
METODOLOGICKÁ PŘÍLOHA ANALÝZ SLADĚNOSTI

ÚVOD

Tato metodologická příloha doplňuje hlavní text Analýz stupně ekonomické sladění České republiky s eurozónou (dále jen Analýzy sladění) a obsahuje jejich teoretická východiska (část A), motivaci jednotlivých analýz a jejich technický popis (část B) a použitou literaturu (část C).

Tato příloha je umístěna jako samostatný dokument na internetových stránkách ČNB na adrese http://www.cnb.cz/cs/menova_politika/strategicke_dokumenty/pristoupeni_emu.html. Příloha bude aktualizována pouze dle potřeby, tedy nikoli nutně každoročně.

A TEORETICKÁ VÝCHODISKA

Základním teoretickým východiskem pro vyhodnocení, zda jsou země dobrými kandidáty pro zavedení společné měny, je teorie optimálních měnových zón.¹ V souvislosti se vznikem jednotné evropské měny jsou poznatky této teorie často používány k vyhodnocení vhodnosti přijetí eura stávajícími zeměmi eurozóny a racionality stejného kroku pro nové členské země Evropské unie.² Faktory, které přispívají k výhodám společné měny oproti volnému nominálnímu měnovému kurzu, pak tvoří soubor tzv. charakteristik optimální měnové zóny.

Na základních přínosech a nákladech přijetí společné měny se ekonomové shodují, význam jednotlivých argumentů se však může měnit v čase nebo podle charakteristik příslušných ekonomik. Mezi přínosy patří pokles nákladů mezinárodního obchodu, zejména eliminace kurzového rizika a nákladů na jeho zajištění, snížení transakčních nákladů a snadnější srovnatelnost cen. Náklady pramení jednorázově z vlastní změny zákonného platidla, dlouhodobě pak z rizika vyššího kolísání ekonomické aktivity a spotřeby v důsledku ztráty samostatné měnové politiky a ze snížení akceschopnosti domácí makroekonomické politiky.

Klíčové charakteristiky určující vhodnost účasti země v měnové zóně jsou podobnost transmisních mechanismů a vysoká míra ekonomického propojení. Podobnost transmisních mechanismů zajišťuje, že společná měnová politika nepovede k rozdílným makroekonomickým dopadům v různých částech měnové unie. Vysoká míra ekonomické integrace zvyšuje přínosy společné měny z důvodu eliminace obchodních a investičních bariér. Nejnovější empirické studie skutečně potvrzují pozitivní přínos zavedení jednotné měny pro mezinárodní obchod.³

Sladěnost hospodářských cyklů a podobnost šoků snižuje náklady na vzdání se některých přizpůsobovacích mechanismů po vstupu do měnové unie. Sladěné hospodářské i finanční cykly totiž vedou k tomu, že společná měnová politika je adekvátní pro všechny členy měnové unie. Vzájemný obchod a strukturální podobnost ekonomické cykly sladuje, zatímco rozdíly v regulaci trhu práce a rozdíly ve fiskálních a strukturálních politikách jejich sladění snižují.⁴ Pro zvýšení sladění hospodářských cyklů v eurozóně je proto důležité, aby docházelo k dalšímu prohloubení koordinace strukturálních politik mezi jednotlivými zeměmi.⁵

Náklady na vstup do měnové unie závisejí také na schopnosti ekonomiky využít ostatních přizpůsobovacích mechanismů. Mezi tyto mechanismy patří pružnost trhu práce i trhu produktů nebo proticyklicky působící fiskální politika. Flexibilní trh práce a mobilní pracovní síla mohou alespoň částečně kompenzovat přetrvávající asymetrické šoky v rámci měnové unie. Ztráta samostatné měnové politiky pak může být do jisté míry kompenzována možností použít fiskální politiku. Proticyklické působení fiskální politiky je ovšem kriticky závislé na kondici veřejných financí, tj. na tom, zda má fiskální politika k dispozici potřebný manévrovací prostor.⁶

Pro přistupující země mohou být podstatné i přechodné dopady přijetí eura. Mezi tyto dopady patří například pokles rizikové prémie, uvolnění úvěrových podmínek či vývoj produktivity v sektorech

¹ Za základní články této teorie jsou považovány práce Mundell (1961), McKinnon (1963) a Kenen (1969). Novější přehled vývoje literatury lze najít např. v knize De Grauwe (2013).

² Rozhodnutí zavést společnou měnu je mimo ekonomické argumenty motivováno také politickou a společenskou poptávkou, jak rozebírá např. Eichengreen (2008) a Spolaore (2013).

³ Původní literatura byla, co se týče efektů společné měny na obchod, poměrně optimistická, např. Rose (2000) našel efekty v řádu stovek procent. Pozdější studie – např. Baldwin (2006) – jsou ale mnohem skeptičtější a Havránek (2010) v přehledové studii dokonce shledává, že efekt zavedení eura na obchodní výměnu mezi zeměmi eurozóny není statisticky významný a je s vysokou pravděpodobností menší než 5 %. Nejnovější studie se naopak vrací k pozitivním, avšak o něco nižším odhadům, viz např. Glick and Rose (2016) a Rose (2016). Bergin a Lin (2012) navíc přinášejí evidenci pro to, že efekty společné měny na obchod se mohou projevit již před přijetím této měny, a pokud tento efekt není zohledněn v empirických studiích, je vliv společné měny na mezinárodní obchod podhodnocen.

⁴ Duran a Ferreira-Lopes (2015), Inklaar a kol. (2008).

⁵ Lukmanova a Tondl (2017).

⁶ Romer a Romer (2018), Babecká Kucharčuková a Brůha (2017).

obchodovatelných a neobchodovatelných statků.⁷ Pro konvergující země může být dalším nákladem i přetrvání inflačního diferenciálu,⁸ který se může odrazit v poklesu reálných sazeb a mít tak dočasný destabilizující dopad na ekonomiku skrze makrofinanční vazby.⁹

Obecné principy jsou potvrzeny analýzami založenými na strukturálních makroekonomických modelech.¹⁰ Z modelových analýz plyne, že náklady se zvyšují s významem domácích poptávkových (zejména fiskálních) šoků a snižují se s rostoucí mírou obchodní integrace. Například v simulaci nákladů přijetí společné měny ve středoevropských zemích dochází DSGE model k závěru, že pro Českou republiku a Polsko jsou náklady ztráty samostatné měnové politiky oproti Maďarsku relativně vysoké z důvodu velkého významu domácích poptávkových šoků, např. šoků do vládní spotřeby.¹¹

Atraktivnost vstupu do měnové unie souvisí i s efektivním fungováním jejích institucí.¹² Studie poukazují na to, že v případě eurozóny byla v průběhu krize hlavním problémem slabá politická integrace.¹³ Fiskální pravidla, která by v předkrizovém období mohla pomoci vytvořit dostatečný fiskální prostor, mohou být účinná pouze tehdy, pokud existuje instituce, která by je vynucovala (řešením však nemusí nutně být úplná fiskální unie).¹⁴ Na druhou stranu jiné studie argumentují, že eurozóna může být funkční a prospěšná pro všechny členy i bez fiskální unie, ale pouze tehdy, pokud budou zavedeny záchranné mechanismy v rámci bankovní unie.¹⁵ Nejistota ohledně budoucího fungování institucí eurozóny nicméně představuje důvod pro to, aby nové členské státy vstup do měnové unie řádně zvažovaly a počkaly alespoň do doby, než se pravidla fungování institucí eurozóny vyjasní.¹⁶

⁷ Ahrend a kol. (2008) nebo Lin a Treichel (2012) upozorňují, že důsledkem nadměrného snížení dlouhodobých úrokových sazeb po přijetí společné měny v některých ekonomikách (ve srovnání s tím, co by implikovalo Taylorovo pravidlo při nezávislé měnové politice) byl vznik bublin na trzích aktiv, především na trzích s nemovitostmi. Nebezpečím pro makroekonomickou stabilitu může být též nadhodnocení reálného kurzu, což pro Řecko, Irsko a Portugalsko nacházejí El-Shagi a kol. (2016).

⁸ Brůha a Podpiera (2007).

⁹ Příklady pro jednotlivé země lze najít v následující literatuře: Martin (2010); Hampl a Škořepa (2011); Lin a Treichel (2012).

¹⁰ Například Ferreira-Lopes (2010) zkoumá náklady přijetí eura pro Švédsko a Spojené království a dochází k závěru, že pro tyto země by náklady přijetí společné měny převážily nad přínosy.

