More specifically, both specifications are estimated by two-step system GMM estimator where lags of differenced covariates represent the instruments in the equation defined in levels. It is recommended to reduce the number of lags of endogenous variables (Roodman, 2006) to avoid the problem of proliferation due to large time dimension. Following the rule of thumb in Roodman (2006), the number of instruments cannot exceed the number of the countries. The lag restriction for the lagged dependent variable is 1-2 and 2-3 for GDP growth (similarly to Golinelli et al., 2007). It is also recommended to include year dummies which, to some extent, decrease the cross-sectional dependence of error term. The cross-sectional independence is assumed by Arellano-Bond (A-B) test of autocorrelation and is also required by the robust estimation of standard errors.

The estimation is based on two-step system GMM estimator which is robust to heteroskedasticity and autocorrelation. To address the downward bias in the estimated standard errors, we use Windmeier correction. To obtain correct GMM estimates, exogeneity of instruments is necessary. In addition to A-B test we apply Hansen test of validity of instruments which is robust to heteroskedasticity.

DATA

Annual data of nominal GDP, government consumption, investment and deflator GDP for EU 28 countries are based on AMECO database. Nominal variables are deflated by GDP deflator. The remaining control variables, such as debt to GDP ratio, fiscal balance in ratio to GDP, inflation (growth rate of index of consumer prices) and growth in terms of trade, are constructed using AMECO database. In the model we use first differences of log of real government expenditure component and real GDP. Such adjustment of variables is relatively standard in the related studies of cyclical (Lane, 2003; Lledo et al, 2009; Guerguil et al, 2017). The estimation is based on the annual unbalanced data in 1996-2015.

RESULTS

The results for the specification (1) are presented in Table 1. Government consumption expenditure is significantly pro-cyclical in both baseline model and the model with control variables (column (1) and column (2)). The cyclical coefficient is slightly higher when the control variables are included. The coefficient for interaction of GDP growth and the fiscal rule index is negative in both cases. However, the coefficient is statistically significant only when controlling for stabilization motive, monetary effects and external shocks.



Table 1 Cyclical behavior of consumption depending on fiscal rules

Dependent variable	Consumption		Investment	
Column	(1)	(2)	(3)	(4)
Dependent variable (t-1)	0.146 (0.167)	0.120 (0.106)	0.189** (0.076)	0.173 (0.104)
GDP growth	0.790** (0.333)	0.843*** (0.200)	2.013** (0.843)	2.125** (0.861)
GDP growth*FRI	-0.323 (0.227)	-0.376*** (0.129)	-1.024** (0.494)	-1.173** (0.512)
FRI	0.759 (0.576)	1.052*** (0.341)	2.812* (1.576)	3.789** (1.787)
Debt (t-1)		-0.000 (0.008)		0.012 (0.027)
Inflation		0.065** (0.026)		-0.027 (0.056)
ToT growth		-0.082 (0.107)		0.773* (0.439)
Constant	-0.541 (0.755)	-1.304 (0.884)	-0.717 (3.551)	-6.498 (4.303)
Number of observations	530	529	530	529
Hansen test (p-val)	0.248	0.477	0.524	0.283
A-B test for AR(2) (p-val)	0.67	0.393	0.595	0.484
Number of instruments	28	28	28	28

Significance: *** 1%, **5%, * 10%. Standard errors in parentheses are robust against heteroskedasticity and autocorrelation. Time effects are included but the results are not shown.

Similarly to consumption, government investment (column (3) and column (4)) is pro-cyclical component of government expenditures and is higher when controlling for other factors. As expected the level of pro-cyclicality is considerably larger compared to consumption. This result is not unusual in related empirical studies (Égert (2012), Lane (2003)). Moreover, fiscal rules seem to be a valid tool for dampening the extremely high level of pro-cyclical response of government investment.

Hansen test for overidentifying restrictions confirms the validity of instruments for both variables. In terms of the A-B test, the instruments used are valid; the test does not indicate the presence of second order autocorrelation in residuals.

From the policy perspective it may seem relevant to know the threshold level when the cyclical stance of government consumption and investment changes from pro-cyclical to counter-cyclical. Following Calderón (2004) the threshold value is

$$FRI_{it}^* = -\frac{\beta}{\lambda} \quad (4)$$

where FRI_{it} is the threshold value of the fiscal rule index. Depending on the observed value of fiscal

rule index the expenditure component is a-cyclical, counter-cyclical or pro-cyclical ($FRI = FRI_{it}^*$, $FRI > FRI_{it}^*$, $FRI < FRI_{it}^*$).

The threshold value for government investment is 1.966 in the model without control variables and 1.812 for the model with control variables. As compared to investment, the threshold value for consumption is higher; 2.446 for the model without control variables and 2.242 for the model with control variables. Despite the fact that government investments are more pro-cyclical this expenditure component achieves threshold at the lower level of fiscal rule index.

Consider now the cyclicity effects of fiscal rules depending on the regime of fiscal space (Table 2). The results in column (1) show that government consumption remains pro-cyclical, fiscal rules, however, significantly dampen the pro-cyclical stance when the level of government debt is above 60% of a threshold level. On the other hand, the impact of fiscal rules on the cyclicity below the 60% of a threshold level is insignificant. Although the significance level of interaction term decreases when we consider threshold level of 30% debt to GDP ratio (column (2)), the previous result remain qualitatively similar. When debt to GDP ratio is 100% (column (3)) the ability of



References

- ALBEROLA, Enrique, et al. Fiscal policy and the cycle in Latin America: the role of financing conditions and fiscal rules. 2016.
- BOHN, Henning. The behavior of US public debt and deficits. *The Quarterly Journal of Economics*, 1998, 113.3: 949-963.
- CALDERÓN, César, et al. *Institutions and cyclical properties of macro-economic policies*. Banco Central de Chile, 2004.
- ÉGERT, Balázs. Fiscal Policy Reaction to the Cycle in the OECD: Pro-or Counter-cyclical? 2012. OECD Economics Department Working Papers 763.
- FATÁS, Antonio; MIHOV, Ilian. The case for restricting fiscal policy discretion. *The Quarterly Journal of Economics*, 2003, 118.4: 1419-1447.
- FATÁS, Antonio; MIHOV, Ilian. The macroeconomic effects of fiscal rules in the US states. *Journal of public economics*, 2006, 90.1-2: 101-117.
- GOLINELLI, Roberto; MOMIGLIANO, Sandro. The cyclical response of fiscal policies in the euro area – why do results of empirical research differ so strongly? 2007.
- GUERGUIL, Martine; MANDON, Pierre; TAPSOBA, René. Flexible fiscal rules and countercyclical fiscal policy. *Journal of Macroeconomics*, 2017, 52: 189-220.
- ILZETZKI, Ethan; VÉGH, Carlos A. *Pro-cyclical fiscal policy in developing countries: Truth or fiction?* National Bureau of Economic Research, 2008.
- KAMINSKY, G. L.; REINHART, C. M.; VÉGH, C. A. (2004). When it Rains, It Pours: Procyclical Capital Flows and Macroeconomic Policies. NBER macroeconomics annual, 19, 11-53.
- LANE, Philip R. The cyclical behaviour of fiscal policy: evidence from the OECD. *Journal of Public Economics*, 2003, 87.12: 2661-2675.
- NERLICH, Carolin; REUTER, Wolf Heinrich. *Fiscal rules, fiscal space and procyclical fiscal policy*. ECB Working Paper, 2015.
- PERSOON, Torsten. Comment on Gavin and Perotti. *NBER Macroeconomics Annual*. MIT Press, Cambridge, 1997, 61-67.
- ROODMAN, David. How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata. *The stata journal*, 2009, 9.1: 86-136.
- YACKOVLEV, Irene; LLEDO, Victor Duarte; GADENNE, Lucie. *Cyclical patterns of government expenditures in Sub-Saharan Africa: facts and factors*. International Monetary Fund, 2009.

