

Analýzy stupně ekonomické sladěnosti České republiky s eurozónou

Metodologická příloha



Obsah

A	MOTIVACE JEDNOTLIVÝCH ANALÝZ A TECHNICKÝ POPIS POUŽITÝCH METOD	4
1	Cyklická a strukturální sladěnost ČR s eurozónou	4
1.1	Přímé ukazatele sladěnosti	4
1.2	Podobnost transmise měnové politiky	9
2	Přízpůsobovací mechanismy české ekonomiky	11
2.1	Fiskální politika	11
2.2	Trh práce a produktů	12
2.3	Bankovní sektor	13
3	Ekonomická sladěnost států eurozóny	14
B	SEZNAM POUŽITÝCH ZDROJŮ	15

Úvod

Tato metodologická příloha doplňuje hlavní text *Analýz stupně ekonomické sladění České republiky s eurozónou* (dále jen *Analýzy sladění*) a obsahuje motivaci jednotlivých analýz a jejich technický popis.

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.

Tato příloha je umístěna jako samostatný dokument na internetových stránkách ČNB na adrese <https://www.cnb.cz/pristoupeni-k-eurozone>. Příloha bude aktualizována pouze dle potřeby, tedy nikoli nutně každoročně.

A MOTIVACE JEDNOTLIVÝCH ANALÝZ A TECHNICKÝ POPIS POUŽITÝCH METOD

Základním teoretickým východiskem publikace *Analýzy sladění* je teorie optimálních měnových zón. Provedené analýzy se tedy zaměřují na vyhodnocení symetričnosti a sladění základních ekonomických ukazatelů, na fungování přízpusobovacích mechanismů a na institucionální uspořádání eurozóny.

1 CYKLICKÁ A STRUKTURÁLNÍ SLADĚNOST ČR S EUROZÓNOU

1.1 Přímé ukazatele sladění

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 z odhadu modelu na panelových datech, který dává 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.¹

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

$$P_{C,it} = 21,68 + 0,78 HDP_{PPS,it} + 0,94 AR(1)_{it},$$

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.

Simulace budoucího rovnovážného tempa vývoje reálného měnového kurzu pro jednotlivé země počítají s konvergencí HDP k úrovni EA o rychlosti 2,5 % ročně.

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 %² od níž je odečten odhad budoucího rovnovážného reálného zhodnocování měnového kurzu pro každou zemi (viz výše), resp. jemu odpovídající očekávaný inflační diferenciál vůči průměru eurozóny.

¹ Viz Čihák a Holub (2003, 2005).

² Tento předpoklad byl oproti minulým vydáním Analýz sladění 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.

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 vývozu do eurozóny.

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 sladěnosti.

V případě zkoumání sladěnosti 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 specifická³, 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 sladěnost 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 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 strukturního 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.⁴ 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).

³ Croux a kol. (2001).

⁴ Konstrukce koeficientu je podrobně popsána v Landesmann (1995) a Flek a kol. (2001).

OBCHODNÍ A VLASTNICKÁ PROVÁZANOST EKONOMIK

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 sladěnost ekonomického vývoje a 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.⁵

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 spojovat i obory, jejichž produkce spolu blízce nesouvisí,⁶ 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 FINANČNÍHO CYKLU ČR A EUROZÓNY

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 makroobezřetnostní 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,⁷ meziročního růstu cen nemovitostí, úvěrového rozpětí mezi klientskou úrokovou sazbou z nových úvěrů pro sektor domácností a podniků a mezibankovní sazbou⁸ a zahrnuje také indikátory spotřebitelské a podnikatelské důvěry. Časové řady byly nejdříve vyhlazeny centrováním klouzavým průměrem s délkou okna 3 čtvrtletí. Následně byly jednotlivé proměnné transformovány na interval (0,1) pomocí odhadu empirické distribuční funkce⁹ 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

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

⁵ Viz Flek a kol. (2001).

