

MODELOVÁNÍ ROVNOVÁŽNÝCH ODCHYLEK MĚNOVÝCH KURZŮ OD PARITY KUPNÍ SÍLY NA DATECH PRO 34 ZEMÍ V LETECH 2000–2020*

Jiří Pour ^a, Vít Illichmann^b

Abstract

Modelling Equilibrium Deviations of Exchange Rates from Purchasing Power Parity

We construct a simple model of exchange rates stemming from the methodology of behavioural equilibrium exchange rate (BEER) models on annual panel data for 34 countries with a floating exchange rate regime during the period 2000–2020. The basic building block of the model is the absolute version of purchasing power parity theory (the ratio of domestic and foreign price levels), further extended by other variables rooted in economic theory. A complementary interpretation of our approach could be a measurement of exchange rate deviations from purchasing power parity caused by variation in economic fundamentals. The results suggest that purchasing power parity is an appropriate reference point for exchange rate models. Furthermore, national currencies tend to be stronger against the euro with higher GDP per capita, interest rates, investment freedom, urbanization rate and terms of trade, and with lower inflation. The presented deviations of exchange rates from the model equilibrium are significantly lower than those implied by a naïve model based on purchasing power parity alone.

Key words: Behavioural equilibrium exchange rate (BEER), purchasing power parity theory, panel regression

JEL Classification: F31, F37, F41, F47

Úvod

Opuštění fixace směnných kurzů na americký dolar roku 1973 otevřelo moderní éru plovoucích měnových kurzů v industrializovaných zemích (Obstfeld, Cooper, Krugman, 1985). Jejich dynamika v následujících letech značně zaskočila odbornou ekonomickou veřejnost,

* Vypracováno v rámci projektů F1/03/2020 „Dynamika finančních a ekonomických veličin v kontextu vnější rovnováhy“ a IP100040 „Institucionální podpora výzkumu na VŠE v Praze“.

a Jiří Pour, UniCredit Bank Czech Republic and Slovakia; Vysoká škola ekonomická v Praze, Praha, Česká republika

b Vít Illichmann, Vysoká škola ekonomická v Praze; CERGE-EI, Praha, Česká republika
E-mail: jiri.pour@unicreditgroup.cz; Vit.Illichmann@cerge-ei.cz

a to hlavně svojí perzistentní odchylkou od parity kupní síly a vysokou volatilitou (Bernholz, 1982). Podstata procesu determinujícího hodnotu měnových kurzů typu floating se stala středobodem zájmu celé řady ekonomů, a to z několika důvodů. Na rovině politicko-ekonomické je schopnost dlouhodobě predikovat kurzový vývoj a jeho dopady do ekonomiky nezbytná pro korektní implementaci měnově politických rozhodnutí. Historicky bylo rovněž třeba určit příslušné směnné poměry pro nově vznikající státy disponující národní měnou. Na úrovni soukromého sektoru pak trajektorie kurzu dopadá do výsledku hospodaření subjektů aktivních v mezinárodním obchodu. Vzhledem ke stále narůstající integraci globální ekonomiky a existenci evropské měnové unie je problematika determinace kurzů stále aktuální, neméně pak z pohledu malé otevřené ekonomiky orientované na export.

Koncept rovnovážného kurzu je motivovaný potřebou určit, jaká hladina kurzu je pro danou měnu „přirozená“, tj. reflektuje ekonomické fundamenty sledované trhem, a k níž nominální kurz konverguje ve středním až dlouhodobém horizontu. Výše zmíněnou paritu kupní síly lze v určitém smyslu považovat za naivní rovnovážný model. Při dokonalé arbitráži a platnosti zákona jedné ceny by měly pohyby kurzů reflektovat vývoj cenových hladin daných zemí. Je očividné, že koncept parity trpí celou řadou praktických problémů – např. bariérami mezinárodního obchodu danými tarify a cly, rozdílnou kvalitou srovnatelných druhů statků, neobchodovatelností určité části spotřebního koše atd. Empiricky se ukazuje, že nominální kurzy mají určitou tendenci konvergovat k odpovídajícím paritám, ale proces přizpůsobování je extrémně pomalý (v horizontu několika let), a značná část variability v kurzech tak zůstává nevysvětlena (Rogoff, 1996).

Systematické selhávání parity kupní síly jako vhodného měřítka v krátkém a středně dlouhém období se v literatuře označuje jako *Purchasing Power Parity Puzzle* a v 90. letech 20. století podnítilo rozvoj celé řady sofistikovanějších ekonometrických modelů, jejichž účelem bylo jednak uvést pozorované odchylky do souladu s ekonomickou teorií a jednak vytvořit pragmatický nástroj pro určování podhodnocení, či nadhodnocení měnových kurzů vzhledem k určujícím ekonomickým fundamentům. V současnosti je odnož rovnovážných kurzových modelů již rozvětvená a jejich detailní taxonomii uvádějí například James, Marsh, Sarno (2012) nebo MacDonald (2007). Z hlediska filozofie modelování je možné rozdělit rovnovážné modely do dvou více či méně ostrých kategorií: modely typu FEER (*Fundamental Equilibrium Exchange Rate*) a BEER (*Behavioural Equilibrium Exchange Rate*). Modely první kategorie mají spíše normativní charakter, tj. odpovídají na otázku, jaká úroveň kurzu je dlouhodobě udržitelná při zachování vnější a vnitřní rovnováhy subjektu. Z výše uvedeného plyne, že kromě odhadů parametru modelu samotného jsou FEER modely dále zatíženy potřebou nalezení volby specifické definice ekonomické rovnováhy a dále nutností nalézt vhodný model pro hodnoty ekonomických fundamentů, které jsou v rovnovážném stavu udržitelné. Volba ekonometrických metod

pro určení požadovaných podkladů pak přirozeně ovlivňuje i závěry analýzy. V kontrastu k tomuto přístupu se modely BEER soustředí čistě na formulaci modelu výstižně popisujícího pozorované chování kurzů bez nutnosti normativní teoretické opory. Podle potřeby se pak konkrétní model může soustředit pouze na veličiny determinující kurz v dlouhém období a modelování dlouhodobého vývojového trendu, nebo naopak zahrnout i krátkodobější tranzitivní komponenty (Clark a MacDonald, 1998). Je třeba zdůraznit, že konkrétní modely v praxi často prolínají oba přístupy v závislosti na potřebách subjektů, které je aplikují, a nelze tedy narýsovat přesnou metodickou hranici.

Cílem článku je na základě analýzy širokého vzorku zemí, jejichž kurzový režim lze ve zkoumaném časovém horizontu považovat za floating (klasifikace IMF), vyšetřit, do jaké míry jsou nominální kurzy jejich měn vůči euru konzistentní se souvisejícími ekonomickými fundamenty. To umožní identifikovat země s největším potenciálem budoucí korekce měnových kurzů směrem k rovnovážné hodnotě. Za tímto účelem konstruuje jednoduchý (jednorovnicový) model implikované rovnováhy pro nominální měnové kurzy (v duchu BEER modelů) a hledáme makroekonomické veličiny, které konzistentně ovlivňují dynamiku kurzu napříč širokým spektrem zemí.