Table 2 Cyclical behavior of consumption depending on fiscal rules and fiscal space

Dependent variable	Consumption					
Fiscal space indicator	Government debt			Fiscal balance		
Threshold	60%	30%	100%	-2%	-4%	0%
Column	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Dependent variable (t-1)	0.147 (0.120)	0.152 (0.128)	0.187* (0.095)	0.258 (0.152)	0.237* (0.132)	0.213*** (0.074)
GDP growth	0.949*** (0.230)	0.825*** (0.290)	0.775*** (0.253)	0.580 (0.372)	0.563** (0.270)	0.603*** (0.146)
GDP growth*FRI (F. space (t-1) ≤ threshold)	-0.457*** (0.136)	-0.368* (0.201)	-0.468*** (0.130)	-0.386* (0.214)	0.146 (0.295)	-0.356*** (0.089)
GDP growth*FRI (F. space (t-1) > threshold)	-0.121 (0.226)	-0.312 (0.348)	-0.105 (0.254)	-0.032 (0.186)	-0.354*** (0.125)	0.008 (0.119)
FRI	0.742 (0.439)	0.994** (0.470)	0.548 (0.511)	0.617 (0.412)	0.744** (0.295)	0.740*** (0.239)
Constant	-1.221** (0.473)	-1.137** (0.480)	-0.947* (0.494)	-0.699 (0.487)	-0.945** (0.458)	-0.755** (0.297)
Number of observations	529	529	529	530	530	530
Hansen test (p-val)	0.277	0.339	0.333	0.292	0.557	0.589
A-B test for AR(2) (p-val)	0.417	0.354	0.278	0.492	0.557	0.403
Number of instruments	28	28	28	28	28	28

Significance: *** 1%, **5%, * 10%. Standard errors in parentheses are robust against heteroskedasticity and autocorrelation. Time effects until 2010 are included but the results are not shown.

fiscal rules to dampen the pro-cyclicality is even slightly higher compared to previous cases.

Consider now an alternative indicator of fiscal space: fiscal balance in ratio to GDP. When the level of fiscal deficit is below -2% or 0% (column (4) and column (6)), fiscal rule index is again effective in achieving a-cyclical or counter-cyclical reaction of government consumption expenditures. The effect of fiscal rules is insignificant above the threshold level of fiscal deficit. However, the results in column (5) (threshold level of -4%) are in contrast with previous findings; the impact of fiscal rules on the cyclical stance is insignificant below the threshold and significant above it.

CONCLUSION

The empirical research confirming the positive fiscal policy effects on the real output is relatively rich. Depending on the cyclical stance, fiscal policy can either dampen business cycle or further reinforce economic fluctuations. Whereas the counter-cyclical fiscal policy stance is desirable,

the pro-cyclical stance is not. Hence, it seems to be relevant to search for the determinants which help in decreasing pro-cyclical behavior. One possible alternative analyzed in the paper are potential fiscal rules.

Following the recommendation of Kaminsky et al. (2004), the analysis of fiscal policy cyclicity is restricted to the analysis of cyclicity of government expenditure components, particularly government consumption and investment. We estimated dynamic panel model for EU 28 countries which included interaction variable of GDP growth and the fiscal rule index.

Although government consumption and investment are highly pro-cyclical, the presence of potent fiscal rules decreases the pro-cyclical behavior of both expenditure components. Furthermore, we quantified the values of fiscal rule index which imply the a-cyclical behavior of both components. Finally, we find that fiscal rules are particularly efficient in decreasing pro-cyclicality when fiscal space of a country is limited.



Modely predstihových indikátorov pre SR – aplikácia empirických a teoretických prístupov¹

Miroslav Klúčik

Ekonomická fakulta Technickej univerzity v Ostrave

Úvod

V trhových ekonomikách chápeme hospodárske cykly ako nepravidelné fluktuácie ekonomickej aktivity s opakujúcimi sa fázami rastu a spomalenia. Prechody týmito fázami sú pozorované v ukazovateľoch agregátnej ekonomickej aktivity jednej krajiny približne v rovnakom čase. Hospodársky cyklus tak predstavuje spoločný korelovaný pohyb makroekonomických premenných. Hlavným indikátorom hospodárskeho cyklu, ktorým sa meria sila rastu a poklesu agregátnej ekonomickej aktivity, je reálny hrubý domáci produkt (HDP). Odhad HDP je zverejňovaný s oneskorením niekoľkých týždňov za referenčným obdobím. Makroekonomické indikátory zverejňované s časovým predstihom pred HDP alebo prechádzajúce bodmi – obratmi cyklu skôr ako HDP nazývame predstihové indikátory.

Cieľom dizertačnej práce bolo overiť prognostickú schopnosť navrhnutých ekonometrických modelov využívajúcich predstihové indikátory na prognózu reálneho HDP Slovenskej republiky na tri štvrtroky dopredu v období 2008 až 2016 a určiť, ktorý z nich je na základe chyby prognózy najvhodnejší. Čiastkovým cieľom bolo špecifikovať ekonometrické modely s využitím predstihových indikátorov a odhadnúť pomocou štruktúrneho modelu založeného na ekonomickej teórii typy nepozorovaných ekonomických impulzov, ktoré mali rozhodujúci vplyv na spomalenie a zrýchľovanie HDP SR v období odhadu modelu v rokoch 2002 až 2016.

METODICKÝ POSTUP PRÁCE

Na základe kritérií potenciálnej presnosti modelov a schopnosti interpretovať hospodársky cyklus sú v dizertačnej práci predstavené dva odlišné empirické modely využívajúce predstihové indikátory, každý s rozličnou interpretáciou spoločného pohybu makroekonomických premenných. Redukovaný model VAR vysvetľuje spoločný pohyb premenných cez kauzálne reťazové vzťahy priamo cez pozorované makroekonomické ukazovatele a dynamický faktorový model DFM využíva predpoklad o spoločnom pohybe makroekonomických premenných riadených nepozorovanými šokmi v ekonomike. Dva empirické modely sú doplnené o štruktúrny model SVAR, ktorý umožňuje identifikovať zdroje jednotlivých šokov a následne ich vplyvy. Na rozdiel od čistých teoretických modelov modely SVAR premosťujú

empirický pohľad s teoretickým predpokladom o fungovaní ekonomiky.

V redukovanom modeli VAR je nevysvetlená časť pohybu makroekonomických premenných pripisovaná neočakávaným udalostiam, ktoré sa prejavujú v databáze ekonomických agentov ako odchýlka od rovnovážneho vzťahu medzi premennými. Model VAR je podmienený priamo vývojom predstihových indikátorov domáceho prostredia endogénneho charakteru a predstihovými indikátormi exogénneho charakteru (1):

$$y_t = D(L) y_{t-1} + D_0 x_t + e_t \quad (1)$$

kde y_t je vektor endogénnych m časových radov (t. j. stĺpcový vektor $m \times 1$), ktoré sú podmienené vývojom vlastných oneskorení a oneskorení ostatných premenných y_{t-1} , a kde L je operátor oneskorení s maticou $m \times m$ odhadnutých parametrov D , x_t je vektor exogénnych premenných a D_0 matica parametrov vzťahov endogénnych a exogénnych premenných. Vektor rezíduí pre jednotlivé rovnice endogénnych premenných je e_t . Základným predpokladom je, že všetky informácie ekonomických agentov sú v čase zosúladené. Odhad modelu je hodnotený z hľadiska testov stability celého modelu, smeru štatistickej závislosti (endogénne a exogénne premenné modelu) a sériou testov na odhadnuté rezíduá.