⁶ Tento problém se týká zejména skupiny 7 Stroje a dopravní zařízení.

⁷ Úvěrový impuls je přírůstek stavu úvěrů v poměru k HDP, bližší popis lze nalézt např. v Biggs a kol. (2009).

⁸ Obdrženou hodnotu je nutno ještě vynásobit číslem -1, aby nejvyšší hodnota úrokového rozpětí odpovídala vrcholu finančního cyklu a naopak.

⁹ Bližší viz např. Holló a kol. (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 $\lambda = 0,95$.¹⁰

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

kde hodnota 0,5 představuje teoretickou střední hodnotu.¹¹ 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 K EUROZÓNĚ

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 prémie při přijetí eura.

Zdrojem dat je databáze Refinitiv (tříměsíční sazby na mezibankovním trhu) a Eurostat (desetileté vládní dluhopisy).¹²

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.

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

¹⁰ Holló a kol. (2012) pracují s parametrem $\lambda = 0,93$. V této analýze byla použita vyšší hodnota parametru λ přikládající nižší váhu poslednímu pozorování, a to z důvodu využití delších časových řad a posouzení dlouhodobější synchronizace.

¹¹ Viz Holló a kol. (2012).

¹² 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.

Sladěnost vývoje měnových kurzů je měřena pomocí časově proměnlivé korelace kurzu národních měn a kurzu eura vůči referenční měně, již je americký dolar.¹³ Korelační koeficient v čase t je založen na časově proměnlivé kovariační matici získané pomocí odhadu modelu GARCH¹⁴ a je spočítán podle následujícího vzorce:

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

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 Refinitiv.

SLADĚNOST VÝVOJE FINANČNÍCH TRHŮ

V souladu s definicí finanční integrace na bázi zákona jedné ceny lze pro její měření použity dvě metody: měření založené na cenových ukazatelích a měření založené 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 založené 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:

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

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.¹⁵ Pro grafické znázornění byly výsledky normalizovány na celé periodě a filtrovány Hodrickovým-Prescottovým filtrem s doporučeným koeficientem pro týdenní časové řady $\lambda = 270400$.

Měření založené na událostech

Tato metoda (Baele a kol., 2004) přepokládá, 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

¹³ Inspirací pro tento výpočet byla práce Aguilar a Hördahl (1998).

¹⁴ Používá se bi-variate BEKK GARCH specifikace, viz Engle a Kroner (1995).

¹⁵ Pro dvojice zemí odpovídají vypočítané hodnoty v každém období v podstatě polovině druhé mocniny diferenciálu výnosů.

benchmarkové a národní aktiva) je blízký hodnotě 1. Časově proměnlivé parametry γ byly odhadnuty pomocí tzv. rekurzního 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 agentur Bloomberg a Refinitiv a zahrnujících období posledních deseti let. 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.

1.2 Podobnost transmise měnové politiky

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, směnárníci, 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 sektorů domácností a nefinančních podniků ČR ve srovnání s EA lze posuzovat prostřednictvím Landesmannova 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 sloučeným 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 úvěrů nefinančním podnikům, které odpovídají úrokovým sazbám sjednávaným pro všechny nově uzavřené obchody v průběhu měsíce, a tříměsíční sazby peněžního trhu (3M PRIBOR, 3M EURIBOR).

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 střeoevropských 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.

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.¹⁶ 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:

¹⁶ Marques (2004) a Cecchetti a Debelle (2006).

$$\begin{aligned}\pi_{t+1}^T &= \pi_t^T + \eta_{1t} \\ \pi_{t+1}^P &= (1-\delta)\pi_t^P + \delta\pi_{t+1}^T, 0 < \delta < 1, \\ \pi_t &= \left(1 - \sum_{i=1}^4 \varphi_i\right) \pi_t^P + \sum_{i=1}^4 \varphi_i L^i \pi_t + \varepsilon_{1t}, \sum_{i=1}^4 \varphi_i < 1,\end{aligned}$$

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.¹⁷

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

2 PŘÍZPŮSOBOVACÍ MECHANISMY ČESKÉ EKONOMIKY

2.1 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 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 od roku 2020 stanoven na -0,75 % HDP. Od ledna 2025 střednědobý fiskálně-strukturální plán pro Českou republiku stanovuje trajektorii ročních čistých výdajů,¹⁸ která odpovídá dosažení strukturálního deficitu 1 % HDP v roce 2028.