1. Teorie BEER modelu

Nejprostší tvar BEER modelu má svůj teoretický základ v nekryté úrokové paritě. Předpokládejme, že formy výnosu z držby cizí měny lze rozdělit mezi výnosy z úrokového diferenciálu a výnosy z kurzových pohybů. Pak výnos z držení cizí měny po k období z_{t+k} lze definovat jako:

$$z_{t+k} = i_t^* - i_t + (s_{t+k} - s_t), \quad (1)$$

kde i_t^* a i_t jsou zahraniční a domácí nominální úroková míra při spojitém úročení po k období a s_t označuje nominální bilaterální měnový kurz, vyjádřený jako cena měny zahraniční v měně domácí v čase t . Veličiny jsou v přirozených logaritmech. Předpokládejme, že trhy jsou efektivní a očekávaný výnos z držby cizí měny $E[s_{t+k}]$ je roven relativní rizikové premii z držby této měny oproti držbě měny domácí ρ_t (tj. jakýkoliv realizovaný výnos je zcela kompenzován přijatým rizikem). Riziková premie zachycuje riziko, že se budoucí měnový kurz odchýlí od očekávané střední hodnoty (nejistotu předpovědi), tak také případná rizika spojená se stabilitou finančního a politického systému dané země.

$$s_t = E[s_{t+k}] + (i_t^* - i_t) - \rho_t. \quad (2)$$

Pokud účastníci trhu formují racionální očekávání na základě pozorovaných makroekonomických podmínek, lze člen $E[s_{t+k}]$ nahradit členem $\beta x'$, kde x' je vektor logaritmů

makroekonomických veličin absorbovaných trhem v rámci cenotvorného procesu a β je vektor souvisejících koeficientů (James, Marsh a Sarno, 2012). Podle délky časového horizontu, ve kterém dané veličiny ovlivňují formování měnových kurzů, lze dále provést dekompozici $\beta x'$ na permanentní a tranzitivní složku (MacDonald, 2007).

$$s_t = \beta_1 x'_{1P} + \beta_2 x'_{2T} + (i_t^* - i_t) - \rho_t. \quad (3)$$

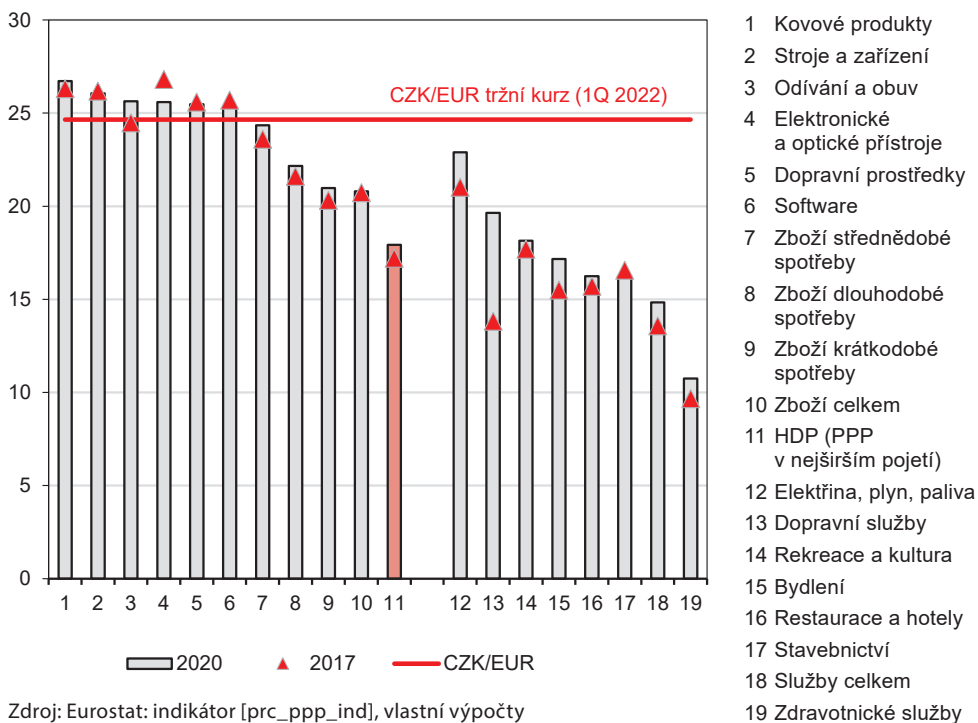
Proměnné obsažené v permanentní složce modelu jsou v čase stabilní nebo vykazují perzistentní dlouhodobý trend vývoje a ovlivňují očekávání trhu v dlouhém období. Tranzitivní složka v sobě separuje volatilní proměnné ovlivňující krátkodobé kurzové pohyby. Podle výzkumného záměru může konkrétní formulace modelu obsahovat obě nebo pouze vybranou složku dekompozice.

Literatura obsahuje široké spektrum fundamentálních proměnných, které lze při budování behaviorálního modelu zvolit. Rossi (2013) sumarizuje dosavadní výsledky týkající se procesu determinace měnových kurzů a přichází se sadou stylizovaných faktů, které se zdají být relevantní díky širokému spektru empirických studií. V rámci ekonometrických modelů mají podle autorky konzistentní prediktivní sílu Taylorovo pravidlo a čistá zahraniční aktiva, přičemž neefektivnější se jeví být lineární specifikace modelu. Modely koncipované formou jediné rovnice podávají nejlepší výkon v dlouhodobém horizontu, přičemž jejich prediktivní schopnost výrazně ovlivňují předchozí transformace dat (např. sezónní očišťování či aplikace statistických filtrů). Frekventovaně se využívá HDP per capita, který slouží jako proxy relativního bohatství dané země, a o němž se předpokládá, že ovlivňuje měnový kurz skrz Balassa-Samuelsonův efekt (Ca'Zorzi *et al.*, 2020). Lane a Milesi-Ferretti (2002) dále vyšetřují vliv externího bohatství země měřeného pomocí čistých zahraničních aktiv na vývoj měnového kurzu a ukazují, že zde existuje pozitivní vztah realizující se prostřednictvím obchodní bilance. Rozšířená je rovněž aplikace směnných relací jako vysvětlující proměnné, u které se rovněž předpokládá, že její růst vede k postupnému posilování kurzu. Vzhledem k tomu, že BEER nabízí poměrně pružný metodologický rámec, který lze aplikovat pro celou řadu účelů, existuje v literatuře značná variabilita, pokud jde o volbu ekonomických fundamentů, metody odhadu parametrů či případné filtrace časových řad. Detailní přehled související literatury lze nalézt například v díle Jamese, Marsha a Sarna (2012). Z českých autorů se problematice rovnovážných kurzů věnují například Melecký a Komárek (2007), kteří modelují rovnovážný kurz české koruny v rozmezí let 1994–2004 pomocí modelu BEER. Autoři ukazují, že koruna byla v tomto období na průměru podhodnocena o 7 % v porovnání s rovnovážnou hodnotou odvozenou od ekonomických fundamentů. Studie je striktně orientovaná na problematiku vývoje kurzu české koruny a srovnání odchylek napříč zeměmi tak nediskutuje.

2. Problém definice parity kupní síly

V praxi lze měřit mnoho různých typů parity kupní síly v závislosti na tom, jaký typ reprezentantů cenové hladiny („spotřebních košů“) použijeme. Základní verze, jež je široce dostupná pro mnoho zemí světa v databázi WDI od Světové banky, pracuje se spotřebním košem ve struktuře HDP či soukromé spotřeby. Problém je, že v této definici jsou započítávány i mezinárodně neobchodovatelné statky, především různé druhy služeb, jež nemají dopad na zahraniční obchod, a jsou proto z hlediska teorie parity kupní síly irelevantní. Jinými slovy, zatímco v případě obchodovatelných statků bude ekonomická konvergence rozvíjejících se zemí probíhat prostřednictvím apreciace domácí měny, a zároveň růstu cen těchto statků (tj. v souladu s teorií parity kupní síly), tak v případě neobchodovatelných statků bude docházet pouze k jejich zdražování bez vlivu na zahraniční obchod a měnový kurz (tj. v rozporu s teorií parity kupní síly). Zdražování neobchodovatelných služeb je navíc obvykle rychlejší v porovnání s cenami obchodovatelných statků, neboť není v takové míře brzděno růstem produktivity práce (Balassův-Samuelsonův efekt).

Obrázek 1: Kurz CZK/EUR dle různých definic parity kupní síly a průměrný tržní kurz za 1. čtvrtletí 2022



Zdroj: Eurostat: indikátor [prc_ppp_ind], vlastní výpočty

V databázích Eurostatu a OECD jsou dostupné poměry cenových hladin pro různé skupiny zboží a služeb, jež jsou z hlediska teorie parity kupní síly relevantnější. Databáze ale pokrývá především země EU a ostatní země světa jsou zastoupeny relativně málo. Pro modelování měnových kurzů širokého spektra zemí světa proto nejsou tato data vhodná. Rozdíly mezi reprezentanty cenové hladiny dostupnými na Eurostatu můžeme ilustrovat na případu České republiky (obrázek 1). V případě vysoce obchodovatelných statků jako je elektronika, kovové produkty, stroje, software, dopravní prostředky a oděvy se již dnes nominální měnový kurz kryje s úrovní parity kupní síly. Poměr celkové domácí a zahraniční cenové hladiny (tj. na struktuře HDP založená parita kupní síly) je tažen dolů především neobchodovatelnými službami, které jsou v Česku stále výrazně levnější než v eurozóně. Pozorovatel tak může nabýt mylného dojmu, že teorie parity kupní síly indikuje potenciál české koruny posilovat pod 18 CZK/EUR. Teorie ale nic takového neindikuje, byl jen použit nevhodný výběr agregátních cenových hladin (na bázi HDP). Jak ale v článku dále ukazujeme, parita kupní síly je i v tomto agregátním pojetí velmi účinným ukazatelem, pokud spolu s ní zohledníme další relevantní determinanty měnového kurzu.