Dynamické faktorové modely (DFM) využívajú predpoklad o nepozorovanom latentnom faktore v pozadí hospodárskeho cyklu, ktorý má signifikantný vplyv na agregátne makroekonomické premenné. Výsledný odhadnutý faktor dokáže vysvetliť prevažnú časť rozptylu vývoja hlavných makroekonomických agregátov.

Vývoj makroekonomických veličín určuje latentný nepozorovaný faktor f_t (v čase t) prostredníctvom vývoja makroekonomických indikátorov vo vektore x_t , kde λ je vektor parametrov časových radov reprezentujúcí vzťah so spoločným faktorom f_t v tzv. signálnej rovnici (2):

$$x_t = \lambda f_t + e_t \quad (2)$$

$$e_t = \Phi(L) e_{t-1} + u_t \quad (3)$$

$$f_t = \psi(L) f_{t-1} + \eta_t \quad (4)$$

Idiosynkratické zložky vo vektore e_t v (2) predstavujú individuálny vývoj v jednotlivých časo-

¹ Článok je zhrnutím dizertačnej práce s rovnakým názvom, za ktorú autor získal tretiu cenu v súťaži o cenu guvernéra NBS pre študentov univerzít za výnimočnú dizertačnú, prípadne diplomovú prácu v oblasti menovej ekonomiky, makroekonómie alebo finančnej ekonomiky.



vých radoch, ktoré sú nezávislé od vývoja faktora a majú vlastnú dynamiku aproximovanú AR procesom s L počtom oneskorení (3). Nepozorovaný faktor má taktiež dynamickú špecifikáciu v tzv. stavovej rovnici (4). Zároveň sa predpokladá nekorelovanosť jednotlivých idiosynkratických zložiek vo vektore e_t a musí platiť, že chybové zložky vo vektore u_t a η_t sú identicky a nezávisle normálne rozdelené s očakávaným nulovým priemerom a s konštantným rozptylom.

Štrukturálny model SVAR identifikovaný na základe ekonomickej teórie bude okrem prognózy slúžiť i na identifikáciu šokov na interpretáciu vývoja ekonomiky z hľadiska ekonomickej teórie. V interpretácii štrukturálnych modelov SVAR sú fluktuácie hospodárskeho cyklu výsledkom náhodných šokov (impulzov) a ich dynamického šírenia v čase. Šoky v modeloch SVAR sú chápané ako neočakávané, exogénne, náhodné inovácie v informačnom súbore ekonomických agentov. Centrálnym problémom modelov SVAR je identifikácia štrukturálnych vzťahov, ktoré sú definované ako súbežné interakcie medzi šokmi endogénnych premenných vo vektore y_t v čase t , skryté v matici A_0 , ktorá nie je pozorovaná (5) a vychádza z klasického, štandardne definovaného problému endogénnosti premenných, keď sú premenné v čase t navzájom simultánne determinované a je potrebná identifikácia systematického vzťahu:

$$A_0 y_t = A(L) y_{t-1} + D x_t + B \varepsilon_t \quad (5)$$

Elementy súbežných vzťahov A_0 i parametrov oneskorených reakcií v matici $A(L)$ v rovnici (5) nie sú pozorované, ale teoretické. Po vynásobení rovnice (5) inverznou maticou A_0^{-1} dostaneme model, ktorý je identický s pozorovaným redukovaným modelom VAR v rovnici (1). Zároveň sa odkryva vzťah medzi ekonomicky neinterpretovateľnými inováciami vo vektore e_t a so štrukturálnymi šokmi ε_t (6):

$$A_0^{-1} B \varepsilon_t = e_t \quad (6)$$

Odhad súbežných interakcií medzi premennými, resp. štrukturálnymi šokmi v rovnici si vyžaduje reštrikcie na vzájomné vzťahy v matici A_0 . Matica B predstavuje normalizáciu veľkosti šokov navzájom, jej funkciou je nastavenie mierky šokov. Pri predpokladoch Woldovho teorému môžeme za predpokladu stability modelu VAR, rovnako ako pri redukovanom modeli, odhaliť vplyv štrukturálnych šokov pomocou funkcie odoziev (7):

$$y_t = \sum_{j=0}^{\infty} A^j A_0 \varepsilon_{t-j} \quad (7)$$

Definícia šokov modelu SVAR predpokladá ich priemernú nulovú očakávanú hodnotu, zároveň sú z princípu neprognozovateľné v závislosti od informácií v čase $t-1$ a sú nezávislé od informácií z iných zdrojov, čo sa v matematickom zápise prejaví v nulových prvkoch variačno-kovariančnej matice mimo diagonály. Na identifi-

káciu súbežných efektov sú využité znamienkové reštrikcie.

Znamienkové reštrikcie sú kladené na funkcie odoziev na šoky, pričom štrukturálne rezíduá sú získané v prvom kroku matematickou transformáciou bez ekonomickej interpretácie (Canova, DeNicolò, 2002 a Uhlig, 2005) dekompozíciou matice redukovaných rezíduí pomocou Choleského dekompozície. V ďalšom kroku sa generujú náhodné modely s využitím rotačných matíc generovaných pomocou tzv. QR dekompozície (Rubio-Ramírez a kol., 2010); alternatívnym prístupom by mohlo byť použitie Givensových matíc (Canova a de Nicolò, 2002).

Vychádzajúc zo všeobecného vzťahu medzi redukovanými a štrukturálnymi rezíduami v rovnici (6), môžeme bez narušenia všeobecnosti a pri predpoklade, že matica B predstavuje normalizované šoky, konštatovať, že $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = I$, a vzťah medzi redukovanými rezíduami a štrukturálnymi šokmi môžeme zapísať nasledovne (8):

$$e_t = F \varepsilon_t \quad (8)$$

kde matica F predstavuje exaktnú faktorizáciu variačno-kovariančnej matice Σ_{e_t} , t. j. $FF' = \Sigma_{e_t}$. Využitelná je následná dekompozícia matice na dva komponenty pomocou Choleského dekompozície (9):

$$F = PQ \varepsilon_t \quad (9)$$

Kde matica P je Choleského faktor a Q je ortonormálna matica (determinant Q sa rovná jednej), pre ktorú platí $QQ' = I$. Keďže Choleského faktor predpokladá príliš silné predpoklady o poradí šokov, cieľom je preskúmať široký priestor možných riešení a vyprodukovať veľké množstvo rotačných matíc. Maticu Q získame pomocou QR dekompozície. Pri použití QR dekompozície náhodne generovaných matíc H platí, že $H = QR$ a $QQ' = I$. Nekorelovanosť rezíduí je zaručená matematicky samotnou konštrukciou. V ďalšom kroku kontrolujeme nami zadané reštrikcie podľa ekonomických teórií v reakciách odoziev na šoky (10).

$$e_t = PQ_t \quad (10)$$

Ak pre daný šok a premennú bude výsledná reakcia spĺňať kvalitatívnu reštrikciu, bude zaradená do výpočtu mediánu, dolného a horného intervalu spoľahlivosti, zatiaľ čo ostatné riešenia budú zahodené.