¹¹ Ferreira-Lopes (2014).

¹² Například De Grauwe (2010a, b).

¹³ Razin a Rosefielde (2012).

¹⁴ Wyplosz (2015).

¹⁵ Mongelli (2013). Podobně studie autorů Neri a Ropele (2015) ukazuje, že měnová politika ECB pomohla zmírnit dopady dluhové krize i bez fiskální koordinace.

¹⁶ Podpiera et al. (2015).

B MOTIVACE JEDNOTLIVÝCH ANALÝZ A TECHNICKÝ POPIS POUŽITÝCH METOD

Na základě teoretických úvah obsažených v předchozí části byly provedeny konkrétní analýzy, které tvoří jádro Analýz sladění. Vzhledem k tomu, že základním teoretickým východiskem je teorie optimálních měnových zón, analýzy se zaměřují na vyhodnocení symetričnosti a sladění základních ekonomických ukazatelů, na fungování přizpůsobovacích mechanismů a na institucionální uspořádání eurozóny.

U jednotlivých analýz je představen zdroj dat použitý pro výpočty jednotlivých ukazatelů a tam, kde jsou použity sofistikovanější metody (tj. metody jdoucí nad rámec prostého grafického srovnání nebo jednoduchých výběrových statistik, jakými jsou průměry, směrodatné odchylky nebo korelace), jsou tyto metody podrobněji představeny.

Ekonomická sladění zemí eurozóny

Pro vyhodnocení atraktivity vstupu do eurozóny je klíčové zhodnotit, zda je ekonomický vývoj v jednotlivých zemích eurozóny dostatečně sladěn. Případná nesladěnost samotné eurozóny snižuje atraktivitu vstupu do ní, neboť její nesladěnost se může odrážet ve vnitřních i vnějších nerovnováhách a také může zvyšovat politické riziko dezintegrace.

K analýze ekonomické sladění zemí eurozóny byly použity jednoduché popisné statistiky – průměr, směrodatná odchylka a medián – základních makroekonomických veličin (např. růstu reálného HDP, míry nezaměstnanosti a inflace či dlouhodobých úrokových sazeb). Jednotlivé popisné statistiky byly spočítány napříč zeměmi, tj. bez vážení velikostí ekonomiky nebo počtem obyvatel dané země. Kromě nevážených hodnot je v grafech znázorněna také hodnota sledované veličiny pro eurozónu jako celek.

Zdrojem dat jsou Eurostat, ECB a výpočty ČNB.

Reálná ekonomická konvergence

Neukončený proces reálné konvergence před vstupem do měnové unie představuje významný makroekonomický náklad. Je tomu tak proto, že pokračující konvergence ve výstupu a v produktivitě je spjata s konvergencí cenových hladin, která se v případě přijetí jednotné měny projeví v inflačním diferenciálu (naopak ekonomika s vlastní měnou může konvergovat prostřednictvím trendového posilování nominálního měnového kurzu). V důsledku vyšší inflace by se inflační diferenciál promítl do nižších reálných úrokových sazeb, což by vedlo k potenciálně nepříznivým dopadům na makrofinanční, potažmo na celkovou makroekonomickou stabilitu. Tyto důvody motivují ke sledování konvergence HDP, produktivity, cenových hladin i trendového posilování reálného kurzu, a v neposlední řadě také relativních mezd, které zrcadlí jak rozdíly v produktivitě, tak v cenové hladině.

Srovnání HDP na hlavu v paritě kupní síly (PPS – Purchasing Power Standard) a průměrné cenové hladiny HDP je provedeno na základě dat Eurostatu. Údaje o mzdové úrovni pocházejí z databáze Evropské komise AMECO (ukazatel „Nominal compensation per employee: total economy“), a to v eurech i v PPS. Reálný kurz je počítán vůči euru na bázi harmonizovaného indexu spotřebitelských cen. Průměrné roční tempo reálného zhodnocování je získáno jako geometrický průměr změny kurzu za posledních deset let.

Výhled budoucího reálného zhodnocování kurzu na následujících pět let vychází ze dvou alternativních odhadů modelů panelových dat, které dávají do souvislosti cenovou hladinu konečné spotřeby

domácností a HDP na hlavu v paritě kupní síly pro 36 evropských zemí od roku 1995 až do posledního dostupného pozorování.¹⁷

Model I byl odhadnut dvoustupňovou panelovou metodou nejmenších čtverců bez fixních či náhodných efektů ve tvaru:

$$P_{C,it} = 22,75 + 0,79 HDP_{PPS,it} + 0,93 AR(1)_{it},$$

kde $P_{C,it}$ je cenová hladina konečné spotřeby domácností země i v roce t , $HDP_{PPS,it}$ je její hrubý domácí produkt na hlavu v paritě kupní síly (v obou případech $EA=100$) a $AR(1)_{it}$ je autoregresní člen prvního stupně.

Model II byl odhadnut stejnou metodou, ovšem s použitím průřezových fixních efektů, které umožňují zohlednit rozdíly cenové hladiny dané dalšími strukturálními, avšak v modelu přímo nespecifikovanými, vlastnostmi jednotlivých zemí. Tento odhad má tvar:

$$P_{C,it} = 63,95 + FE_i + 0,28 HDP_{PPS,it} + 0,72 AR(1)_{it},$$

kde FE_i je fixní efekt země, ostatní symboly jsou stejné jako v předchozí rovnici.

Simulace budoucího rovnovážného tempa vývoje reálného měnového kurzu pro jednotlivé země berou jako výchozí bod odhad jejich HDP a cenové hladiny pro aktuálně probíhající rok. Ty jsou založeny na prognózách Evropské komise a Eurostatu pro růst reálného HDP, inflaci a případně i nominální kurz jejich národní měny vůči euru v tomto roce. Dále počítají s konvergencí HDP k úrovni EA o rychlosti 2,5 % ročně. V případě Modelu II simulace zároveň zohledňují statisticky významný pozitivní vztah mezi fixními efekty jednotlivých zemí a jejich HDP na hlavu v paritě kupní síly. U konvergujících ekonomik je tedy předpokládáno, že i jejich další, blíže nespecifikované, charakteristiky se budou spolu s konvergencí v úrovni HDP přibližovat k vyspělým zemím eurozóny.¹⁸

Reálné úrokové sazby jsou odvozeny z tříměsíčních úrokových sazeb peněžního trhu. Průměrná roční úroveň nominálních úrokových sazeb je deflována roční mírou inflace v dané zemi na bázi harmonizovaného indexu spotřebitelských cen. Odhad reálných „rovnovážných“ sazeb do budoucna vychází z předpokladu úplné eliminace rizikové premie na peněžním trhu po přijetí eura a rovnovážné tříměsíční reálné sazby v eurozóně ve výši 0,5 %, ¹⁹ od níž je odečteno rozpětí odhadů budoucího rovnovážného reálného zhodnocování měnového kurzu pro každou zemi (viz výše), resp. jemu odpovídající očekávaný inflační diferenciál vůči průměru eurozóny.

Sladěnost cyklického vývoje ekonomické aktivity

Nejenom dlouhodobá konvergence úrovně ekonomické aktivity, ale také dostatečná sladěnost hospodářských cyklů je důležitým faktorem pro to, aby jednotná měnová politika byla pro ekonomiku přistupující země optimální. Sladěnost cyklického vývoje lze měřit korelací ekonomické aktivity.

Vzájemný vztah mezi mírami ekonomické aktivity jednotlivých zemí a eurozónou je posuzován pomocí párových korelačních koeficientů aplikovaných na časové řady reálného HDP a ukazatele průmyslové produkce (IPP) a vývozu, přičemž jsou do úvahy brány různé hodnoty zpoždění časových řad jednotlivých zemí proti časové radě eurozóny. Pro identifikaci vlivu nástupu ekonomické krize na velikost korelačního koeficientu jsou uvedeny jednak korelační koeficienty počítané pro celé sledované období posledních deseti let, jednak pro stejné období s vynecháním čtvrtletí 2008Q4 a 2009Q1 a (2008M10–2009M3 pro IPP).

¹⁷ Viz Čihák a Holub (2003, 2005).

¹⁸ Přičemž přiblížení HDP na hlavu v paritě kupní síly o 1 p. b. bude zvyšovat odhadnutý fixní efekt země o 0,50 p. b. (tj. v případě méně rozvinutých zemí bude zmírňovat jejich záporný fixní efekt). Celkový dopad konvergence v HDP na hlavu o 1 p. b. pak činí 0,78 (0,28 + 0,5) p. b., tedy podobně jako v Modelu I.