3. Empirická analýza

V rámci empirické analýzy hledáme model, který by jednoduchou rovnováhu ve smyslu parity kupní síly (základní odrazový můstek) obohatil o další důležité vlivy a vygeneroval tak dlouhodobě rovnovážnou hodnotu měnového kurzu, která bude mnohem blíže k realitě. Náš přístup lze ekvivalentně interpretovat i jako hledání dlouhodobě rovnovážných odchylek od parity kupní síly. Odchytky měnových kurzů od rovnováhy vygenerované našim modelem pak porovnáme s odchylkami od prosté parity kupní síly v nejširším pojetí a zjistíme, zda (a o kolik) jsou nižší.

3.1 Metodika odhadu modelu

Rovnovážné měnové kurzy odhadneme jako implikovaná ekvilibria pomocí panelové regrese metodou nejmenších čtverců (MNČ) na ročních datech pro 34 zemí světa s plovoucím měnovým kurzem (dle definice IMF z roku 2020). Tržní měnový kurz vysvětlíme pomocí několika klíčových proměnných, jež by měly zohlednit nejen odlišné cenové hladiny jednotlivých zemí (tedy paritu kupní síly), ale i vyspělost ekonomik, úrokové sazby, inflaci (tedy dynamiku cenových hladin) či kvalitu podnikatelského prostředí.

Smyslem tohoto přístupu není vysvětlit regresním modelem měnové kurzy co nejlépe (tedy dosáhnout co nejlepší shody modelu s daty), ale namodelovat je pomocí omezeného množství klíčových proměnných, které mají oporu v teorii a zároveň jsou statisticky

významné a mají teoreticky správná znaménka. Modelem vysvětlené („předpovídané“) hodnoty měnových kurzů pak považujeme za implikovanou rovnováhu.

Naším záměrem je modelovat především variabilitu napříč zeměmi než variabilitu v čase, a při odhadu implikované rovnováhy tak využít informací ze značně heterogenního vzorku zemí. Při hledání rovnovážné úrovně měnových kurzů nevyužijeme žádné autoregresní proměnné ani meziskupinové fixní efekty, protože ty by vedly k automatickému nastavení modelové úrovně měnových kurzů podle skutečnosti, a zcela tak zahladily chronické odchylky měnových kurzů od dlouhodobé rovnováhy u konvergujících ekonomik. Naším cílem je, aby výsledná modelová rovnováha byla generována výhradně pomocí z teorie odvozených fundamentálních kurzotvorných faktorů. Pouze společné (synchronní) pohyby měn vůči euru odfiltrujeme pomocí časových fixních efektů (a považujeme je tak za rovnovážné).

Odhadovaná ekonometrická rovnice má tedy obecný tvar:

$$sr_{it} = \beta_0 + \beta_1 ppp_{it} + \beta_2 x_{2,it} + \dots + \beta_k x_{k,it} + pfe_t + \varepsilon_t, \quad (4)$$

kde sr_{it} značí kurz měny i -té země vůči euru v čase t , ppp je kurz dle parity kupní síly, x značí další proměnné, jež jsou ve formě přirozených logaritmů a vyjádřeny relativně vůči eurozóně, pfe časové fixní efekty, a ε je náhodná složka, která kromě ryze náhodné chyby obsahuje informaci o odchylce tržního měnového kurzu od modelové rovnováhy. Proměnné jsou vyjádřeny v přirozených logaritmech, což je v literatuře běžný postup ke zmírnění případných problémů s heteroskedasticitou a nestacionaritou časových řad.

Rovnici 4 lze ekvivalentně chápat i jako hledání rovnovážné (fundamentálně odůvodněné) odchylky od parity kupní síly (ve smyslu difference logaritmů), přičemž výraz $(\beta_1 - 1)ppp_{it}$ na pravé straně rovnice 5 bude eliminován, pokud je $\beta_1 = 1$. Abychom toto omezení do odhadu apriori nezaváděli, preferujeme odhad dle rovnice 4.

$$sr_{it} - ppp_{it} = \beta_0 + (\beta_1 - 1)ppp_{it} + \beta_2 x_{2,it} + \dots + \beta_k x_{k,it} + pfe_t + \varepsilon_t. \quad (5)$$

Odhad panelové regrese popsanou metodikou přináší některé ekonometrické problémy, které diskutujeme v části 3.3.

3.2 Volba vysvětlujících proměnných

Dle rovnice 3, resp. 4, se snažíme nalézt vhodné proxy proměnné za veličiny ovlivňující dlouhodobá kurzová očekávání investorů a relativní rizikovou premii, a to s ohledem na dostupnost dat pro množství zemí světa.

Nominální úrokové sazby reprezentují měnově politické sazby centrálních bank (roční průměry). Vyšší úrokové sazby vedou za jinak neměnných okolností k přílivu

zahraničního kapitálu a posílení domácí měny. Inflace je na bázi průměru indexu spotřebitelských cen a reprezentuje nejen očekávanou změnu kurzu dle relativní verze parity kupní síly, ale i riziko vnitřní nerovnováhy ekonomiky či všeobecné nestability dané země. Vysoká inflace by měla vést ke znehodnocení domácí měny. Předpokládáme, že investoři berou při ohodnocování měn v potaz i úroveň ekonomické konvergence, jež v našem modelu reprezentuje HDP na obyvatele ve stálých cenách a přepočtený na americké dolary stálým kurzem roku 2011 (dle WDI). Za další důležitý kurzotvorný faktor považujeme kvalitu podnikatelského prostředí, jež aproximuje Index ekonomické svobody (*Economic Freedom Index*) od Heritage Foundation (Miller, Kim, Roberts, 2021) dostupný pro širokou škálu zemí světa od roku 1995, a sice jeho podsložku zachycující investiční svobodu. S rozvinutostí ekonomiky, transakčními náklady či s podnikatelským prostředím souvisí i míra urbanizace. Zde předpokládáme, že urbanizace vede ke zlepšování uvedených veličin, a tedy k silnějšímu kurzu domácí měny. Relevantní proměnnou je dále vývoj směnných relací, jež měří vývoj cen exportu ku cenám importu. Jejich zlepšování může být odrazem ekonomického rozvoje, zlepšování konkurenceschopnosti exportu a vést k vyššímu přílivu deviz do ekonomiky. Mohou vysvětlovat selhávání relativní verze teorie parity kupní síly, protože např. konvergujícím ekonomikám s vyšší inflací se mohou zároveň zlepšovat směnné relace a posilovat domácí měna.

Dále bylo experimentováno s množstvím proměnných, jež by mohly aproximovat rizikovost či transakční náklady v jednotlivých ekonomikách. Tyto proměnné se ale ukázaly být buď nevýznamné (někdy i kvůli korelaci s jinou proměnnou), a/nebo měly teoreticky špatná znaménka. Jednalo se o podíl průmyslu na HDP, saldo přímých zahraničních investic k HDP, podíl závazků z titulu přímých zahraničních investic na celkových zahraničních pasivech a o všech 11 zbývajících podsložkách zmíněného indexu ekonomické svobody týkajících se ochrany vlastnických práv, fiskální a měnové politiky, zahraničního obchodu apod. Testovali jsme i reprezentanta vnější rovnováhy ekonomiky – čistá zahraniční aktiva ku HDP. Ačkoliv znaménko bylo teoreticky správné (vyšší čistá zahraniční aktiva jsou spojena se silnější domácí měnou) a proměnná byla statisticky významná, z finálního modelu jsme tuto proměnnou vynechali z důvodu její panelové nestacionarity a potenciální endogenity vůči měnovému kurzu, a to bez významnějšího ovlivnění konečných výsledků.