ODHAD MODELOV

Pre odhad modelov je vytvorená databáza na identifikáciu predstihových indikátorov, ktorú vzhľadom na otvorenosť ekonomiky SR tvoria domáce i zahraničné indikátory. Všetky údaje sú sezónne očistené a v stálych cenách. Predstihové indikátory sú definované ako makroekonomické časové rady, ktoré vykazujú oproti referenčnému časovému radu HDP predstih v publikácii alebo v bodoch obratu.



Vzhľadom na obmedzenia dimenzionality modelu VAR sú predstihové indikátory vstupujúce do modelu agregované do kompozitných indikátorov, a to hľadiska recipročného kauzálneho vzťahu s HDP a z hľadiska predstihu. Dynamický faktorový model je odhadnutý podľa postupu v Camacho a Perez-Quirós (2010), najnovšie v Cuevas a kol. (2015), kde základné mesačné agregátne makroekonomické premenné z dopytovej, ponukovej a príjmovej stránky sú dopĺňané postupne ďalšími indikátormi, ktoré dokážu zvýšiť podiel vysvetleného rozptylu HDP cez odhadnutý latentný faktor.

Pre štrukturálny vektorovo-autoregresný model je základným indikátorom referenčný indikátor hospodárskeho cyklu – reálny HDP, ktorý je predmetom prognózy. Transmisný kanál monetárnej politiky zachytávame prostredníctvom úrokovej miery zo štátnych dlhopisov, fiškálny kanál prostredníctvom deficitu verejnej správy. Kľúčová pre identifikáciu dopytového a ponukového šoku je reakcia cien, vzhľadom na diskrimináciu reakcií agentov podľa ekonomickej teórie (deflátor HDP). Posledným indikátorom, ktorý dokáže reflektovať ponukové a dopytové šoky, je cena práce. V tomto prípade je do modelu zaradený hlavný indikátor miezd v SR – priemerná reálna mzda². Na identifikáciu technologického šoku a dopytového šoku použijeme znamienkové reštrikcie podľa Peersmana a Strauba (2009), ktorí odviedli reštrikcie na súbežné interakcie premenných na základe predikcie modelov DSGE podľa verzie RBC i verzie novej keynesiánskej ekonómie. Reštrikcie na identifikáciu fiškálnej politiky sú odvodené z prístupu Mountforda a Uhliga (2009).

Pri pozitívnom agregátnom dopytovom šoku predpokladáme rovnakú odozvu produkcie (HDP) a cien. Náhlý a perzistentný nárast agregátneho dopytu spôsobí nárast cenovej hladiny, čo spôsobí v reakčnej funkcii centrálnej banky zvyšovanie úrokových sadzieb (tabuľka 1). Pozitívny ponukový šok má negatívny vplyv na ceny, kladný vplyv na produkciu a reálne mzdy. Dôvodom nárastu reálnych miezd je zníženie hraničných nákladov firiem, ktoré firmy priamo premietnu do nižších cien (i keď čiastočne), čo sa prejaví v agregátnom poklese cien a súčasne nárastom reálnych miezd. Zároveň pozitívny efekt bohatstva pôsobí na zvýšenie agregátneho dopytu³. Fiškálny šok je de-

finovaný perzistenciou diskrečného opatrenia fiškálnej autority na dva štvrtroky po sebe. Fiškálny šok je odklon od reakčnej funkcie fiškálnej politiky. V modeli je definovaný ako diskrečného opatrenie expanzívneho charakteru, čo zvýši súbežne rast HDP prostredníctvom nárastu deficitu. Expanzívna fiškálna politika pôsobí na rast rizikovej prémie z dôvodu obáv investorov o fiškálnu udržateľnosť. Šok v monetárnej politike je definovaný ako neočakávaná zmena v smerovaní monetárnej politiky, ktorá sa prejaví cez transmisný kanál úrokových mier v celej výnosovej krivke, najmä vo výnosoch s kratšou dobou platnosti. Ide o diskrečného opatrenie identifikované v časovom rade ako odklon od reakčnej funkcie monetárnej politiky. Expanzívny šok sa prejaví v poklese úrokových sadzieb a výnosov štátnych dlhopisov a zároveň v náraste cien.

VÝSLEDKY

Znamienkové reštrikcie predstavujú kvalitatívne predpoklady o všeobecnom správaní ekonomických agentov a umožňujú rozloženie zmiešaných inovatívnych správ z tradičného redukovaného modelu VAR na štyri v princípe nezávislé typy šokov, ktoré riadia fluktuácie hospodárskeho cyklu. Využitie dekompozície QR umožňuje matematické rozloženie náhodne generovaných matíc, ktoré zabezpečí automaticky, samotnou konštrukciou štrukturálneho modelu, nezávislosť (nekorelovanosť) štrukturálnych šokov.

Dopytový šok je definovaný ako neočakávaný nárast dopytu vo výške 1 % HDP. Dopytový šok je silne perzistentný a spôsobí nárast cien na úrovni 0,3 % pri dopade šoku. Reakcia cien je v priereze modelov štatisticky významná počas prvých dvoch rokov pri odznievaní šoku, pričom rast cien v druhom roku je stále 0,2 % oproti základnému scenáru. Úrokové miery vzrastú ako reakcia na nárast cien a produkcie o 0,6 percentuálneho bodu pri šoku a postupne sa vracajú na úroveň základného scenára (reakčná funkcia monetárnej politiky). Neočakávaný nárast dopytu sa preniesie do poklesu primárneho salda, efekt však nie je štatisticky významný. Reakcia reálnych miezd je v prvých štvrtrokoch po šoku nevýznamná, následne je však mierne kladná. Slabá procyklická reakcia miezd v prvom roku po šoku naznačuje silnejšiu formu strnulosti miezd.

2 Časový rad mediánovej mzdy, ktorý má lepšiu ekonomickú výpovednú hodnotu, je k dispozícii iba v ročnej frekvencii.

3 Opačný efekt na reálne mzdy možno očakávať v modeloch s cenovými rigiditami v prípade, ak nie je zdrojom ponukového šoku nová technológia alebo primárne náklady firiem, ale ponuka práce.

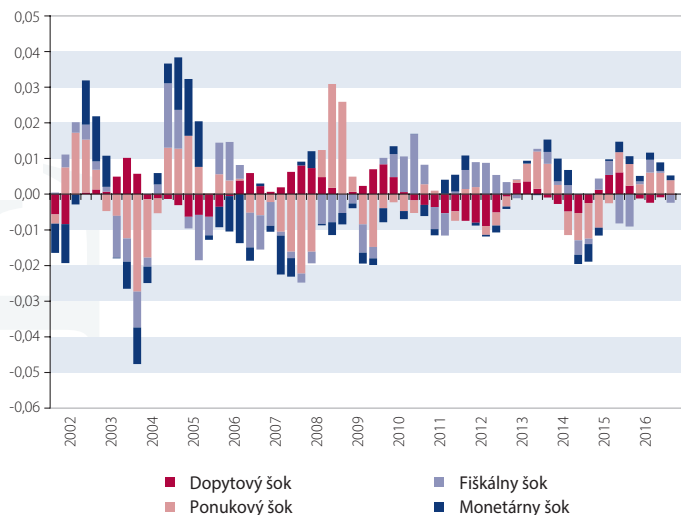
Tabuľka 1 Znamienkové reštrikcie

	Dopytový šok	Fiškálny šok	Monetárny šok	Ponukový šok
Perzistencia šoku:	2 štvrtroky	2 štvrtroky	2 štvrtroky	2 štvrtroky
Reálne HDP	↑	↑	↑	↑
Čisté dane		↓		
Cenová hladina	↑		↑	↓
Úroková miera	↑	↑	↓	
Reálna mzda				↑

Zdroj: Autor.