¹⁹ Tento předpoklad byl oproti minulým vydáním Analýz sladěnosti před rokem 2018 (i proti předpokladům prognóz ČNB) snížen o 1 p. b. kvůli množící se empirické evidenci o znatelném poklesu rovnovážné reálné úrokové míry v eurozóně.

Průběžnou změnou intervalu dat, na kterém se jednoduché korelace počítají, se získá klouzavá korelace. Pro dané čtvrtletí je odpovídající interval stanoven jako minulých 20 pozorování (5 let). Klouzavá korelace má napomoci k odhalení trendů ve vývoji sladění.

V případě zkoumání sladění cyklického chování mezi vybranými ekonomikami pro účely hodnocení dopadů hospodářské politiky je vhodné sledovat korelaci pouze v rámci určitých cyklů, přičemž pro měnovou politiku jsou obvykle uvažovány cykly délky od jednoho a půl roku do osmi let. Cyklickou korelaci umožňuje měřit tzv. frekvenčně specifická,²⁰ která je funkcí délky uvažovaného cyklu a obdobně jako jednoduchá statistická korelace nabývá hodnot z intervalu $[-1,1]$. Vysoké hodnoty korelace na frekvencích odpovídajících hospodářským cyklům ukazují na sladění cyklického vývoje, byť se zkoumané časové řady mohou lišit ve své vysokofrekvenční nebo trendové složce. Celková korelace je pak váženým průměrem dílčích korelací napříč celým sledovaným spektrem.

V analýze jsou použity čtvrtletní časové řady reálného HDP ve stálých cenách roku 2010 vyjádřeného v národních měnách a sezonně očištěné, měsíční časové řady indexu průmyslové produkce očištěného o počet pracovních dnů i sezonnost a čtvrtletní časové řady vývozu do eurozóny vyjádřeného v národní měně. Časové řady do výpočtu vstupují v mezičtvrtletních, resp. meziměsíčních, diferencích přirozených logaritmů.

Zdrojem dat o HDP, IPP a vývozech je Eurostat. Údaje o vývozech do eurozóny jsou v databázi IMF k dispozici pouze v eurech, proto byly propočteny do národních měn pomocí průměrných čtvrtletních kurzů dle Eurostatu.

Strukturální podobnost ekonomik

S rostoucí podobností struktury hospodářské aktivity přistupující ekonomiky a měnové unie klesá riziko výskytu asymetrických šoků, na které by nemusela jednotná měnová politika v nutném rozsahu reagovat.

Strukturální podobnost ekonomik je měřena pomocí Landesmanna strukturálního koeficientu. Výpočet koeficientu vychází z porovnání podílů jednotlivých odvětví, například průmyslu nebo stavebnictví, na celkové přidané hodnotě ve srovnávané zemi vůči referenční zemi (tedy eurozóně). Rozdíl v podílech je vážen podílem dotyčného odvětví na celku. Vážené podíly jsou poté sečteny. Formálně lze výpočet koeficientu zapsat následovně:

$$SL = \sum_{i=1}^n \sqrt{(sh_A^i - sh_B^i)^2 \cdot \left(\frac{sh_A^i}{100}\right)}$$

kde sh_A^i je procentuální podíl i -tého odvětví na přidané hodnotě jako celku ve srovnávané zemi a sh_B^i je procentuální podíl i -tého odvětví na přidané hodnotě jako celku v eurozóně.²¹ Koeficient je normován na tvar $SL/100$, čímž nabývá hodnoty z intervalu $[0,1]$, přičemž platí, že čím je hodnota koeficientu blíže k nule, tím je struktura ekonomik podobnější.

Zdrojem dat přidané hodnoty je Eurostat (hrubá přidaná hodnota v roční frekvenci).

Propojení ekonomik s eurozónou

Silné obchodní a vlastnické propojení s eurozónou zvyšuje potenciální přínos plynoucí z eliminace kurzového rizika a úsporu transakčních nákladů při zavedení eura. Silný vnitroodvětvový obchod podporuje sbližování cyklického vývoje skrze přenos ekonomických šoků a zvyšuje symetričnost hospodářských cyklů. Také zahraniční investice mohou zvyšovat sladění ekonomického vývoje a

²⁰ Croux, Forni a Reichlin (2001).

²¹ Konstrukce koeficientu je podrobně popsána v Landesmann (1995) a Flek a kol. (2001).

dále díky přenosu technologií mají významný pozitivní vliv na produktivitu domácích firem, a tedy podporují konvergenční proces.

Pro analýzu vnitroodvětvového obchodu byl použit Grubelův-Lloydův index (GL):

$$GL_t = 1 - \frac{\sum_i |X_t^i - M_t^i|}{\sum_i (X_t^i + M_t^i)}.$$

GL_t udává poměr absolutní hodnoty čistého vnitroodvětvového obchodu k obratu zahraničního obchodu. X_t^i a M_t^i označují vývoz a dovoz i -té komodity dané sledované země z/do eurozóny v čase t . Index nabývá hodnoty od 0 do 1. Hodnota 0 znamená, že dochází pouze k meziodvětvovému obchodu a ke specializaci na odlišné komodity. Hodnota 1 naopak indikuje, že veškerý obchod je vnitroodvětvový.²²

Hodnota GL indexu závisí mimo jiné na podrobnosti členění jednotlivých oborů. V členění podle jedno- nebo dvoumístné klasifikace SITC jde o poněkud hrubší rozdělení sektorů, které může do jedné kategorie spojit i obory, jejichž produkce spolu blízce nesouvisí,²³ a vede podle předpokladů k vyšší hodnotě ukazatele pro všechny země. I když kvalitativní vyznění analýzy je poměrně nezávislé na zvoleném stupni agregace, rozdíly mezi jednotlivými zeměmi jsou největší při použití pětímístného (nejdetailnějšího) členění.

Grubelův-Lloydův index je počítán na datech vývozu a dovozu do a z eurozóny ve sledovaných zemích. K výpočtu indexu je použito rozdělení zahraničního obchodu na základě pětímístné klasifikace SITC. Zdrojem dat je databáze Eurostatu COMEXT.

Zdroj dat pro přímé zahraniční investice ze zemí eurozóny a přímých investic do zemí eurozóny je Eurostat (s výjimkou Maďarska, kde je zdrojem dat národní centrální banka). Zdrojem dat o hrubém domácím produktu je rovněž Eurostat.

Sladěnost finančních cyklů

Měnová politika ovlivňuje při naplňování svých cílů celkové chování finančního sektoru. Pro přistoupení země ke společné měnové politice je proto důležitá sladěnost finančního cyklu přistupující země s finančním cyklem měnové unie. V případě jejich nesladěnosti by ekonomické náklady vyplývající ze ztráty národní měnové politiky či omezení pravomocí v oblasti makrobezpečnostní politiky mohly být vysoké.

Pro měření sladěnosti finančních cyklů byl zkonstruován kompozitní indikátor finančního cyklu. Ten měří pozici ve finančním cyklu na základě vývoje v sedmi dílčích segmentech finančního trhu charakterizujících poptávkové i nabídkové faktory a bere v úvahu míru jejich vzájemné synchronizace. Indikátor obsahuje časové řady 7 proměnných: úvěrového impulsu do sektoru domácností a nefinančních podniků,²⁴ meziročního růstu cen nemovitostí, úvěrového rozpětí mezi klientskou úrokovou sazbou z nových úvěrů pro sektor domácností a podniků a mezibankovní sazbou²⁵ a zahrnuje také indikátory spotřebitelské a podnikatelské důvěry. Časové řady byly nejdříve vyhlazeny centrovaným klouzavým průměrem s délkou okna 3 čtvrtletí. Následně byly jednotlivé proměnné transformovány na interval (0,1) pomocí odhadu empirické distribuční funkce²⁶ tak, aby vysoké hodnoty odpovídaly expanzivní fázi cyklu a nízké hodnoty jeho sedlu. Tato transformace byla provedena z důvodu vzájemné porovnatelnosti vstupních časových řad, které jsou měřeny v různých jednotkách. Hodnota indikátoru v čase t je definována jako

$$FCI_t = \bar{y}_t \times I_t$$

²² Viz Flek a kol. (2001).

²³ Tento problém se týká zejména skupiny 7 Stroje a dopravní zařízení.

²⁴ Úvěrový impuls je přírůstek stavu úvěrů v poměru k HDP, bližší popis lze nalézt např. v Biggs, Mayer a Thomas (2009).