V ideálním případě by měly být vysvětlující proměnné v jednorovnicovém modelu vůči měnovému kurzu exogenní, avšak v některých případech se jejich částečné endogenitě nelze vyhnout. Za veličiny nezávislé na měnovém kurzu lze považovat HDP na obyvatele, míru urbanizace a investiční svobodu. U inflace jsme si vědomi potenciální endogenity (tedy že inflace ovlivňuje měnový kurz, a zároveň kurz ovlivňuje inflaci), avšak proměnnou v modelu ponecháváme ve snaze odlišit vysokoinflační ekonomiky

od nízkoinflačních. Na inflaci je pak navázána i nominální úroková míra. Směnné relace rovněž nejsou vůči měnovému kurzu zcela exogenní.

Všechny veličiny kromě směnných relací jsou vztaženy relativně k eurozóně³ a vyjádřeny v přirozených logaritmech. Takto upravené časové řady byly shledány jako stacionární pomocí panelových testů jednotkového kořene (viz dále). Pracujeme s ročními daty. Pro jednotlivé země se liší dostupná historie, pro většinu zemí ale data pokrývají období 2000–2020. Většina indikátorů pochází z databáze WDI od Světové banky (srpen 2021) s výjimkou sazeb centrálních bank a indexu ekonomické svobody, které jsou z databáze Macrobond. Pro zachycení nelineárních závislostí testujeme i druhé mocniny vysvětlujících proměnných.

3.3 Ekonometrické problémy

V našem přístupu (kdy záměrně nezahrnujeme autoregresní složku) se nelze vyhnout autokorelaci reziduí, která je důsledkem toho, že odchylky měnových kurzů od dlouhodobé rovnováhy vykazují přirozenou setrvačnost. Za důležitou podmínku pro uznatelnost výsledků proto považujeme, aby autokorelační parametr reziduí byl menší než jedna, což potvrdí, že odchylka měnových kurzů od rovnováhy je v čase klesající (v našem případě dochází k nápravě nerovnováhy na průměru do pěti let, viz dále).

Multikolinearita (vzájemná závislost vysvětlujících proměnných, viz tabulka 1) obecně zkresluje odhadnuté vlivy jednotlivých nezávislých proměnných na závisle proměnnou, ale není problémem v situaci, kdy je naším cílem pouze odhad implikované rovnováhy (tedy modelová „predikce“ vysvětlované proměnné).

Regresní analýza musí být prováděna na stacionárních nebo kointegrovaných časových řadách, aby se eliminovalo riziko zdánlivé regrese. V případě panelových dat pro velké množství zemí světa je obtížné dosáhnout stacionarity všech časových řad u všech zemí. Panelové testy jednotkového kořene ale ověřují, zda je daná časová řada stacionární pro „uspokojivé“ množství zemí ve zkoumaném vzorku. Všechny časové řady zahrnuté do finálního modelu (tj. po transformacích popsanych v předchozí části) byly shledány jako panelově stacionární aspoň jedním ze tří dostupných testů v programu EViews (tabulka 2). Největší problém je v případě měnových kurzů, které jsou typicky nestacionární u konvergujících ekonomik. Pouze PP-Fisherův test v tomto případě vyhodnotil, že stacionárních řad je ve zkoumaném vzorku dostatečné množství na to, aby panel byl považován za stacionární, a to „pouze“ na 8% hladině významnosti. Kurz dle parity kupní síly

3 V omezených případech, kde nebyl dostupný údaj za eurozónu, jsme jej vypočítali jako vážený průměr pro 11 zemí eurozóny, kde vahami bylo HDP těchto zemí ve stálých dolarech v jednotlivých letech.

je vyhodnocen jako panelově stacionární dle dvou ze tří provedených testů. U posledních dvou jmenovaných časových řad proto nejsou výsledky jednoznačné a nelze vyloučit, že měnové kurzy a kurzy dle parity kupní síly jsou panelově nestacionární. Pro tento případ jsme proto provedli i panelové testy kointegrace. Všechny panelové testy kointegrace dostupné v programu EViews potvrdily kointegrační vztah mezi oběma časovými řadami (tabulka 5). Z toho pro nás plyne závěr, že řady měnových kurzů a kurzů dle parity kupní síly sice možná nejsou panelově stacionární, ale v takovém případě jsou rozhodně panelově kointegrované. V obou případech je možné tyto řady do panelové regrese zahrnout.

Zmíněným ekonometrickým nedokonalostem se při zachování filozofie našeho zkoumání zřejmě nelze vyhnout. Máme však za to, že při správné interpretaci i takto nedokonalý model panelové regrese naznačuje, kde leží střednědobá až dlouhodobá rovnováha měnového kurzu. Rovnováhu přitom chápeme jako v čase se měnící rovnovážný bod, ke kterému by měnové kurzy měly ve středním až dlouhém období směřovat, ovšem k vyrovnávání odchylek tržních kurzů od rovnováhy může docházet i prostřednictvím vývoje samotné modelové rovnováhy.

Tabulka 1: Korelační matice proměnných zahrnutých do finálního modelu

	Měnový kurz	Parita kupní síly	HDP na obyvatele	Úrokové sazby	Inflace	Investiční svoboda	Míra urbanizace	Směnné relace
Měnový kurz	1							
Parita kupní síly	0,979	1						
HDP na obyvatele	-0,378	-0,204	1					
Úrokové sazby	0,034	-0,083	-0,580	1				
Inflace	0,066	-0,043	-0,497	0,774	1			
Investiční svoboda	-0,132	-0,019	0,433	-0,348	-0,405	1		
Míra urbanizace	-0,248	-0,110	0,791	-0,316	-0,294	0,349	1	
Směnné relace	-0,107	-0,102	0,037	0,134	0,105	0,003	0,212	1

Poznámka: Proměnné jsou vyjádřeny v přirozených logaritmech a (s výjimkou směnných relací) vztaženy relativně vůči eurozóně. Zahrnuto 34 zemí s plovoucím měnovým kurzem, většinou v období 2000–2020. Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka 2: Panelové testy stacionarity: p -hodnoty pro nulovou hypotézu o přítomnosti jednotkového kořene

	Pesaran a Shin W-stat	ADF – Fisher Chi-square	PP – Fisher Chi-square	Panelově stacionární?
Měnový kurz	0,735	0,199	0,076	nejednoznačné
Parita kupní síly	0,399	0,000	0,000	nejednoznačné
HDP na obyvatele	0,067	0,026	0,000	ano
Úrokové sazby	0,000	0,000	0,000	ano
Inflace	0,000	0,000	0,000	ano
Investiční svoboda	0,000	0,000	0,000	ano
Míra urbanizace	0,000	0,000	0,000	ano
Směnné relace	0,036	0,048	0,039	ano

Poznámka: Proměnné jsou vyjádřeny v přirozených logaritmech a (s výjimkou směnných relací) vztaženy relativně vůči eurozóně. Zahrnuto 34 zemí s plovoucím měnovým kurzem, většinou v období 2000–2020.

Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka 3: Panelové testy kointegrace mezi časovými řadami měnových kurzů a kurzů dle parity kupní síly

	Lineární determ. trend = NE		Lineární determ. trend = ANO	
Druh statistiky	Hodnota statistiky	p–hodnota	Hodnota statistiky	p–hodnota
Pedroniho test				
Panelová v-statistika	2,009	0,022	–2,454407	0,993
Panelová rho-statistika	–2,313301	0,010	1,345	0,911
Panelová PP-statistika	–3,789862	0,000	–2,156065	0,016
Panelová ADF-statistika	–4,83528	0,000	–5,128902	0,000
Kaův test				
ADF-statistika	4,419	0,000	není k dispozici	
Johansenův-Fisherův test				
Fisherova statistika	237,500	0,000	150,600	0,000
Doplňující informace		Hodnota		
Počet zemí	34			
Počet pozorování	714			

Poznámka: Časové řady jsou vyjádřeny v přirozených logaritmech.

Zdroj: vlastní zpracování

3.4 Výsledky empirické analýzy

Výsledky odhadu regresních parametrů ukazuje tabulka 4. Výsledky jsou robustní pro různé metody odhadu. Jako základní model pro další výstupy volíme první uvedený (odhad klasickou metodou nejmenších čtverců, *Panel OLS*), protože ten vykazuje nejnížší střední procentní chybu předpovědi.

Parita kupní síly (poměr cenových hladin) je významná veličina s parametrem okolo jedné, a je tak vhodným odrazovým můstkem při modelování měnových kurzů. Měny zemí s pohyblivým kurzem mají dále tendenci být vůči euru tím silnější, čím vyšší mají HDP na obyvatele, úrokové sazby, investiční svobodu, míru urbanizace a lepší směnné relace, a čím nižší je míra inflace.