Dekompozícia hospodárskeho cyklu SR



Zdroj: Výpočty autora.

Poznámka: Na obrázku sú zobrazené príspevky k medzikvartálnemu rastu HDP v percentuálnych bodoch, šoky sú zobrazené ako trojmesačný klzavý priemer (medián).

Šok v monetárnej politike je prekvapenie v poklese úrokových sadzieb vo výške 1,0 percentuálneho bodu. Efekt monetárnej politiky na cenu a HDP je perzistentný v celom pozorovanom horizonte dvoch rokov po dopade šoku. Uvoľnené podmienky pre ekonomické aktivity vo výške 1 percentuálneho bodu sa prejavia v náraste reálneho HDP vyše 1 % (medián modelov). Expanzia má zároveň za následok rast cien takmer k úrovni 1,5 %. V prípade expanzívnej monetárnej politiky je efekt na reálne mzdy mierne pozitívny, štatisticky signifikantne rozdielny od nuly je najmä v strednodobom horizonte, v podobnom mierne procyklickom vzťahu ako v prípade dopytového šoku. Primárne saldo sa zlepšuje po pozitívnom šoku v diskreconárnej monetárnej politike pod úrovňou rastu HDP, ale zlepšenie je štatisticky nesignifikantné.

Fiškálny šok v našom prípade možno chápať ako podmnožinu dopytového i ponukového šoku. V prípade dopytového šoku môže ísť o nárast daní zo spotreby, v prípade ponukového šoku o nárast korporátnych daní priamo ovplyvňujúcich náklady firiem. Neočakávané diskreconárne expanzívne opatrenie vo forme zvýšenia výdavkov alebo zníženia daní vo výške 1 percentuálneho bodu HDP má za následok rast miezd vo výške 0,6 %, efekt však nie je v prvom roku štatisticky signifikantný. Signifikantné reakcie mzdy sa objavujú až v druhom roku, a to len na úrovni rastu 0,1 %. Neočakávaná fiškálna expanzia vo výške 1 % HDP zároveň spôsobí nárast HDP približne na polovičnej úrovni (rast 0,6 % HDP). To je v súlade s očakávanými priemernými fiškálnymi multiplikátormi, ktoré sa nachádzajú v intervale od 0 do 1. Reakcia úrokových sadzieb je v súlade s reštrikciou pozitívna, keďže riziková prémie na štátne dlhopisy rastie v súlade s väčším rizikom fiškálnej udržateľnosti. Reakcia cien na fiškálnu expanziu nie je signifikantná.

Ponukový šok identifikujeme ako neočakávaný šok, ktorý sa prejaví v perzistentnom raste

HDP pri súčasnom poklese cien a raste miezd. Ak očakávame smer šoku zo zdroja nárastu miezd vo výške 1 %, pozorujeme nárast HDP vo výške 0,8 % a pokles cien na úrovni 0,4 % pri dopade šoku. Úrokové miery reagujú mierne negatívne, čo je v súlade s interpretáciou poklesu rizikovej prémie na výnosy zo štátnych dlhopisov vzhľadom na lepší vývoj salda verejných financií z dôvodu silného nárastu HDP. Vyšší rast HDP pôsobí na rast primárneho salda na úrovni 0,1 % HDP. Zadané reštrikcie sú v súlade s neoklasickými teóriami, keďže pozorujeme silný rast miezd zároveň pri súbežnom poklese cien.

V prípade simulácií prognózy *ex post* na základe identifikovaných štrukturálnych šokov prispievajú k fluktuáciám cyklu SR najviac ponukové šoky, ktoré vysvetľujú približne 37 % odchýlok rastu HDP od priemeru, nasleduje fiškálny šok s 25 %, šok v monetárnej politike 21 % a dopytový šok s 18 % (obrázok). Negatívne ponukové šoky boli najsilnejšie z dôvodu nárastu regulovaných cien v roku 2003 až 2004, naopak pozitívne ponukové šoky v roku 2002 a 2005 môžeme priradiť útlmu rastu nákladov z dôvodu cenového vývoja. Rok 2005 bol zároveň rokom silného prílevu zahraničných investícií z dôvodu rozširovania výrobných kapacít automobilového priemyslu (pozitívny ponukový šok). Vplyv reštriktívnej monetárnej politiky vidieť predovšetkým začiatkom roku 2002 a 2006, keď Národná banka Slovenska prikočila k rastu úrokových sadzieb z dôvodu obáv o prípadné dopytové tlaky. Dopytové tlaky badať v roku 2003 pred vstupom do EÚ i v roku 2008 v čase najväčšej expanzie. Po príchode krízy v roku 2009 a po vstupe SR do eurozóny bol vývoj charakterizovaný predovšetkým významným útlmom súkromnej spotreby a investícií. Pokles náklady spotrebiteľov vidieť v negatívnom dopytovom šoku v rokoch 2011 až 2012 a vplyv pozitívnych ponukových šokov sa až do roku 2014 úplne vytratil. Ak porovnáme šoky hospodárskej politiky a ich vplyv na rast HDP, v prvej polovici odhadovaného obdobia vidieť väčší vplyv monetárnych impulzov, v druhej polovici sú významnejšie fiškálne impulzy. Nižšia prítomnosť menovopolitických opatrení oproti fiškálnym naznačuje substitučné efekty hospodárskych politík v celom pozorovanom období.

Pri hodnotení prognostickej schopnosti modelu SVAR v porovnaní s modelmi VAR a DFM je z hľadiska štatistických kritérií a porovnania mediánov s aktuálnou skutočnosťou najpresnejší vo všetkých horizontoch prognózy štrukturálny model SVAR, a to z pohľadu väčšiny štatistík (tabuľka 2). Podľa štatistiky U2 sú všetky modely výrazne presnejšie ako naivný model, keďže sa približujú k nule. Keďže všetky tri modely vykazujú pomerne presné prognózy, ako jedna zo stratégií sa používa kombinácia prognóz jednotlivých modelov, ktorá dokáže skombinovať rozdielnu podstatu troch rôznych nástrojov. V kombinácii s rovnakými váhami i na základe váh inverzných RMSE tak kombinácia prognóz produkuje prognózy s nižšou štandardnou odchýlkou než model SVAR.

Tabuľka 2 Štatistiky presnosti prognózy na obdobie $t + 2$

Prognóza $t + 2$	VAR	SVAR	DFM	Rovnaké váhy	Relatívne váhy (RMSE)
Bias	0,12	-0,08	0,15	0,06	0,05
MSE	0,18	0,15	0,18	0,10	0,10
RMSE	0,42	0,38	0,42	0,31	0,31
SE	0,41	0,37	0,40	0,31	0,30
Theilova U2 štatistika	0,14	0,11	0,13	0,07	0,07
Podiel vychýlenosti	0,09	0,05	0,12	0,04	0,03
Podiel rozptylu	0,01	0,01	0,07	0,02	0,03
Podiel kovariancie	0,91	0,94	0,80	0,94	0,94

Zdroj: Výpočty autora.