Strukturální saldo je saldo hospodaření sektoru vládních institucí očištěné o vliv ekonomického vývoje a o mimořádná jednorázová opatření. Vliv ekonomického vývoje je vyjádřen tzv. cyklickou složkou salda vládních institucí. Tento přístup je založen na odhadu produkční funkce a stanovení citlivosti salda hospodaření vládních institucí na mezeře výstupu (tzv. souhrnné rozpočtové elasticity). Tento postup používá Evropská komise, další mezinárodní instituce (OECD, MMF) a od roku 2019 i ECB.

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).

¹⁷ Použitá metodologie navazuje na článek Franta a kol. (2007), kde je aplikována na data z jiného zdroje a za jiné časové období.

¹⁸ V rámci revize správy ekonomických záležitostí byly jako hlavním ukazatel, sledovaným za účelem udržitelné míry zadlužení veřejných financí, stanoveny od roku 2025 tzv. čisté výdaje. Jde o roční veřejné výdaje financované z národních zdrojů, ve kterých nejsou zahrnuty kromě výdajů na programy EU také národní podíly financování, cyklické výkyvy v dávkách nezaměstnanosti, diskreční příjmová opatření a úrokové výdaje. Kromě toho jsou zohledněna i jednorázová či jiná přechodná opatření.

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.

Veškeré fiskální údaje komentované v materiálu jsou vyjádřeny v metodice ESA 2010, která je pro úvahy o přistoupení k eurozóně rozhodující. Výjimkou je graf obsahující vývoj mandatorních a kvazimandatorních 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.

2.2 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 index vydávaný Mezinárodním institutem pro rozvoj managementu (International Institute for Management Development, IMD). Vyšší hodnoty tohoto indexu značí vyšší konkurenceschopnost ekonomiky, měly by tedy být spjaty i s vyšší schopností ekonomiky 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 podílu cizinců v populaci. Údaje o podílu cizinců v populaci poskytuje Eurostat.

Analýza zapojení jednotlivých skupin populace na trhu práce je provedena porovnáním měr participace žen a populace v předdůchodovém věku. Doplněno je to porovnáním podílu zaměstnaných na kratší pracovní dobu. Všechny tyto údaje poskytuje Eurostat.

Zdrojem dalších dat jsou MPSV, ČSÚ, OECD a Evropská komise.

Metodologie ukazatele IMD World Competitiveness

World Competitiveness Yearbook vydávaný Mezinárodním institutem pro rozvoj managementu (International Institute for Management Development, IMD) analyzuje kapacitu zemí vytvářet a udržovat prostředí, které přispívá ke konkurenceschopnosti podniků. Žebříček IMD řadí zkoumané země na základě čtyř oblastí: ekonomický výkon (makroekonomické hodnocení domácí ekonomiky), vládní efektivita (do jaké míry vládní politiky přispívají ke konkurenceschopnosti), obchodní efektivita (do jaké míry podniky fungují inovativním, ziskovým a odpovědným způsobem) a infrastruktura (do jaké míry základní, technologická, vědecká infrastruktura a lidské zdroje splňují potřeby podnikání).