Vysoký index determinace (0,996 v modelu OLS) není v tomto případě nijak vypovídací statistikou, protože je zkreslen skutečností, že model relativně dobře vystihuje velmi vysokou meziskupinovou variabilitu měnových kurzů (tedy na jakých úrovních by se měl kurz v dané zemi řádově pohybovat), a která naprosto dominuje nad mezičasovou variabilitou v rámci jednotlivých zemí. Zkreslení není dáno časovými fixními efekty, jež mají v modelu OLS jen minimální význam a meziskupinové fixní efekty záměrně nepoužíváme, jak bylo výše uvedeno. Dominanci meziskupinové variability lze ilustrovat průřezovou regresí v tabulce 4, kde je index determinace rovněž velmi vysoký (0,996). Případně lze problém ilustrovat i naivním modelem, kdy měnové kurzy vysvětlíme pouze pomocí meziskupinových fixních efektů (tj. individuálních konstant). V takovém případě dosáhneme modelu s prakticky stejně vysokým indexem determinace (0,991), i když takový model nemá žádnou informační hodnotu.

Rezidua odhadnutého modelu OLS byla vyhodnocena jako stacionární pomocí ADF Fisherova testu jednotkového kořene na 8% hladině významnosti. Horší průkaznost panelové stacionarity reziduí je zřejmě důsledkem podílu konvergujících zemí ve vzorku, které se k modelové rovnováze přibližují z jedné strany. Výsledek není dokonalý, avšak považujeme jej za přijatelný s ohledem na skutečnost, že k nápravě odhadnutých modelových nerovnováh prokazatelně dochází: autokorelační parametr pro reziduum zpožděné o jedno období (rok) v autoregresním modelu dosáhl statisticky významné hodnoty 0,79 (tabulka 5), což značí, že odchylky měnových kurzů od modelové rovnováhy jsou v čase klesající a polovina nerovnováhy má tendenci se vyrovnat na průměru za 2,9 roku: $\ln(0,5)/\ln(0,79)$. Dalším argumentem ve prospěch přijatelnosti modelu je již zmíněná skutečnost, že meziskupinová variabilita (napříč zeměmi), jež model vysvětluje, naprosto dominuje nad variabilitou v čase, což případný problém s nestacionaritou reziduí upozadňuje.

Rovnováhu měnových kurzů chápeme jako v čase se měnící rovnovážný bod, ke kterému jsou měnové kurzy ve středně až dlouhodobém horizontu přitahovány, ovšem k vyrovnávání odchylek tržních kurzů od rovnováhy může docházet i prostřednictvím vývoje samotné odhadnuté rovnováhy.

Tabulka 4: Odhady parametrů regresního modelu měnových kurzů

Metoda odhadu	Panel OLS			Panel EGLS: Cross-section weights (korekce meziskup. heteroskedasticity)			Panel EGLS: Period SUR (korekce autokorelace a vnitroskup. heteroskedasticity)			Průřezová regrese		
Proměnná	Koeficient	Směr. chyba	t-stat.	Koeficient	Směr. chyba	t-stat.	Koeficient	Směr. chyba	t-stat.	Koeficient	Směr. chyba	t-stat.
C	0,416***	0,080	5,20	0,439***	0,105	4,19	0,561***	(0,113)	4,95	0,561	0,446	1,26
Parita kupní síly	1,000***	0,003	378,02	0,999***	0,003	394,45	0,996***	(0,004)	257,99	1,011***	0,012	82,33
HDP na obyvatele	-0,514876***	0,017	-30,73	-0,507***	0,011	-44,76002	-0,49922***	(0,017)	-29,47	-0,485***	0,058	-8,31
HDP na obyvatele ²	-0,075199***	0,004	-20,07	-0,0700***	0,003	-23,16993	-0,069217***	(0,005)	-14,79	-0,099***	0,015	-6,38
Úrokové sazby	-0,675901**	0,324	-2,09	-0,713**	0,230	-3,098377	-0,491019***	(0,124)	-3,96	2,337	1,606	1,46
Inflace	1,578***	0,314	5,03	1,365***	0,236	5,78	1,205***	(0,081)	14,86	1,109	1,758	0,63
Investiční svoboda	-0,181107***	0,027	-6,76	-0,184***	0,020	-9,224895	-0,148801***	(0,016)	-9,06	-0,155	0,125	-1,24
Míra urbanizace	-0,200437***	0,025	-7,94	-0,170***	0,036	-4,795986	-0,199351***	(0,046)	-4,30	-0,185	0,166	-1,12
Směnné relace	-0,081779***	0,017	-4,85	-0,086***	0,022	-3,826217	-0,106209***	(0,024)	-4,47	-0,120	0,095	-1,26

Doplňující informace	Hodnota			Hodnota			Hodnota			Hodnota		
R-sq (adj.)	0,996			0,997			0,994			0,996		
Střední abs. % chyba předpovědi	12,05			12,94			13,27			15,65		
F-stat.	5669,0			29863,6			12777,6			1131,8		
D-W stat.	0,25			0,35			1,75			-		
Časové fixní efekty	ANO			-			-			-		
Zahrnuto zemí	34			34			34			34		
Počet pozorování	643			643			643			34		
Období	2000–2020			2000–2020			2000–2020			2020		

Poznámka: Vysvětlující proměnnou je logaritmus kurzu měny dané země vůči euru. Vysvětlující proměnné jsou v přirozených logaritmech a (kromě směnných relací) vyjádřeny relativně vůči eurozóně. *** ** značí významnost na 1% a 5% hladině významnosti. Pomlčka znamená, že uvedená položka není pro danou metodu odhadu k dispozici nebo nemá smysl.

Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka 5: Autoregresní model reziduí

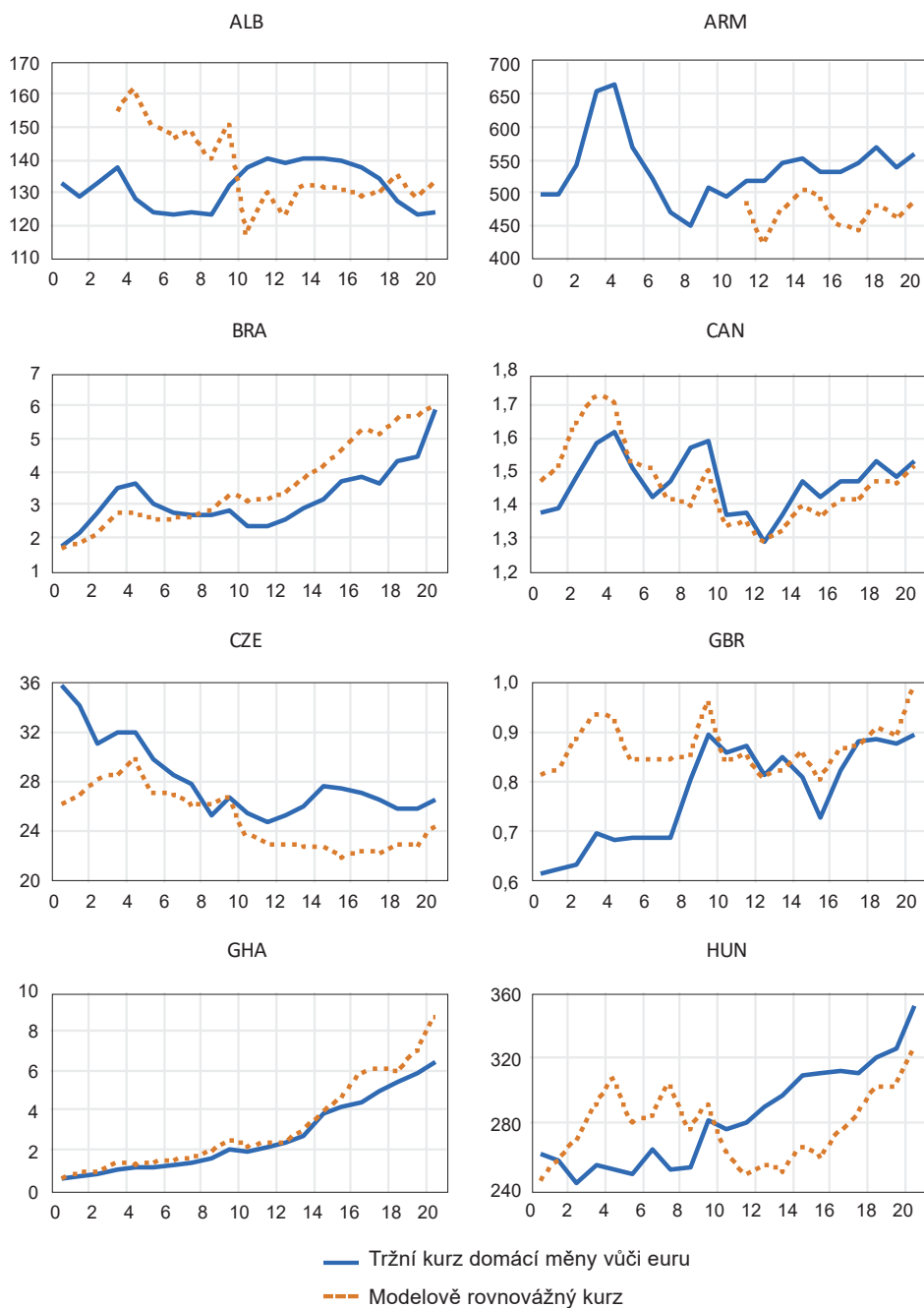
Proměnná	Koeficient	Směr. chyba	t-statistika
C	−0,001	0,0030	−0,192
Reziduum (zpoždění 1 rok)	0,793***	0,0235	33,75
Doplňující informace	Hodnota		
R-sq.	0,772		
F-stat.	35,546		
D-W stat.	2,022		
Zahrnuto zemí	34		
Počet pozorování	609		
Období	2000–2020		