ZHRNUTIE

Vytvorené modely kombinujú reprezentáciu hospodárskeho cyklu prostredníctvom pozorovaných premenných zapojením signálov predstihových indikátorov (redukovaný vektorovo-autoregresný model, VAR) a reprezentáciu cyklu pomocou odhadu nepozorovanej premennej pri využití základných makroekonomických indikátorov obohatených o predstihové indikátory (dynamický faktorový model, DFM). Na účely ekonomickej interpretácie vývoja slovenskej ekonomiky bol vytvorený štrukturálny vektorovo-autoregresný model (SVAR) s reprezentáciou založenou na hlavných agregátoch ekonomiky umožňujúcich identifikáciu štrukturálnych šokov v ekonomike pri využití predstihových indikátorov ako výhľadových indikátorov. Pri prognóze HDP Slovenskej republiky boli všetky tri modely použité na prognózu v horizonte troch štvrtrokov od poslednej známej publikácie HDP a otestované na období 2008 až 2016. Výsledky naznačujú užitočnosť všetkých troch typov modelov a zároveň ukazujú, že kombinácia všetkých troch modelov, t. j. dvoch empirických ekonometrických modelov a jedného štrukturálneho modelu produkuje najpresnejšie prognózy. Štrukturálny model produkuje najmenej vychýlené a najpresnejšie prognózy spomedzi všetkých troch modelov. Pozitívnu charakteristikou modelu DFM je najmä rýchle prispôbenie

modelu na dáta v prípade prudších fluktuácií rastu HDP, čo je výhodou pre presnejšie prognózy, najmä v prípade bodov obratu hospodárskeho cyklu.

V analýze odoziev ekonomiky na šoky z modelu SVAR sa v histórii SR v rokoch 2002 až 2016 javia ponukové šoky ako hlavný zdroj hospodárskych fluktuácií, perzistentné dopytové šoky hrajú menšiu úlohu. Z hľadiska hospodárskych politík sú významnejšie v období pred vstupom do eurozóny monetárne šoky. V období 2010 až 2016 pozorujeme dominantný vplyv fiškálnych impulzov na fluktuácie hospodárskej aktivity na Slovensku, čo potvrdzuje substitučný charakter uvedených hospodárskych politík. Zvolený modelový prístup cez model SVAR v dizertačnej práci zároveň zosúlaďuje protichodné ciele – presnosť prognózy a interpretáciu vývoja ekonomiky. Štrukturálny model SVAR v dizertačnej práci je osadený predstihovými indikátormi, čo umožňuje systému najmä spresňovať prognózy. Perspektívnym smerom pre ďalší výskum je kombinácia prístupu k identifikácii štrukturálnych šokov z modelov SVAR a reprezentácie ekonomiky prostredníctvom dynamických faktorových modelov, v tzv. štrukturálnych dynamických faktorových modeloch (Stock a Watson, 2016). Alternatívou štrukturálnych modelov SVAR je i modelovanie založené na mesačných dátach v kombinácii so štvrťročnými dátami (model VAR so zmiešanou frekvenciou, Ghysels, 2016).

Literatúra

1. CAMACHO, Maximo a Gabriel PEREZ-QUIROS. Introducing the Euro-STING: Short-Term Indicator of Euro Area Growth. *Journal of Applied Econometrics*. 2010, č. 25 (4), p. 663-694. ISSN 1099-1255.
2. CANOVA, Fabio a Gianni DE NICOLÒ. Monetary Disturbances Matter for Business Fluctuations in the G-7. *Journal of Monetary Economics*. 2002, roč. 49, č. 6, p. 1131-1159. ISSN: 0304-3932.
3. CUEVAS, Angel, PEREZ-QUIROS, Gabriel a Enrique M. QUILIS. *Integrated Model of Short-Term Forecasting of the Spanish Economy (MIPred Model)*. Working Paper 4/2015, Spanish Independent Authority for Fiscal Responsibility (AIReF). DT/2015/4.
4. GHYSELS, Eric. Macroeconomics and the Reality of Mixed Frequency Data. *Journal of Econometrics*. 2016, č. 193 (2), p. 294-314. ISSN 03044076.
5. MOUNTFORD, Andrew a Harald UHLIG. What Are the Effects of Fiscal Policy Shocks? *Journal of Applied Econometrics*. 2009, roč. 24, č. 6, p. 960-992. ISSN: 1099-1255.
6. PEERSMAN, Gert a Roland STRAUB. Technology Shocks and Robust Sign Restrictions in a Euro Area SVAR. *International Economic Review*. 2009, roč. 50, č. 3, p. 727-750. ISSN: 1468-2354.
7. RUBIO-RAMIREZ, Juan F., WAGGONER, Daniel F. a Tao ZHA. Structural Vector Autoregressions: Theory of Identification and Algorithms for Inference. *The Review of Economic Studies*. 2010, roč. 77, č. 2, p. 665-696. ISSN 0034-6527.
8. STOCK, James H. a Mark W. WATSON. Factor Models and Structural Vector Autoregressions in Macroeconomics. In: *Handbook of Macroeconomics*. Volume 2. John B. Taylor and H. Uhlig (eds.). North Holland: Elsevier, 2016. 2693 p. ISBN: 9780444594662.
9. UHLIG, Harald. What are the Effects of Monetary Policy on Output? Results from an Agnostic Identification Procedure. *Journal of Monetary Economics*. 2005, roč. 52, č. 2, p. 381-419. ISSN: 0304-3932.



Očakávaný makroekonomický vývoj SR

Spomaľovanie globálnej ekonomiky a najmä našich obchodných partnerov by malo mierne stlmiť hospodársky rast na Slovensku. Pozitívny ponukový šok rozšírených výrobných kapacít by však mal udržať rast ekonomiky na úrovni približne 4 % v rokoch 2019 a 2020. Po jeho odznení by malo dôjsť k spomaleniu na 3 % v roku 2021. Zamestnanosť by mala naďalej rásť, čo povedie k ďalšiemu poklesu miery nezamestnanosti na historické minimum. Napätie na trhu práce by malo pretrvať a stimulovať tak dynamický rast miezd. Inflácia sa ustálí približne na úrovni 2,6 % v celom horizonte predikcie, k čomu by mali prispievať tak dopytové, ako aj nákladové faktory.

1 Predikcia je založená na údajoch dostupných k 8. januáru 2019.

AKTUALIZÁCIA DECEMBROVEJ STREDNODOBEJ PREDIKCIE

Aktualizácia decembrovej predikcie¹ vychádza zo spresnených údajov o štruktúre rastu ekonomiky v 3. štvrtroku 2018. Súčasne boli zapracované aktuálne mesačné ukazovatele z posledného štvrtroka 2018, ako aj slabší vývoj predstihových indikátorov a očakávaní naznačujúcich postupné ochladzovanie globálnej ekonomiky.

V rámci technických predpokladov nastali výraznejšie zmeny najmä pri cene ropy, ktorá koncom roka 2018 výrazne poklesla. Súčasne sa prehodnotil rast zahraničného dopytu k nižšej úrovni v krátkodobom horizonte.

Predstihové indikátory, ako aj predikcie medzinárodných inštitúcií naznačujú zhoršený výhľad globálnej ekonomiky. Dostupné informácie o vývoji priemyselnej produkcie v Nemecku nepotvrdzujú očakávané zrýchlenie tempa výroby v automobilovom priemysle vo 4. štvrtroku 2018 po výpadkoch vplyvom nových testovanií emi-

sií. Po zohľadnení týchto faktorov bol rast dopytu po slovenskom exporte v roku 2019 znížený o 0,3 percentuálneho bodu na 3,9 % a v roku 2020 o 0,1 percentuálneho bodu na 4,2 %. V roku 2021 zostal predpoklad o raste zahraničného dopytu nezmenený (3,9 %).