²⁵ Obdrženou hodnotu je nutno ještě vynásobit číslem -1, aby nejnižší hodnota úrokového rozpětí odpovídala vrcholu finančního cyklu a naopak.

²⁶ Bližší viz např. Holló et al. (2012).

kde $\bar{y}_t$ je vážený průměr sedmi transformovaných časových řad $y_{i,t}$,

$$\bar{y}_t = \sum_{i=1}^7 w_i y_{i,t}$$

a l_t je největší charakteristické číslo kovarianční matice C_t , která měří míru vzájemné (lineární) závislosti mezi vstupními proměnnými vyjádřené v poměru k celkovému rozptylu (stopě matice C_t). Expertně nastavené váhy w_i zohledňují důležitost proměnné pro popis změn ve finančním cyklu. Nejvyšší váha je přiřazena úvěrovému impulsu v sektoru domácností, resp. nefinančních podniků a růstu cen nemovitostí (všem shodně 0,22). Váha úrokového rozpětí u domácností a podniků činí pro obě řady 0,12 a nejnižší váhu mají indikátory důvěry v obou sektorech (shodně 0,05).

Číslo l_t měří podíl variability dat, kterou lze vysvětlit pomocí první hlavní komponenty, a vypovídá o míře synchronizace mezi vstupními proměnnými. Čím vyšší hodnotu l_t nabývá, tím větší část chování proměnných lze vysvětlit působením jediného faktoru a signál ohledně posunu ekonomiky dále v cyklu se stává silnějším. Kovarianční matice C_t byla pro jednotlivá období rekurzivně odhadnuta pomocí metody EWMA s parametrem útlumu $\lambda = 0,95$.²⁷

$$C_t = \lambda C_{t-1} + (1 - \lambda)(y_t - 0,5)'(y_t - 0,5),$$

kde hodnota 0,5 představuje teoretickou střední hodnotu.²⁸ Takto získané výsledky jsou totožné s odhadem kovarianční matice s vahami, které směřem do minulosti exponenciálně klesají.

Korelace, resp. kovariance mezi indikátorem finančního cyklu pro Českou republiku a eurozónu byla odhadnuta obdobně jako v případě synchronizace jednotlivých proměnných. Jediným rozdílem bylo nahrazení teoretického průměru 0,5, který již nelze použít u veličin ovlivněných mírou synchronizace, skutečným výběrovým průměrem.

Zdrojem dat je ECB, Eurostat, BIS a národní centrální banky.

Konvergence úrokových sazeb

Sladěnost krátkodobých úrokových sazeb je odrazem působení podobných měnových podmínek, tedy vhodnosti přijetí společné měnové politiky. Pro hladší ekonomický vývoj po vstupu do eurozóny je pro vstupující země rovněž vhodné fundamentálně podložené sblížení dlouhodobých nominálních sazeb, které jsou primárně ovlivňovány způsobem provádění fiskální politiky. Pokud jsou totiž dlouhodobé sazby sladěné, pak není poskytnut prostor pro asymetrický šok spojený se skokovou eliminací rizikové premie při přijetí eura.

Zdrojem dat je databáze Thomson Datastream (tříměsíční sazby na mezibankovním trhu) a Eurostat (desetileté vládní dluhopisy).²⁹

Volatilita a sladěnost vývoje měnových kurzů

Mezi významné impulsy působící na otevřenou ekonomiku patří nefundamentální kurzové šoky. Nízkou volatilitu vzájemného kurzu dvou zemí lze při režimu plovoucího kurzu považovat za indikátor možnosti sdílet společnou měnu. Vysoká míra korelace kurzů dvou měn vůči třetí referenční měně je znakem menší intenzity asymetrických šoků pocházejících z nefundamentálních fluktuací měnového kurzu, a tedy vyšší schopnosti sdílet společnou měnu.

²⁷ Holló et al. (2012) pracují s parametrem $\lambda = 0,93$. V této analýze byla použita vyšší hodnota parametru λ příkládající nižší váhu poslednímu pozorování, a to z důvodu využití delších časových řad a posouzení dlouhodobější synchronizace.

²⁸ Viz Holló et al. (2012).

²⁹ Tyto řady jsou kompilované pro účely hodnocení maastrichtského konvergenčního kritéria dlouhodobých úrokových sazeb a jsou založeny na hrubém výnosu vládních bondů na sekundárním trhu se zbývajících splatností přibližně deset let.

Historická volatilita měnového kurzu je počítána jako výběrová směrodatná odchylka logaritmických denních výnosů kurzů za období šesti měsíců a je prezentována v anualizovaném vyjádření.

Implikovaná volatilita je odvozená z tržních cen opcí na základě daného oceňovacího modelu. Tato volatilita je přímo kotovaná v obchodovacím systému. Zdrojem dat je databáze Thomson Datastream.

Sladěnost vývoje měnových kurzů je měřena pomocí časově proměnlivé korelace kurzu národních měn a kurzu eura vůči referenční měně, jíž je americký dolar.³⁰ Korelační koeficient v čase t je založen na časově proměnlivé kovariační matici získané pomocí odhadu modelu GARCH³¹ a je spočítán podle následujícího vzorce:

$$\text{corr}_t = \frac{\text{cov}(X / \text{USD}, \text{EUR} / \text{USD})_t}{\sqrt{\text{var}(X / \text{USD})_t * \text{var}(\text{EUR} / \text{USD})_t}}, \text{ kde } X \text{ zastupuje národní měny.}$$

Uvedený přístup umožňuje vypočítat časově proměnlivý korelační koeficient, který poskytuje více informací než časově neměnný korelační koeficient kurzu národní měny k euru. Vyšší korelace znamenají podobný vývoj volatility (změny) měnových kurzů, což může být interpretováno jako synchronizace kurzových šoků ve zkoumaných zemích.

Analýza pokrývá období posledních deseti let. Použita byla data v denní frekvenci z databáze Thomson Datastream.

Sladěnost vývoje na finančních trzích

V souladu s definicí finanční integrace na bázi zákona jedné ceny lze pro její měření použity dvě metody: měření založená na cenových ukazatelích a měření založená na událostech. Čím více budou jednotlivé segmenty finančního trhu eurokandidátů integrovány s trhem eurozóny, tím budou ceny těchto aktiv ovlivňovány spíše společnými (globálními) faktory než lokálními (národními) faktory. Lze rovněž očekávat, že s rostoucí integrací budou jednotlivé segmenty finančního trhu méně pravděpodobným zdrojem asymetrických šoků.

Měření založená na cenových ukazatelích

Koncept sigma-konvergence se zaměřuje na disperzi výnosů stejných typů aktiv v různých zemích v určitém časovém okamžiku. Identifikuje tak stupeň integrace, jakého jednotlivé vybrané segmenty finančního trhu v tomto časovém okamžiku dosáhly vůči benchmarkové zemi. Parametr sigma (σ) blízký nule značí nízkou disperzi. Pro kvantifikaci sigma-konvergence je aplikován výpočet (průřezové) směrodatné odchylky dle vzorce:

$$\sigma_t = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N (Y_{i,t} - \bar{Y})^2}{N - 1}}$$

kde symbol Y představuje výnos příslušného aktiva, $\bar{Y}$ střední hodnotu výnosu v čase t a i jednotlivé země ($i = 1, 2, \dots, N$). Pro účely této analýzy používáme $N = 2$, tedy zkoumáme vývoj sigma-konvergence v čase mezi eurozónou a jednou ze sledovaných zemí.³² Pro grafické znázornění byly výsledky normalizovány na celé periodě a filtrovány Hodrickovým-Prescottovým filtrem s doporučeným koeficientem pro týdenní časové řady $\lambda = 270400$.

³⁰ Inspirací pro tento výpočet byla práce Aguilar a Hördahl (1998).

³¹ Používá se bi-variate BEKK GARCH specifikace, viz Engle a Kroner (1995).

³² Pro dvojice zemí odpovídají vypočítané hodnoty v každém období v podstatě polovině druhé mocniny diferenciálu výnosů.