Poznámka: Odhad na ročních panelových datech metodou nejmenších čtverců s fixními meziskupinovými i mezičasovými efekty.

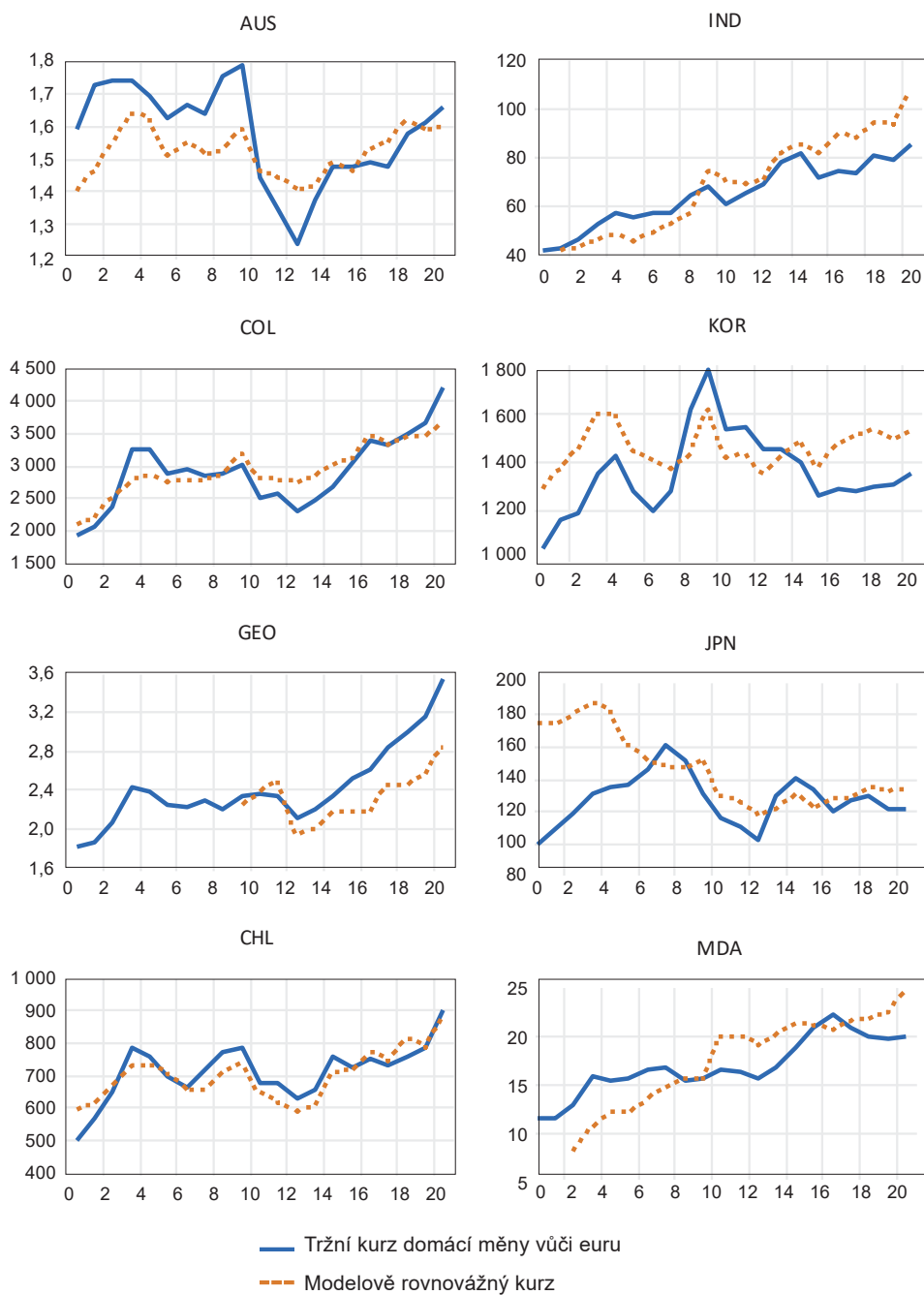
Zdroj: vlastní zpracování

Obrázek 2 porovnává skutečné měnové kurzy s modelovou rovnováhou základního modelu (OLS) u všech zkoumaných zemí. V tabulce 6 pak reportujeme podrobná čísla pro nejaktuálnější rok zahrnutý v modelu, tedy 2020. Je vidět, že po zohlednění dalších vysvětlujících proměnných jsou odchylky měnových kurzů od rovnováhy výrazně nižší než v případě naivního modelu spoléhajícího pouze na paritu kupní síly. To lze interpretovat tak, že dodatečné fundamentální faktory, zahrnuté do modelu nad rámec parity kupní síly, dokázaly vysvětlit, resp. „ospravedlnit“, podstatnou část odchylek měnových kurzů od parity kupní síly, a vygenerovat tak mnohem relevantnější odhady rovnováhy měnových kurzů.