Vplyvom uvedeného zhoršenia zahraničného dopytu a aktuálne slabšej investičnej aktivity sa celkový výhľad rastu ekonomiky SR v aktualizácii decembrovej strednodobej predikcie zmiernil. Naďalej sa predpokladá významný príspevok exportu v rokoch 2019 a 2020 vplyvom začiatku produkcie nových výrobných kapacít v automobilovom priemysle. V týchto rokoch by sa mal udržať relatívne dynamický rast na úrovni približne 4 %. V roku 2021 sa v dôsledku odznenia týchto impulzov očakáva spomalenie k úrovni 3 %.

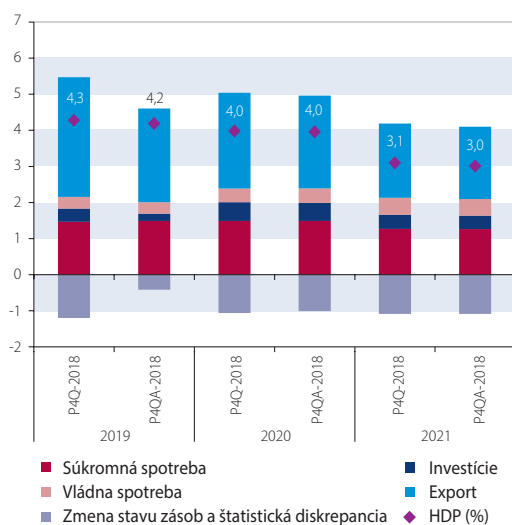
V rámci štruktúry HDP došlo na základe aktuálneho vývoja k prehodnoteniu vývoja jednotlivých komponentov. Nižší zahraničný dopyt po slovenských výrobkoch spolu s poklesom exportnej výkonnosti v celom spektre odvetví za 3. štvrtrok sa premietli do prehodnotenia rastu vývozov v krátkodobom horizonte. Rast exportu by tak mal byť v roku 2019 pomalší ako v predchádzajúcej predikcii.

Prekvapením z detailnej štruktúry rastu HDP bol vývoj investičného dopytu. Ten poklesol výraznejšie, ako sa čakalo. Čiastočne to bolo kompenzované rastom nedokončenej výroby v rámci tvorby zásob. Aktuálny slabší investičný dopyt sa prejavil v zhoršení odhadu celkových investícií v roku 2018 a čiastočne aj v roku 2019. Celkovo nižšia úroveň investícií sa prejaví v zmiernení ich príspevku k rastu ekonomiky v horizonte predikcie.

Spotrebiteľský dopyt bol mierne silnejší v 3. štvrtroku v porovnaní s predpokladmi z decembrovej predikcie. Aktuálne mesačné indikátory naznačujú pokračovanie tohto trendu. To spolu s rastom reálnych príjmov v dôsledku nižšej inflácie spôsobilo mierne vyšší rast súkromnej spotreby v krátkodobom horizonte. V ďalšom období by mala súkromná spotreba akcelerovať v súlade so zvyšujúcimi sa príjmami.

Predikcia základných ukazovateľov trhu práce sa v druhej polovici roka naplňuje. Postupné spomaľovanie rastu zamestnanosti potvrdili štvrtroč-

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.



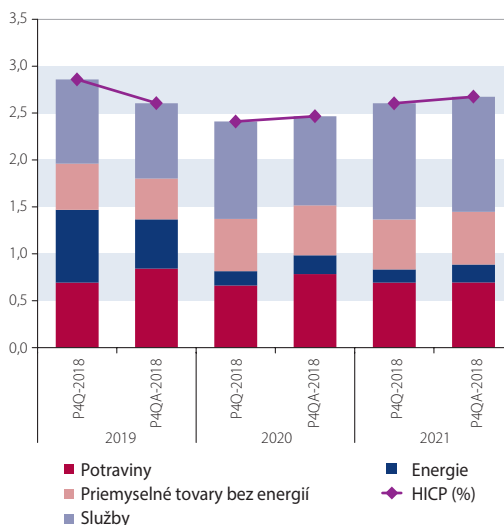
né aj mesačné údaje. Výhľad zamestnanosti preto nebolo potrebné revidovať a naďalej sa očakáva postupné zmierňovanie jej dynamík v strednodobom horizonte. Rovnako aj mzdový vývoj sa vyvíjal v súlade s predpokladmi.

Najvýraznejšie zmeny v porovnaní s predchádzajúcou predikciou sa týkali cenového vývoja. Významným faktorom bol pád cien ropy, ktorý sa prejavil v znížení dynamiky cien pohonných látok koncom roku 2018. Pomalší rast cien sa zaznamenal aj pri nespracovaných potravinách. Vplyvom aktuálneho vývoja tak došlo k prehodnoteniu inflácie smerom nadol v roku 2019. Zároveň boli zakomponované dve administratívne opatrenia, protichodne pôsobiace na cenový vývoj. Takzvané „obedy zdarma“ spôsobia nižší rast cien služieb (s kumulatívnym efektom do celkovej inflácie -0,26 percentuálneho bodu).² Odvod obchodných reťazcov by sa mohol postupne od 2. štvrťroka 2019 premietat do cien potravín s celkovým príspevkom 0,22 percentuálneho bodu k vývoju spotrebiteľských cien. V strednodobom horizonte by ceny energií mali mierne zrýchľovať cenový vývoj v porovnaní s decembrovou predikciou. Inflácia by tak mala dosahovať približne 2,6 % v celom horizonte prognózy.

Deficit verejných financií v roku 2018 podľa fiškálnych predpokladov predikcie zostáva nezmenený na úrovni 0,7 % HDP, pričom v ďalších rokoch dochádza k miernemu zhoršeniu o 0,1 percentuálneho bodu na 0,6 % HDP v rokoch 2019 a 2020 a na 0,3 % HDP v roku 2021. Súvisí to s vyššími platbami za zdravotnú starostlivosť v dôsledku pozastavenia revízie cien liekov, s dynamickejším vývojom kompenzácií a platieb za tovary a služby a s vyššími vlastnými investíciami. Odhad verejného dlhu na rok 2018 zostáva bez zmeny, od roku 2019 však dochádza k miernej revízii nahor vplyvom premietnutia vyšších deficitov a nižšieho nominálneho HDP. Predpoklad postupného poklesu dlhu však zostáva zachovaný, pričom by mal dosiahnuť úroveň 44,8 % HDP v roku 2021.

V porovnaní s decembrovou strednodobou predikciou sa zvyšujú riziká v reálnej ekonomike. Aktuálne spomaľovanie globálnej ekonomiky spolu s politickou neistotou, brexitom³ a slabším nemeckým priemyslom predstavujú výrazné riziko pre rast slovenskej ekonomiky. Neistota, pokiaľ ide o budúce usporiadanie hospodárskych vzťahov

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



Zdroj: ŠÚ SR a NBS.

hovor medzi Spojeným kráľovstvom (UK) a Európskou úniou (EÚ) predstavuje zdroj významného rizika aktuálnej predikcie. V prípade, že nedôjde k odkladu odchodu UK z EÚ, sa s blížiacim sa termínom vystúpenia a stále pretrvávajúcim politickým zápasom o podobu dohody upravujúcej vzájomné vzťahy zvyšuje pravdepodobnosť tzv. tvrdého brexitu po 29. marci 2019. V takom prípade sa predpokladá, že UK rozviaže hospodárske vzťahy s EÚ na úroveň akejkoľvek inej krajiny sveta, ktorá je členom WTO. V porovnaní s aktuálnou predikciou NBS modelový prepočet naznačuje, že vystúpenie bez dohody by viedlo ku kumulatívne zníženiu úrovne HDP slovenskej ekonomiky o 0,7 až 1,1 % do roku 2023.