Měření založená na událostech

Tato metoda (Baele et al., 2004) předpokládá, že lokální šoky, které se s rostoucí integrací zemí stávají více podobnými, mohou být v integrovaném regionu diverzifikovány investováním do jiných srovnatelných aktiv. V souladu s uvedenými předpoklady by cenové pohyby benchmarkového aktiva měly odrážet všechny relevantní společné (globální) zprávy a na plně integrovaném trhu by pak neměly být cenové změny aktiva v jedné zemi soustavně vyšší nebo nižší než cenové změny benchmarkového aktiva. Kvantifikaci míry integrace šoků lze odhadnout pro trh peněžní, devizový a trh vládních dluhopisů pomocí následující regrese:

$$\Delta Y_{i,t} = \alpha_{i,t} + \gamma_{i,t} \Delta Y_{b,t} + \varphi_{i,t}$$

kde $\Delta Y_{i,t}$ představuje změnu výnosu jednotlivých aktiv země i v čase t , index b označuje benchmarkovou zemi (Německo pro trh vládních dluhopisů, jinak eurozóna), $\alpha_{i,t}$ je specifická konstanta pro každou zemi, $\gamma_{i,t}$ označuje silu přenosu změny výnosu benchmarkového aktiva do příslušného aktiva země i a $\varphi_{i,t}$ je náhodný člen. Růst tohoto typu integrace vyžaduje, aby α konvergovala k nule, γ k jedné a podíl rozptylů koeficientů γ (pro benchmarkové a národní aktiva) je blízký hodnotě 1. Časově proměnlivé parametry γ byly odhadnuty pomocí tzv. rekurzivního odhadu.

Velikost parametrů γ vyjadřuje míru shodné reakce aktiva vybrané země a srovnatelného benchmarkového aktiva na určitou událost.

Výpočty byly pro obě uvedená měření finanční integrace provedeny na týdenních datech (průměry z denních dat) pocházejících z agentury Thomson Datastream a zahrnující období od ledna 2002 do června 2018. Z oblasti peněžního trhu byly použity tříměsíční sazby mezibankovního trhu, pro devizový trh kotace kurzu národních měn oproti USD, pro dluhopisový trh pětileté vládní dluhopisy a pro akciový trh národní akciové indexy. Relevantní časové řady byly očištěny o vlivy měnového kurzu.

Finanční systém

Podobnost finančního systému České republiky a eurozóny napovídá, nakolik podobně bude v České republice fungovat transmise měnové politiky od měnověpolitických sazeb (či jiných nástrojů měnové politiky) do reálné ekonomické aktivity a zejména do inflace. To je důležité pro zvážení, nakolik budou nastavení a dopady společné měnové politiky pro českou ekonomiku adekvátní.

Hloubka finančního zprostředkování (aktiva finančního systému na HDP v běžných cenách) – ukazatel vyjadřuje majetkovou sílu zprostředkování bankami a ostatními finančními nebankovními institucemi: pojišťovnami, penzijními fondy, úvěrovými a spořitelními družstvy (tj. záložnami), investičními společnostmi a investičními (podílovými) fondy, finančními leasingovými společnostmi a ostatními finančními společnostmi (forfaitingové, faktoringové společnosti, obchodníci s cennými papíry, směnárnicki, atp.). S rozvinutostí trhu se zpravidla zvětšuje rozsah majetku a hloubka finančního zprostředkování na hrubém produktu.

Zadlužení soukromého sektoru (bankovní úvěry nebankovním klientům, podnikům a domácnostem, v hrubé účetní hodnotě na HDP v běžných cenách) – ukazatel odráží míru poskytování úvěrů bankami. S rozvinutostí trhu se zpravidla podíl zvětšuje, příliš vysoká hodnota ukazatele však může odrážet předluženost soukromého sektoru.

Zdrojem dat je Eurostat, ECB, národní centrální banky a MMF IFS.

Struktura finančních aktiv a pasiv podniků a domácností

Symetrické působení jednotné měnové politiky je podmíněno mimo jiné obdobnou finanční pozicí a strukturou finančních aktiv a pasiv sektorů jednotlivých ekonomik. Podobnost struktury finančních aktiv či pasiv sektoru domácností a nefinančních podniků ČR ve srovnání s EA lze posuzovat prostřednictvím Landesmanova indexu.

Výpočet Landesmannova strukturálního koeficientu (jeho konstrukce viz výše v části Strukturální podobnost ekonomik) vychází z porovnání podílů jednotlivých finančních instrumentů na straně aktiv rozvahy domácností na celkových aktivech tohoto sektoru ve srovnávané zemi vůči referenční zemi (tedy eurozóně). V případě nefinančních podniků jsou aktiva nahrazena pasivy. Pro každý sektor tak byla použita ta strana rozvahy, která lépe charakterizuje činnost sektoru a je pro něj důležitější. Koeficient nabývá hodnoty z intervalu $[0,1]$, přičemž platí, že čím je hodnota koeficientu blíže k nule, tím je struktura ekonomik podobnější.

Vstupními daty pro analýzu sladění struktury finančních aktiv a závazků nefinančních podniků a domácností jsou údaje čtvrtletních finančních účtů publikované národními centrálními bankami a ECB. Čtvrtletní finanční účty jsou sestavovány v souladu s metodikou ESA 2010. Shodně s národním účetnictvím je prosazována jednotná klasifikace institucionálních jednotek a finančních nástrojů. Z hlediska institucionálních jednotek se analýza podrobně zabývá reálnými sektory, tj. sektorem nefinančních podniků (S.11) a sloužícím sektorem domácností (S.14) a sektorem neziskových institucí sloužících domácnostem (S.15). Z pohledu finančních nástrojů analýza rozlišuje šest hlavních druhů: oběživo a vklady, cenné papíry jiné než účasti, úvěry, účasti a ostatní pohledávky a závazky včetně pojistných technických rezerv a finančních derivátů.

Analýza pracuje se stavem finančních aktiv a závazků na konci sledovaného období (čtvrtletí). Do úvahy tak není explicitně brán vliv transakcí, přecenění a ostatních změn v objemu aktiv (závazků) na změnu mezi počátečním a koncovým stavem každého čtvrtletí.

Vliv měnové politiky na klientské úrokové sazby

Předpokladem pro úspěšné fungování ekonomiky v režimu společné měnové politiky je podobná funkce úrokového kanálu měnové politiky, tedy přenosu změn úrokových sazeb finančního trhu do klientských sazeb.

Úroková citlivost úvěrů nefinančním podnikům a úvěrů na bydlení je vyjádřena strukturou objemů nových úvěrů z hlediska fixací úrokové sazby. Následně je porovnávána vzájemná podobnost struktury úvěrů v České republice oproti struktuře sledovaných zemí a za eurozónu jako celek.

Pro grafické porovnání úrokového rozpětí klientských a tržních sazeb byly využity průměrné vážené úrokové sazby z nových obchodů, které odpovídají úrokovým sazbám sjednávaným pro všechny nově uzavřené obchody v průběhu měsíce a tříměsíční sazby peněžního trhu.

Zdrojem dat je ECB a ČNB.

Spontánní euroizace

Vysoký stupeň euroizace, tj. substituce domácí měny měnou zahraniční (eurem) k zabezpečení funkcí peněz jako prostředku směny a uchovatele hodnot, narušuje fungování samostatné měnové politiky, naopak však snižuje relativní náklady na přijetí měny společné. Spontánní euroizace je obvykle motivována domácími faktory, jako je například nízká důvěra v domácí měnu nebo vysoká obchodní provázanost s eurozónou. Zvýšená poptávka ekonomických subjektů po úvěrech a vkladech v cizí měně (finanční euroizace) může navíc představovat riziko pro finanční stabilitu v případě výrazného znehodnocení domácí měny.

Spontánní euroizace je analyzována s využitím údajů o podílech úvěrů a vkladů v cizí měně (eurech) na celkových úvěrech a vkladech nefinančních podniků a domácností u tuzemských bank (finanční euroizace). Je provedeno porovnání její úrovně v České republice a ve vybraných středoevropských zemích, tj. v Polsku a Maďarsku na základě údajů z ECB. V České republice je dále zhodnocena symetričnost, resp. asymetričnost vývoje podílů úvěrů a vkladů v cizí měně v rámci jednotlivých ekonomických odvětví dle údajů ČNB. Obchodní provázanost ČR s eurozónou byla vypočtena jako poměr vývozu k HDP. Analýza se zabývá i vlivem úrokového diferenciálu z úvěrů v domácí a cizí měně na poptávku po cizoměnových úvěrech s využitím dat ECB. Úrokový diferenciál je propočten z úrokové sazby z nových velkých úvěrů nefinančním podnikům s objemem nad 1 mil. EUR.

Nad rámec toho je analyzován stupeň využití eura při domácích dodavatelsko-odběratelských transakcích tuzemských podniků a úroveň zajištění vývozu tuzemských podniků klasickými

termínovanými operacemi na základě údajů z Šetření ČNB a Svazu průmyslu ČR v nefinančních podnicích.