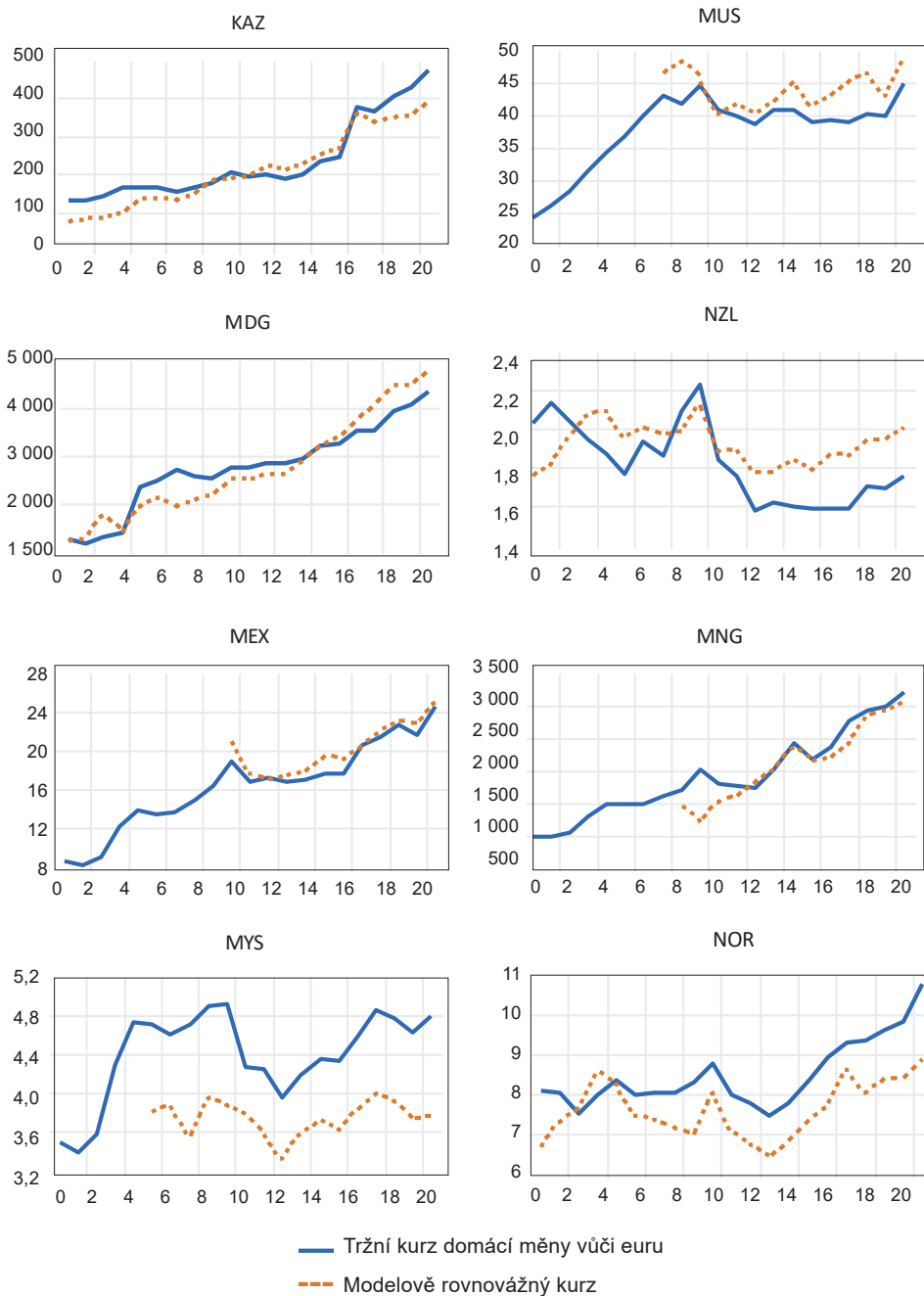
Obrázek 2: Skutečné a modelově rovnovážné kurzy měn vůči euru v letech 2000–2020



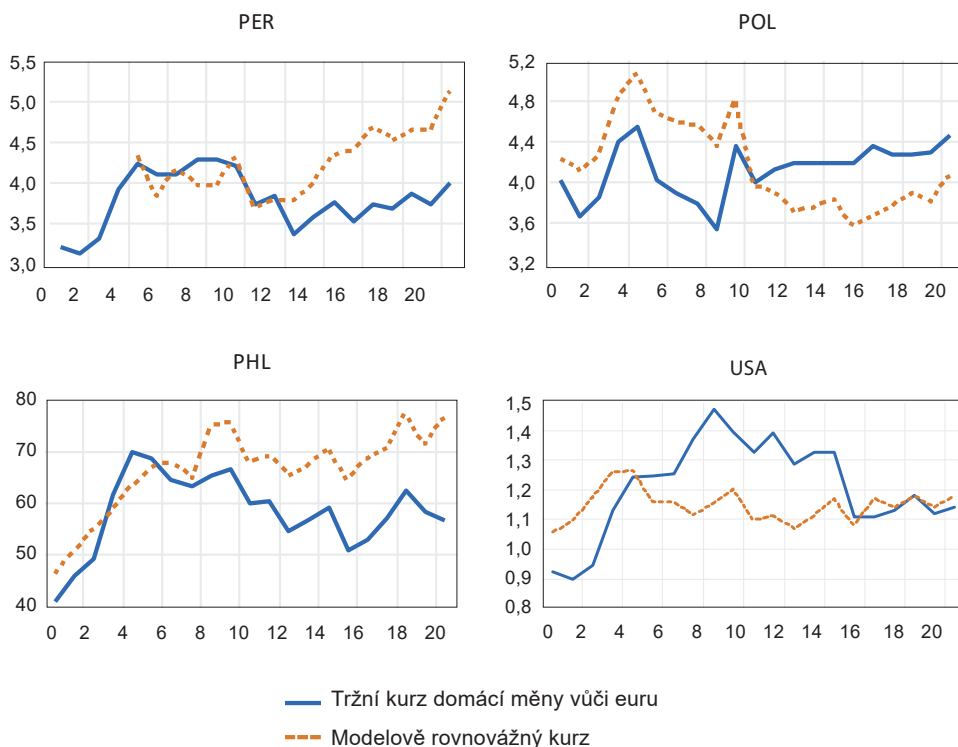
Obrázek 2: pokračování



Obrázek 2: pokračování



Obrázek 2: pokračování



Zdroj: vlastní zpracování

Česká koruna byla vůči euru v roce 2020 podhodnocena oproti modelové rovnováze 24,3 CZK/EUR o 9,3 %, pro polský zlotý odhadujeme rovnováhu 4,07 PLN/EUR (podhodnocení o 9,5 %) a pro maďarský forint 324,6 HUF/EUR (podhodnocení o 8,4 %). Měny Polska a Maďarska jsou si tedy s českou korunou velmi blízké, co se týče podhodnocení vůči modelové rovnováze, na rozdíl od prosté parity kupní síly, která pro měny těchto zemí indikuje výraznější podhodnocení o 76,5 % a 67,8 %. Ačkoliv tedy parita kupní síly indikuje pro polskou a maďarskou měnu do budoucna mnohem vyšší potenciál k posílení, než má česká koruna, proměnné zahrnuté do našeho modelu značnou část této disbalance vysvětlují, a výsledná kurzová odchylka od rovnováhy je tak u těchto zemí blízká té české. Americký dolar vůči euru byl v roce 2020 nadhodnocen oproti modelem implikované rovnováze 1,18 USD/EUR o 3,2 %, zatímco parita kupní síly indikuje nadhodnocení o 19,3 %, tak při „naivní“ rovnováze 1,42 USD/EUR.

Tabulka 6: Skutečné a modelové rovnovážné měnové kurzy všech zemí zahrnutých v modelu vůči euru v roce 2020

	Země	Kurz měny vůči euru	Modelová rovnováha	Odchylka od rovnováhy	Kurz dle PPP	Odchylka od PPP	Průměrná odchylka od rovnováhy	Průměrná odchylka od PPP
ALB	Albánie	124,10	133,64	-7,1%	58,07	113,7%	-3,1%	135,7%
ARM	Arménie	558,54	485,82	15,0%	222,47	151,1%	15,4%	148,8%
AUS	Austrálie	1,66	1,60	3,8%	2,08	-20,4%	3,8%	-12,2%
BRA	Brazílie	5,89	6,03	-2,5%	3,34	76,0%	-6,1%	79,6%
CAN	Kanada	1,53	1,51	1,1%	1,71	-10,3%	0,5%	-5,2%
COL	Kolumbie	4220,25	3681,08	14,6%	1915,77	120,3%	-0,8%	110,7%
CZE	Česko	26,51	24,26	9,3%	17,93	47,9%	13,2%	64,1%
GBR	Velká Británie	0,89	0,99	-10,4%	0,99	-10,1%	-10,6%	-13,0%
GEO	Gruzie	3,55	2,83	25,6%	1,27	180,2%	12,1%	150,6%
GHA	Ghana	6,39	8,65	-26,1%	3,30	93,8%	-13,6%	161,8%
HUN	Maďarsko	351,79	324,61	8,4%	209,61	67,8%	2,4%	72,6%
CHL	Chile	903,79	873,14	3,5%	592,57	52,5%	1,9%	61,4%
IND	Indie	84,64	106,04	-20,2%	31,14	171,8%	-1,5%	250,3%
JPN	Japonsko	121,96	133,66	-8,8%	145,63	-16,3%	-10,8%	-13,8%
KAZ	Kazachstán	471,67	396,56	18,9%	198,14	138,1%	17,4%	197,9%
KOR	Korejská republika	1348,10	1521,16	-11,4%	1220,48	10,5%	-6,9%	30,2%
MDA	Moldavsko	19,78	24,43	-19,0%	8,59	130,4%	4,3%	245,2%
MDG	Madagaskar	4326,36	4802,75	-9,9%	1668,38	159,3%	3,4%	231,3%
MEX	Mexiko	24,55	24,89	-1,4%	13,49	82,0%	-4,2%	73,1%
MNG	Mongolsko	3213,33	3075,01	4,5%	1319,39	143,5%	11,0%	178,1%
MUS	Maurícius	44,94	48,20	-6,8%	23,39	92,1%	-7,0%	90,4%
MYS	Malajsie	4,80	3,77	27,4%	2,22	116,2%	21,4%	139,6%
NOR	Norsko	10,75	8,90	20,8%	14,20	-24,3%	11,5%	-28,0%
NZL	Nový Zéland	1,76	2,01	-12,3%	2,05	-14,0%	-5,2%	-1,8%
PER	Peru	3,99	5,13	-22,2%	2,55	56,3%	-7,8%	95,8%
PHL	Filipíny	56,67	76,61	-26,0%	27,63	105,1%	-11,8%	171,0%
POL	Polsko	4,45	4,07	9,5%	2,52	76,5%	0,1%	80,3%
ROU	Rumunsko	4,85	4,56	6,3%	2,43	99,8%	2,1%	109,8%
RUS	Rusko	82,36	73,53	12,0%	36,65	124,7%	-3,9%	108,4%
SWE	Švédsko	10,52	9,96	5,6%	12,41	-15,2%	-1,1%	-17,3%
THA	Thajsko	35,74	40,02	10,7%	17,47	104,6%	2,8%	183,1%
TUR	Turecko	8,03	5,31	51,1%	3,01	166,3%	4,9%	97,1%
UKR	Ukrajina	30,79	29,53	4,3%	10,90	182,6%	14,0%	264,8%
USA	Spojené státy	1,14	1,18	-3,2%	1,42	-19,3%	5,3%	-4,9%