V inflácii sú riziká v strednodobom horizonte smerom k nižšiemu rastu v súlade s identifikovanými rizikami v reálnej ekonomike. Dopad tvrdého brexitu na infláciu v SR by nemal byť výrazný, keďže proinflačný efekt colných opatrení by mal byť podľa modelového prepočtu do veľkej miery kompenzovaný depreciáciou britskej libry, ako aj zníženým spotrebiteľským dopytom.

Odbor ekonomických a menových analýz NBS

- 2 Od januára 2019 sa uvažuje s efektom v materských školách a od septembra 2019 sa toto opatrenie rozšíri aj na základné školy.
- 3 Detailnejšie informácie k predpokladom a k modelovému prepočtu možno nájsť v boxe v aktualizácii decembrovej strednodobej predikcie.



THE INTERNATIONAL CONFERENCE "10 YEARS OF THE EURO IN SLOVAKIA"

This article looks back at the contributions of participants at an international conference hosted by Národná banka Slovenska in Bratislava on 11 January 2019. Entitled "10 years of the Euro in Slovakia", the conference focused on Slovakia's experience with the euro after ten years of euro area membership and on the future direction of the euro area. It was divided into two discussion panels. The first panel addressed macroeconomic aspects of euro area membership and began with a keynote speech by Yves Mersch, a member of the ECB's Executive Board. The other panellists included Elena Kohútiková (VÚB Bank, Slovakia), Joaquín Almunia (Centre for European Policy Studies), Biswajit Banerjee (Slovak Finance Ministry), Ewald Nowotny (Oesterreichische Nationalbank), Ľudovít Ódor (NBS), and Athanasios Orphanides (Massachusetts Institute of Technology). The second panel discussion was devoted to the euro's impact on different sectors of the Slovak economy. The keynote speech was given by Slovak Finance Minister Peter Kažimír, who was joined on the panel by Ivan Šramko (Council for Budget Responsibility), Igor Barát (former government plenipotentiary for the introduction of the euro in Slovakia), Júlia Čillíková (NBS), Peter Mihók (Slovak Chamber of Commerce and Industry), and Regina Ovesny-Straka (Volksbank Steiermark). (p. 2)

SPEECH OF YVES MERSCH, ECB EXECUTIVE BOARD MEMBER, AT THE INTERNATIONAL CONFERENCE "10 YEARS OF THE EURO IN SLOVAKIA"

In his speech to the conference, Mr Mersch noted that the tenth anniversary of the euro in Slovakia was a double anniversary as it coincided with twenty years of the euro. According to him, "EU accession and the adoption of the euro can create considerable opportunities – opportunities that can be seized or wasted". Slovakia, he said, "is a positive example of a country that has seized the opportunities of European integration through fundamental institutional reforms" and "has achieved an impressive real convergence of living standards towards the EU average". He pointed out, however, that "continued efforts in the pursuit of institutional quality and good governance are needed [...] in order to reap lasting benefits from Monetary Union", adding that "it cannot be taken for granted that Slovakia's growth model will continue to deliver strong growth". Regarding the importance of maintaining the reform effort, he recommended in particular "further improving the business environment and judicial system" and developing "new strategies focused on domestic innovation". (p. 6)

TEN YEARS OF EURO CASH IN CIRCULATION IN SLOVAKIA

Milada Vlnková, Dušan Rojek, Národná banka Slovenska

On 1 January 2019 Slovakia marked the 10th anniversary of its adoption of the euro currency. This article begins by describing the euro adoption process, from the preparatory work, through the frontloading of the new currency and withdrawal of the Slovak koruna from circulation, to the current situation. According to the results of a recent Eurobarometer survey (linked to in the article), a large majority of Slovaks consider their country's adoption of the euro to have been "a good thing". The article goes on to provide an overview of the commemorative and collector coins that Slovakia issued during the first ten years of its euro area membership, as well as information about the recovery of euro counterfeits in that period. Given the volume of euro cash in circulation, the chances of receiving a counterfeit banknote or coin are relatively small. In its penultimate section, the article provides a selection of conclusions from ECB studies on the use of euro cash in the euro area, and in the final section it reflects briefly on the future of cash in society. (p. 8)

ESSAYS ON MONETARY POLICY TRANSMISSION

Marek Rusnák, Institute of Economic Studies, Charles University, Prague

This article provides a non-technical summary of five papers that comprise the author's dissertation. The papers empirically investigate topics such as monetary policy effects on prices, habit formation in consumption, nowcasting the economy, and real-time data properties of macro aggregates, which all can be linked to the monetary policy transmission mechanism and therefore could be of great interest to central bankers. The first three papers use meta-analysis as a main tool to systematically analyse empirical literature on the effects of the monetary policy transmission mechanism. The final two papers tackle real-time data properties and the ability to forecast the current state of the economy in real time. (p. 16)

THE EFFECT OF FISCAL RULES ON FISCAL POLICY

Martin Kameník, Technical University of Košice

Fiscal rules play an important role in supporting fiscal sustainability, responsibility and credibility. Furthermore, by their impact on fiscal aggregates, these rules may significantly affect the cyclical stance of fiscal policy. This article analyses the relationship between, on the one hand, the cyclical behaviour of government consumption and investment expenditure, and, on the other hand, fiscal rules and fiscal space. The analysis is based on a dynamic panel model estimated using a GMM technique on data for EU28 countries, with the fiscal rule index interacting with GDP growth. The result shows that the countercyclicality of government consumption and investment increases with improvement in the quality of fiscal rules as represented by the fiscal rule index. It is also found that fiscal rules are effective in reducing the procyclicality of government consumption when fiscal space is limited. (p. 21)

LEADING INDICATOR MODELS FOR SLOVAKIA – APPLYING EMPIRICAL AND THEORETICAL APPROACHES

Miroslav Klúčik, Faculty of Economics, Technical University of Ostrava

For forecasting Slovakia's real gross domestic product, several econometric models using business cycle leading indicators have been proposed. To interpret economic developments, the author estimates a structural vector-autoregression (SVAR) model that is embedded with leading indicators and allows identification of demand and supply shocks. The forecasting ability of the SVAR model is compared with econometric models in the context of how the business cycle is understood, including a vector-autoregression model and dynamic factor model. Compared with alternative models, the SVAR model produces the least biased and most accurate forecasts. According to the SVAR model results for the years from 2002 to 2016 in Slovakia, supply shocks are the principal cause of fluctuations in aggregate economic activity, while persistent demand shocks play a minor role. (p. 25)

MACROECONOMIC PROJECTIONS FOR SLOVAKIA

Economic and Monetary Analyses Department, Národná banka Slovenska

Partly via its impact on Slovakia's trading partners, the global economic slowdown is expected to have a moderately dampening effect on Slovak economic growth. The positive supply shock of production capacity expansion is expected to keep annual GDP growth at around 4% in 2019 and 2020. As the impact of this shock fades, GDP growth is projected to fall to 3% in 2021. Employment is expected to continue rising, and consequently the unemployment rate should fall to historically low levels. The labour market is expected to tighten further and put upward pressure on wage growth. The annual inflation rate is envisaged to remain at around 2.6% throughout the projection period, reflecting both demand-pull and cost-push pressures. (p. 30)