Analýza finanční euroizace pokrývá období posledních deseti let, u domácích dodavatelsko-odběratelských eurových transakcích podniků pak posledních sedm let, tj. období od kdy je uvedené šetření k dispozici.

Inflační perzistence

Schopnost ekonomiky efektivně vstřebávat šoky a fungování měnové politiky se odráží v pružnosti cen a inflační perzistenci, tedy rychlosti, s jakou se inflace navrácí po šoku zpět k rovnováze. Výrazné rozdíly v perzistenci inflace v zemích měnové unie vedou k nesymetrickým dopadům jednotné měnové politiky a tím zvyšují makroekonomické náklady měnové unie.

Inflační perzistence je měřena jako suma autoregresních koeficientů. Výsledky modelování perzistence inflace jsou do značné míry závislé na předpokladu o střednědobé hodnotě, ke které inflace konverguje.³³ Pokud časová řada inflace obsahuje strukturální změny či zlomy ve vývoji, které modelový proces nepřipouští, odhad perzistence inflace je typicky vychýlený směrem nahoru. Vzhledem k transformačnímu procesu doprovázenému dezinflací, cenovou konvergencí, postupnou deregulací cen a změnami v režimu měnové politiky jsou změnami ve střednědobých hodnotách inflace zasaženy zejména časové řady tranzitivních zemí. Použitá metoda tedy modeluje autoregresní proces s časově proměnným parametrem střednědobé hodnoty inflace. Je přitom použit následující model:

$$\pi_{t+1}^T = \pi_t^T + \eta_{1t}$$

$$\pi_{t+1}^P = (1 - \delta)\pi_t^P + \delta\pi_{t+1}^T, 0 < \delta < 1,$$

$$\pi_t = \left(1 - \sum_{i=1}^4 \varphi_i\right) \pi_t^P + \sum_{i=1}^4 \varphi_i L^i \pi_t + \varepsilon_{1t}, \sum_{i=1}^4 \varphi_i < 1,$$

kde π_t^T je střednědobá inflace (neboli implicitní inflační cíl centrální banky), π_t^P je inflační cíl vnímaný veřejností, η_{1t} a ε_{1t} reprezentují nezávislé bílé šумы, L^i je operátor zpoždění a $\sum_{i=1}^4 \varphi_i$ je suma autoregresních koeficientů, která měří perzistenci inflace. Pozorovanou proměnnou je inflace π_t . Pro odhadování parametrů modelu je použit Kalmanův filtr a bayesovský odhad.³⁴

Pro výpočet jsou použita čtvrtletní data HICP inflace (meziroční změny indexu HICP) za posledních deset let. Zdrojem dat je Eurostat.

Fiskální politika

Po ztrátě samostatné měnové politiky bude mít fiskální politika klíčovou roli při stabilizaci ekonomiky v případě asymetrických šoků. Předpokladem pro efektivní využití stabilizační funkce fiskální politiky je vytvoření prostoru pro volné působení automatických fiskálních stabilizátorů, které mohou tlumit šoky bez nutnosti přijímat ad hoc diskreční opatření. V případě nezbytnosti zapojení diskrečních opatření by měl být charakter fiskální politiky proticyklický, tj. podobně jako automatické stabilizátory

³³ Marques (2004) a Cecchetti a Debelle (2006).

³⁴ Použitá metodologie navazuje na článek Franta, Saxa a Šmídková (2007), kde je aplikována na data z jiného zdroje a za jiné časové období.

by měla diskreční opatření v období recese stimulovat agregátní poptávku a v období expanze by ji měla naopak tlumit. Přijetí diskrečních opatření by přitom nemělo ohrozit plnění závazků, které pro členské státy EU vyplývají z evropských fiskálních pravidel.

Předpokladem efektivního využití stabilizační funkce fiskální politiky je tedy dobrá kondice veřejných financí, přítomnost automatických stabilizátorů, dostatečná flexibilita veřejných rozpočtů, kterou lze posuzovat např. rozsahem nemandatorních výdajů, a v neposlední řadě i zajištění dlouhodobé udržitelnosti veřejných rozpočtů. Stávající situace a výhled vývoje českých veřejných financí včetně posouzení jeho dlouhodobé udržitelnosti jsou proto důležitým měřítkem připravenosti ekonomiky na vstup do měnové unie.

Z důvodu zajištění fiskální disciplíny členských států je realizace národních fiskálních politik v EU koordinována. Fiskální pravidla EU požadují nad rámec plnění fiskálních konvergenčních kritérií také zajištění plnění tzv. střednědobého cíle (MTO), jehož dosažení by mělo vytvořit dostatečný prostor pro působení stabilizační funkce fiskální politiky. MTO je definován v podobě strukturálního salda vyjádřeného v procentech HDP; pro Českou republiku je stanoven na -1 % HDP.

Strukturální saldo je saldo hospodaření vládního sektoru očištěné o vliv ekonomického vývoje a o mimořádná jednorázová opatření. Vliv ekonomického vývoje je vyjádřen tzv. cyklickou složkou vládního salda, kterou lze odhadnout pomocí dvou základních metod. Tyto metody poskytují poněkud odlišné výsledky, při správné interpretaci však postačují k identifikaci základních charakteristik fiskální politiky a hlavních trendů ve vývoji veřejných rozpočtů.

(i) První a historicky starší je metoda založená na odhadu produkční funkce a stanovení citlivosti vládního salda na mezeře výstupu (tzv. souhrnné rozpočtové elasticity). Tento postup používá Evropská komise a další mezinárodní instituce (OECD, MMF).

(ii) Alternativní přístup k výpočtu cyklické složky představila v roce 2001 ECB (metoda ESCB). Tento přístup je založen na vztahu jednotlivých příjmových a výdajových položek hospodaření vládního sektoru citlivých na ekonomický vývoj k jejich makroekonomickým bázím. Odhad cyklické složky je odvozen pomocí odchylek jednotlivých makroekonomických bází od jejich trendu (získaného HP filtrem) se zapojením dílčích elasticit daňových/výdajových položek k těmto makroekonomickým bázím. Mezera výstupu tak do tohoto výpočtu nevstupuje. Tři z pěti používaných makroekonomických bází jsou navíc veličinami z trhu práce, do kterého se ekonomické šoky promítají se zpožděním, a tedy neodráží okamžitě změny v HDP.

Posuzováním dlouhodobé fiskální udržitelnosti se na úrovni EU zabývá Evropská komise, která pravidelně publikuje Zprávu o stárnutí populace (The Ageing report) a Zprávu o fiskální udržitelnosti (The Fiscal Sustainability Report). V první z nich je prezentován detailní odhad budoucího vývoje výdajů spojených se stárnutím populací zemí EU, druhá zpráva posuzuje udržitelnost veřejných financí zemí EU v krátkém, střednědobém a dlouhodobém horizontu.

Pro účely interních analytických potřeb sestavila ČNB vlastní model dlouhodobé udržitelnosti českých veřejných financí.³⁵ Jeho cílem je ukázat základní tendence ve vývoji vládního dluhu v závislosti na demografické prognóze, nákladech stárnutí populace a dalších vybraných parametrech. Prostřednictvím modelových scénářů pak model umožňuje hodnotit možné legislativní a ekonomické změny týkající se penzijního systému, zdravotnictví, daní apod., případně simulovat různé trajektorie dluhu v závislosti na očekávaném vývoji finančních trhů.

Veškeré fiskální údaje komentované v materiálu jsou vyjádřeny v metodice ESA 2010, která je pro úvahy o přistoupení k eurozóně rozhodující. Výjimkou je tabulka obsahující vývoj mandatorních a quasi mandatorních výdajů v ČR, kde jsou použity údaje ze státního rozpočtu, který je sledován na peněžní (neakruální) bázi.

Zdrojem dat je ČSÚ, ČNB, MF ČR, Eurostat a Evropská komise.

³⁵ Ambriško a kol. (2017).

Trh práce a produktů

Pružnost trhu práce a produktů je dalším mechanismem, pomocí něhož se může ekonomika vyrovnávat s asymetrickými šoky v rámci měnové unie. Pružnost trhu práce lze měřit mnoha indikátory, mezi něž patří dlouhodobá nezaměstnanost, past nezaměstnanosti a také mobilita pracovní síly (jak regionální, tak nadnárodní), jejímž prostřednictvím jsou ekonomiky jednotlivých členských zemí schopny díky změnám v nabídce práce vstřebávat asymetrické šoky, zejména dlouhodobějšího charakteru.