Poznámka: Založeno na základním modelu OLS, jež má nejnižší střední % chybu předpovědi. Průměrné odchylky od modelové rovnováhy a od parity kupní síly jsou vypočítány pro co nejdéší časové období dostupné pro danou zemi, a zároveň obě řady současně. Tučně jsou zvýrazněny ty odchylky, které přesahují pásmo +/- střední absolutní procentuální chyby předpovědi (12,05 %).

Zdroj: vlastní výpočty

Britská libra byla vůči euru nadhodnocena o 10,4 % při implikované rovnováze 0,99 GBP/EUR, podobně jako naznačuje parita kupní síly (10,1 %). Japonský jen se ukázal být nadhodnocený o 8,8 % při modelové rovnováze 133,7 JPY/EUR, zatímco parita kupní síly indikuje nadhodnocení 16,3 %. Nejvyšší odchylka od parity kupní síly je v případě Ukrajiny, kdy tento ukazuje podhodnocení ukrajinské hřivny o 182,6 %. Po zohlednění ostatních proměnných v našem modelu se ovšem ukrajinská hřivna ukáže být podhodnocena o „pouhé“ 4,3 %. Jako země s nejvíce podhodnocenými měnami (a tedy s největším potenciálem pro budoucí apreciaci) náš model vyhodnotil Turecko (51,1 %), Malajsii (27,4 %), a Gruzii (25,6 %), zatímco mezi země s měnami nejvíce nadhodnocenými patří Ghana (26,1 %), Filipíny (26,0 %), Peru (22,2 %), Indie (20,2 %) či Moldavsko (19,0 %).

Modelové odhady je nutné chápat jako čisté orientační, neboť existuje riziko, že některá důležitá proměnná nebyla do modelu zahrnuta. Každý model má svá specifika, přednosti i nedokonalosti, a každý autor tak může dojít k jiným odhadům rovnováhy měnových kurzů.

Závěr

V článku jsme konstruovali jednoduchý model měnových kurzů v duchu modelů behaviorální rovnováhy (BEER), hledali makroekonomické veličiny, které konzistentně ovlivňují dynamiku kurzu napříč širokým spektrem zemí, a identifikovali země, jejichž kurz je dlouhodobě v nesouladu s jejich makroekonomickou situací. Model jsme odhadli na panelových datech pro 34 zemí světa s režimem plovoucího měnového kurzu v letech 2000–2020. Základním stavebním kamenem modelu je absolutní verze teorie parity kupní síly (poměr domácí a zahraniční cenové hladiny), která je dále doplněna o množství dalších proměnných, jež mají oporu v teorii. Náš přístup lze ekvivalentně chápat i jako hledání fundamentálně odůvodněných odchylek měnových kurzů od parity kupní síly. Naším záměrem bylo vytěžit informace z heterogenního vzorku zemí a modelovat tak více variabilitu měnových kurzů napříč zeměmi než v čase. Výsledky ukazují, že parita kupní síly je vhodným odrazovým můstkem při modelování měnových kurzů s parametrem statisticky nelišícím se od jedné. Měny zemí s pohyblivým kurzem mají dále tendenci být vůči euru tím silnější, čím vyšší mají HDP na obyvatele, úrokové sazby, investiční svobodu, míru urbanizace a lepší směnné relace, a čím nižší je míra inflace. Odhadnuté odchylky měnových kurzů od modelové rovnováhy jsou podstatně nižší než v případě naivního modelu založeného pouze na paritě kupní síly a polovina odchylky má tendenci se vyrovnat na průměru do necelých tří let. Rovnováhu měnových kurzů chápeme jako v čase se měnící rovnovážný bod, ke kterému jsou měnové kurzy ve střednědobém až dlouhodobém

horizontu přitahovány, ovšem k vyrovnávání odchylek tržních kurzů od rovnováhy může docházet i prostřednictvím vývoje samotné odhadnuté rovnováhy. Prezentované odhady rovnovážných měnových kurzů je tak nutné brát i z důvodu rizika nezahrnutí dalších důležitých proměnných do modelu a dalších ekonometrických problémů jako čistě orientační.

Literatura

- Bernholz, P. (1982). *Flexible Exchange Rates in Historical Perspective*. Princeton: International Finance Section, Department of Economics, Princeton University. ISBN 0881652202.
- Ca'Zorzi, M., Cap, A., Mijankovic, A., et al. (2020). *The predictive power of equilibrium*. ECB Working Paper Series No. 2358. Dostupné z: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwp/escb.wp2358~4382d88430.en.pdf>
- Clark, P. B., MacDonald, R. (1998). *Exchange Rates and Economic Fundamentals: A Methodological Comparison of BEERs and FEERs*. IMF Working Papers No. 067, <https://doi.org/10.5089/9781451961683.001>
- Fund for Peace (2021). *Fragile States Index Annual Report 2021* [online]. Washington, D.C.: Fund for Peace [cit. 2022-04-16]. Dostupné z: <https://fragilestatesindex.org/wp-content/uploads/2021/05/fsi2021-report.pdf>
- James, J., Marsh, I. W., Sarno, L. (2012). *Handbook of Exchange Rates*. Hoboken: John Wiley & Sons, Inc. ISBN 9780470768839.
- Melecký, M., Komárek, L. (2007). The Behavioral Equilibrium Exchange Rate of the Czech Koruna. *Transition Studies Review*, 14, 105–121, <https://doi.org/10.1007/s11300-007-0136-1>
- Lane, P. R., Milesi-Ferretti G. M. (2002). *External Wealth, the Trade Balance, and the Real Exchange Rate*. IMF Working Papers No. 51, <https://doi.org/10.5089/9781451847123.001>
- Lane, P. R., Milesi-Ferretti, G. M. (2018). The External Wealth of Nations Revisited: International Financial Integration in the Aftermath of the Global Financial Crisis. *IMF Economic Review*, 66(1), 189–222, <https://doi.org/10.1057/s41308-017-0048-y>
- MacDonald, R. (2007). *Exchange Rate Economics: Theories and Evidence*. Oxfordshire: Routledge. ISBN 9780415125512.
- Miller, T., Kim, A. B., Roberts, J. M. (2021). *2021 Index of Economic Freedom*. Washington, D.C.: The Heritage Foundation. ISBN 978-0-89195-303-6.
- Obstfeld, M., Cooper, N. R., Krugman, P. R. (1985). Floating Exchange Rates: Experience and Prospects. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1985(2), 369–464, <https://doi.org/10.2307/2534443>
- Rogoff, K. (1996). The Purchasing Power Parity Puzzle. *Journal of Economic Literature*, 34(2), 647–668.
- Rossi, B. (2013). Exchange Rate Predictability. *Journal of Economic Literature*, 51(4), 1063–1119, <https://doi.org/10.1257/jel.51.4.1063>