Tyto čtyři oblasti se dále dělí každá na pět podoblastí, které jsou uvedeny v následující tabulce:

Oblast	Podoblast	
<i>Ekonomický výkon</i>	Domácí ekonomika	Domestic economy
	Zahraniční obchod	International trade
	Zahraniční investice	International investment
	Zaměstnanost	Employment
	Cenová hladina	Prices
<i>Vládní efektivita</i>	Veřejné finance	Public finance
	Daňová politika	Tax policy
	Institucionální rámec	Institutional framework
	Obchodní legislativa	Business legislation
	Společenský rámec	Societal framework
<i>Obchodní efektivita</i>	Produktivita a efektivnost	Productivity & efficiency
	Trh práce	Labour market
	Finance	Finance
	Manažerské postupy	Management practices
	Postoje a hodnoty	Attitudes and values
<i>Infrastruktura</i>	Základní infrastruktura	Basic infrastructure
	Technologická infrastruktura	Technological infrastructure
	Vědecká infrastruktura	Scientific infrastructure
	Zdraví a životní prostředí	Health and environment
	Vzdělání	Education

Hodnocení těchto 20 podoblastí pak probíhá na základě celkem 336 kritérií (každá podoblast není nutně hodnocená na základě stejného počtu kritérií), všechny podoblasti pak přispívají do celkového hodnocení stejnou vahou, tedy 5 %. Jednotlivá kritéria mohou být ryze objektivní (např. růst HDP), nebo subjektivní (pocházející z dotazníkového šetření, např. kritérium dostupnosti kompetentních manažerů). Váha objektivních kritérií v celkovém hodnocení činí 2/3, zatímco váha subjektivních kritérií je pouze 1/3.

Celkové hodnocení je získáno normováním průměrných skóre čtyř hlavních oblastí a to tak, aby nejlepší ekonomika měla skóre 100. Z tohoto důvodu jsou hodnoty indexu pro celkové hodnocení vyšší než hodnocení v jednotlivých oblastech.

2.3 Bankovní sektor

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 tří 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 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.

3 EKONOMICKÁ SLADĚNOST STÁTŮ EUROZÓNY

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

K analýze ekonomické sladěnosti 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.

B SEZNAM POUŽITÝCH ZDROJŮ

Aguilar, J., Hördahl, P. (1998): „Exchange Rates and Currency Options as EMU Indicators,“ *Sveriges Riksbank Quarterly Review*, 2, pp. 58–81.

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.

Biggs, M., Mayer, T., Pick, A. (2009): „Credit and economic recovery,“ *DNB Working Paper No. 218*, De Nederlandsche Bank, July.

Cecchetti, S. G., Debelle, G. (2006): „Has the Inflation Process Changed?“ *Economic Policy*, vol. 21, No. 46, pp. 311–352.

Croux, C., Forni, M., Reichlin, L. (2001): „A Measure Of Comovement For Economic Variables: Theory And Empirics,“ *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press, vol. 83, No. 2, pp. 232–241.

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.

Engle, R. F., Kroner, K. F. (1995): „Multivariate Simultaneous Generalized ARCH,“ *Econometric Theory*, vol. 11, No. 1, pp. 122–150.

Flek, V., Hájek, M., Hurník, J., Prokop, L., Racková, L., Soukupová, E. (2001): „Výkonnost a struktura nabídkové strany,“ *Výzkumná práce ČNB č. 27*.

Franta, M., Saxa, B., Šmídková, K. (2007): „Inflation Persistence: Euro Area and New EU Member States,“ *ECB Working Paper No. 810*.

Holló, D., Kremer, M., Duca, M. (2012): „CISS - A Composite Indicator of Systemic Stress in the Financial System,“ *ECB Working Paper 1426/2012*.

Landesmann, S. (1995): „Industrial Restructuring and Trade Reorientation in Eastern Europe“, Cambridge, Cambridge University Press.

Marques, C. R. (2004): „Inflation Persistence: Facts or Artefacts?“ *ECB Working Paper No. 371*.

Vydává:
ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA
Na Příkopě 28
115 03 Praha 1
Česká republika

Kontakt:
ODBOR KOMUNIKACE SEKCE KANCELÁŘ
Tel.: 224 413 112
www.cnb.cz