Flexibilitu trhů práce i produktů i kvalitu institucionálního prostředí je možné měřit pomocí různých kompozitních indikátorů; pro tento dokument byl zvolen tzv. Global Competitiveness Index. Vyšší hodnoty tohoto indexu by měly být spjaty s vyšší schopností ekonomik překonávat nepříznivé šoky.

Analýza dlouhodobé nezaměstnanosti je provedena porovnáním míry dlouhodobé nezaměstnanosti (podíl počtu osob bez práce dvanáct a více měsíců v metodice ILO a pracovní síly). Zdrojem dat je Eurostat.

Regionální rozdíly nezaměstnanosti jsou měřeny variačním koeficientem. Variační koeficient regionální míry nezaměstnanosti je poměr směrodatné odchylky vážené podle velikosti okresů a průměrné míry nezaměstnanosti. Velikost variačního koeficientu závisí na stupni desagregace. Porovnatelné jsou údaje získané pro srovnatelné velikosti regionů (např. NUTS II nebo NUTS III) a vývoj variačního koeficientu v čase. Zdrojem dat je Eurostat.

ČSÚ publikuje objem vnitřního stěhování (stěhování z obce do obce). Údaje o evidovaném vnitřním stěhování v jiných zemích jsou publikovány ve statistických ročenkách. V České republice se do statistiky zahrnují stěhování cizinců s dlouhodobým pobytem (více než 1 rok).

Mezinárodní mobilitu hodnotíme z hlediska zahraničního stěhování a podílu cizinců v populaci. Údaje o evidované mezinárodní mobilitě za jednotlivé země (přistěhovalí a vystěhovalí) a údaje o podílu cizinců v populaci poskytuje Eurostat.

Zdrojem dalších dat je MPSV, ČSÚ a OECD.

Metodologie ukazatele Global Competitiveness Index 4.0

Global Competitiveness Index (GCI) vydávaný Světovým ekonomickým fórem (World Economic Forum, WEF) definuje konkurenceschopnost jako soubor institucí, politik a faktorů, ovlivňujících úroveň produktivity země a tím i její růstovou dynamiku. Metodologie tohoto indikátoru byla inovována v roce 2018, kdy byl vytvořen tzv. Global Competitiveness Index 4.0 (GCI 4.0). Hlavní motivací pro evoluci GCI byla vhodnější deskripce produktivity a navazujících ekonomických a sociálních vztahů v době probíhající čtvrté průmyslové revoluce.

GCI 4.0 obsahuje vzorek 140 zemí a vysvětluje přes 80 % v rozdílech v úrovních příjmu a 70 % v rozdílech v dlouhodobém ekonomickém růstu mezi zeměmi a ekonomikami. Zároveň byla prokázána kladná a relativně těsná korelace mezi ekonomickou úrovní měřenou pomocí HND na hlavu a hodnotou GCI 4.0. Podobně těsným vztahem lze popsat i vztah mezi kvalitou institucionálního zázemí a HND na obyvatele. Zajímavým zjištěním je také nález pozitivní korelace mezi otevřeností ekonomik a jejich konkurenceschopností, a to bez ohledu na rozvinutost země. Tyto závislosti platí i pro podstatně menší vzorek 8 zemí vybraných pro porovnání v rámci tohoto materiálu.

Výrazná proměna GCI spočívá zejména v tom, že počet sledovaných indikátorů se snížil ze 114 na 98, přičemž pouze 34 indikátorů bylo zachováno z předchozího vydání; zbylých 64 ukazatelů je zcela nových. Sledované a hodnocené indikátory v rámci GCI 4.0 jsou rozděleny do čtyř subindexů a dále do dvanácti pilířů. Těchto 12 pilířů je hodnoceno samostatně, shlukování do subindexů slouží pouze k lepší orientaci a nemá žádný zásadní význam, jako tomu bylo u předchozí verze indexu. Výpočet GCI 4.0 je založen na postupné agregaci skóre z nejnižší úrovně indikátorů až k celkovému indexu

dané země. V rámci nižších kategorií se používá obvykle aritmetický průměr, u vyšší úrovně členění se používá váhový systém. Všechny ukazatele jsou pro každou zemi vyhodnocovány se stejnou váhou.³⁶

V souladu s ekonomickou teorií identifikuje GCI 4.0 všechny zásadní faktory spojené s produktivitou a ekonomickým růstem v období čtvrté průmyslové revoluce. Udržení a rozvoj konkurenceschopnosti závisí především na dobře fungujících pilířích veřejných a soukromých institucí (Pilíř 1), dobře rozvinuté infrastruktuře (Pilíř 2), schopnosti vhodného využívání informačních a komunikačních technologií (Pilíř 3) a stabilním makroekonomickém prostředí (Pilíř 4). Neméně důležitou roli hraje lidský kapitál, tedy zdraví a vzdělanost obyvatel (Pilíř 5 a 6). Další podstatnou pozici zaujímá kvalita tržního prostředí. Tato oblast se soustředí jednak na schopnost země nastavit rovnocenné podmínky pro firmy na trhu zboží a služeb (Pilíř 7), dále pak na flexibilitu na trhu práce (Pilíř 8), dostupnost finančního kapitálu (Pilíř 9) a celkovou velikost trhu (Pilíř 10). Závěrečná kategorie, souhrnně nazvaná inovativnost prostředí, poukazuje na dovednosti soukromého sektoru produkovat a osvojovat si nové technologie (Pilíř 11) a na úroveň a kvalitu výzkumu a vývoje (Pilíř 12).

Řazení pilířů do jednotlivých subindexů znázorňuje následující tabulka:

Subindex	Pilíř	
<i>Prostředí</i>	Instituce	Institutions
	Infrastruktura	Infrastructure
	Zavádění IT technologií	ICT adoption
	Makroekonomická stabilita	Macroeconomic stability
<i>Lidský kapitál</i>	Zdraví	Health
	Vzdělanost	Skills
<i>Trhy</i>	Trh zboží a služeb	Product market
	Trh práce	Labour market
	Finanční trh	Financial system
	Velikost trhu	Market size
<i>Inovativnost prostředí</i>	Produkční dynamika	Business dynamism
	Inovační schopnost	Innovation capability

Bankovní sektor a jeho schopnost absorbovat šoky

Stav finančního sektoru hraje důležitou roli ve schopnosti ekonomiky tlumit ekonomické šoky. V České republice je klíčová zejména stabilita bankovního sektoru, který představuje převažující část celkových aktiv českých finančních institucí (mimo ČNB).

Rentabilita kapitálu (ROE, %) – označuje kolik čistého zisku připadá na jednotku investovaného kapitálu. Ukazatel lze považovat za míru rentability podnikání v bankovním odvětví hodnotící efektivnost hospodaření.

Úvěry se selháním (NPL) / celkové úvěry (%) – úvěry se selháním (v hrubé účetní hodnotě) vyjadřují v poměru k celkovým úvěrům v hrubé účetní hodnotě, jak velkému (resp. koncentrovanému) úvěrovému riziku je vystaven bankovní sektor v zemi. Úvěry se selháním jsou úvěry s klasifikací tři a vyšší, tj. nestandardní, pochybné a ztrátové.

Kapitálový poměr (%) jako poměr kapitálu banky ke krytí neočekávaných ztrát z podstupovaných rizik vyjadřuje ohodnocení perspektiv finanční situace banky a vypovídá o schopnosti banky krytí případné budoucí ztráty kapitálem. Kapitálový poměr je souhrnným ukazatelem, do kterého se

³⁶ Detailní popis způsobu výpočtu Global Competitiveness Indexu 4.0 lze nalézt na adrese: <http://www3.weforum.org/docs/GCR2018/05FullReport/TheGlobalCompetitivenessReport2018.pdf>

promítají veškeré aktivity banky (rozvahové a podrozvahové) i potenciální ztráty (snižující zisk), které bance vyplývají z podstupovaných rizik a ze znehodnocení aktiv.

Poměr vkladů k poskytnutým úvěrům (vklady / úvěry rezidentům) – vyjadřuje, z jaké části jsou poskytnuté úvěry financovány vklady rezidentů soukromého sektoru. Hodnota ukazatele nad 100 % naznačuje, že banky mají dostatečný objem vkladů vzhledem k objemu poskytnutých úvěrů a jejich dlouhodobé financování je tak méně závislé na jiných zdrojích.

Zdrojem dat je ČNB, ECB, národní centrální banky a MMF FSI.

C SEZNAM POUŽITÝCH ZDROJŮ

- Aguilar, J., Hördahl, P. (1998): „Exchange Rates and Currency Options as EMU Indicators“, Sveriges Riksbank Quarterly Review, 2, pp. 58–81.
- Ahrend, R., Cournède, B., Price, R. (2008): „Monetary Policy, Market Excesses and Financial Turmoil“, OECD, Economics Department Working Paper, No. 597.
- Ambriško, R., Dingová V., Dvořák M., Hájková D., Hromádková E., Kulhavá K., Štiková R. (2017): Assessing the Fiscal Sustainability of the Czech Republic, RPN ČNB No. 2/2017. Dostupné online: <http://www.cnb.cz/cs/vyzkum/vyzkum_publicace/rpn/2017/c_rpn_02_2017.html>
- Babecká Kucharčuková, O., Brůha, J. (2017) "An Empirical Analysis of Macroeconomic Resilience: The Case of the Great Recession in the European Union," Working Papers 2017/10, Czech National Bank.
- Baele, L., Ferrando, A., Hördahl, P., Krylova, E., Monnet, C. (2004): „Measuring Financial Integration in the Euro Area“, ECB Occasional Paper Series, No. 14, pp. 1–93.
- Baldwin, R. (2006): „In or Out: Does It Matter? An Evidence-Based Analysis of the Euro's Trade Effects“, Centre for Economic Policy Research.
- Bergin, P. R., Lin, C.-Y. (2012): "The dynamic effects of a currency union on trade", Journal of International Economics 87(2), pages 191-204.
- Biggs, Michael, Thomas Mayer, and Andreas Pick (2009). "Credit and economic recovery," DNB Working Paper No. 218, De Nederlandsche Bank, July.
- Brůha, J., Podpiera, J. (2007): „Transition economy convergence in a two-country model: implications for monetary integration“, Working Paper Series 0740, European Central Bank.
- Cecchetti, S. G., Debelle, G. (2006): „Has the Inflation Process Changed?“, Economic Policy, Vol. 21, No. 46, pp. 311–352.
- Croux, C., Forni, M., and Reichlin, L. (2001): „A Measure Of Comovement For Economic Variables: Theory And Empirics“, The Review of Economics and Statistics, MIT Press, vol. 83(2), pages 232-241, May.
- Čihák, M., Holub, T. (2003): „Price Convergence to the EU: What Do the 1999 ICP Data Tell Us?“, CNB Working Paper 2/2003.
- Čihák, M., Holub, T. (2005): „Price Convergence in EU-Accession Countries: Evidence from the International Comparison“, Économie Internationale, No. 102, pp. 61–84.
- De Grauwe, P. (2010a): "Crisis in the eurozone and how to deal with it", CEPS Policy Brief, No. 204, Centre for European Policy Studies, Brussels.
- De Grauwe, P. (2010b): „The Financial Crisis and the Future of the Eurozone“, Bruges European Economic Policy Briefings, n. 21.
- De Grauwe, P. (2013): Economics of Monetary Union, Ninth Edition, Oxford University Press, New York.
- Duran, H.E., Ferreira-Lopes, A. (2015): „Determinants of Comovement and of Lead and Lag Behavior of Business Cycles in the Eurozone“, Working Papers Series 2 15-02, ISCTE-IUL, Business Research Unit (BRU-IUL).
- Eichengreen, B. (2008): „Sui Generis EMU“, European Economy – Economic Papers 303, Directorate General Economic and Monetary Affairs, European Commission.
- Eichengreen, B. (2009): „The Crisis and the Euro“, Working Paper 23/2009, Elcano Royal Institute, Madrid.
- El-Shagi, M., Lindner, A., von Schweinitz, G. (2016): „Real Effective Exchange Rate Misalignment in the Euro Area: A Counterfactual Analysis“, Review of International Economics, 24: 37–66.
- Engle, R. F., Kroner, K. F. (1995): „Multivariate Simultaneous Generalized ARCH“, Econometric Theory, 11, 122-150.

- Ferreira-Lopes, A. (2010): „In or out? The welfare costs of EMU membership“, *Economic Modelling* 27(2), pages 585-594, March.
- Ferreira-Lopes, A. (2014): „The Welfare Costs of the EMU for Transition Countries“, *Prague Economic Papers* 2014(4), pp. 446-473.
- Flek, V., Hájek, M., Hurník, J., Prokop, L., Racková, L., Soukupová, E. (2001): „Výkonnost a struktura nabídkové strany“, *Výzkumná práce ČNB č. 27*.
- Frankel, J. (2008): „Should Eastern European Countries Join the Euro? A Review and Update of Trade Estimates and Consideration of Endogenous OCA Criteria“, *Working Paper Series 08-059*, Harvard University.
- Franta, M., Saxa, B., Šmídková, K. (2007): „Inflation Persistence: Euro Area and New EU Member States“, *ECB Working Paper No. 810*.
- Glick, R., Rose, A. K. (2016): „Currency Unions and Trade: A Post-EMU Reassessment“, *European Economic Review*, 87, 78-91.
- Hall, R., Jones C. (1996): *The Productivity of Nations*, NBER.
- Havránek, T. (2010): „Rose Effect and the Euro: Is the Magic Gone?“, *Review of World Economics* Vol 146(2), pp. 241-261.
- Holló, D., Kremer, M., Duca, M. (2012): *CISS - A Composite Indicator of Systemic Stress in the Financial System*, ECB WP 1426/2012. Dostupné online: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1426.pdf>
- Inklaar, R., Jong-A-Pin, R., de Haan, J. (2008): „Trade and business cycle synchronization in OECD countries - A re-examination“, *European Economic Review* 52(4), pp. 646-666.
- Kenen, P. B. (1969): „The Theory of Optimum Currency Areas: An Eclectic View“, in Mundell and Swoboda (eds.) *Monetary Problems in the International Economy*, University of Chicago Press.
- Landesmann, S. (1995): „Industrial Restructuring and Trade Reorientation in Eastern Europe“, Cambridge, Cambridge University Press.
- Lin, J. Y., Treichel, V. (2012): „The crisis in the Euro zone : did the euro contribute to the evolution of the crisis ?“, *Policy Research Working Paper Series 6127*, The World Bank.
- Lukmanova, E., Tondl, G. (2017): „Macroeconomic Imbalances and Business Cycle Synchronization. Why Common Economic Governance is Imperative for the Eurozone“, *Economic Modelling*, 62(C), 130-144.
- Marques, C. R. (2004): „Inflation Persistence: Facts or Artefacts?“ *ECB Working Paper No. 371*.
- McKinnon, R. I. (1963): „Optimum Currency Areas“, *American Economic Review*, 53 (4), pp. 717-725.
- Mongelli, P. F. (2013): „The Mutating Euro Area Crisis: Is the Balance Between Sceptics and Advocates Shifting?“ *Occasional Paper Series 144*, European Central Bank.
- Mundell, R. A. (1961): „A Theory of Optimum Currency Areas“, *American Economic Review*, 51 (4), pp. 657-665.
- Neri, S., Ropele, T. (2015): „The macroeconomic effects of the sovereign debt crisis in the euro area“, *Economic working papers 1007*, Bank of Italy.
- Podpiera, J., Wiegand, J., Yoo, J. (2015): „Euro Adoption in New Member States: Macroeconomic Benefits and Challenges“, *IMF Staff Report*.
- Razin, A., Rosefield, S. (2012): „A Tale of Politically-Failing Single-Currency Area“, *NBER Working Papers 18352*, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Romer, C., Romer, D. (2017). "Why Some Times Are Different: Macroeconomic Policy and the Aftermath of Financial Crises," *NBER Working Papers 23931*.
- Rose, A. (2000): „One Money, One Market: Estimating the Effect of Common Currencies on Trade“, *Economic Policy*, Vol. 15, pp. 7-45.

Rose, A.K. (2016): „Why Do Estimates of the EMU Effect On Trade Vary so Much?“, NBER Working Papers 22678, National Bureau of Economic Research.

Spolaore, E. (2013): „What Is European Integration Really About? A Political Guide for Economists“, Journal of Economic Perspectives vol. 27(3), pages 125-44.

Wyplosz, C. (2015): „Fiscal Rules: Theoretical Issues and Historical Experiences“, published in: Fiscal Policy after the Financial Crisis, Alberto Alesina and Francesco Giavazzi (eds), NBER Books, National Bureau of Economic Research, NBER Chapter No. 12656, 495–525.