
Jiří Pour*

Abstract

Application of Discrete Choice Models on Analysis of Causes of Currency Crises

This paper analyzes an influence of some economic variables to a probability of the occurrence of currency crises. The variables were at first derived theoretically and then analyzed using logit regression on panel data for up to 78 countries of the world in 1980–2012. The analysis shows that the indicators mostly considered as measures of external economic balance – current account and net foreign assets – have not much statistically significant impact on the risk of currency crisis. Much more important is a structure of foreign liabilities in terms of liquidity – a greater share of foreign direct investments on foreign liabilities and a lower share of short term foreign debt to total debt statistically significantly reduce the risk of crises. The risk significantly decreases also with higher trade openness, faster GDP growth and underestimation of nominal exchange rate with respect to the purchasing power parity. Signs of parameters of these variables are staying unchanged even if we estimate over two thousand models.

Keywords: currency crisis, external imbalances, intertemporal solvency, logit, exchange market pressure index

JEL Classification: F3, F4

Úvod

Měnové krize se jako jeden z druhů finančních krizí projevují prudkým poklesem hodnoty domácí měny, který je zapříčiněn odlivem kapitálu z dané ekonomiky. K takovému odlivu může dojít z mnoha příčin – např. z důvodu negativního vývoje fundamentálních veličin působících na pochybnosti investorů o intertemporální solventnosti ekonomiky (tzv. *sudden stop*). Může se tak dít i vlivem spekulativního útoku, nebo když je země bez zvláštních fundamentálních příčin „vhozena do jednoho pytle“ s ostatními problémovými ekonomikami v regionu. Měnové krize mohou být příčinou či důsledkem dalších projevů finanční krize, např. krize bankovní. Náhlý propad hodnoty domácí měny může těžce postihnout subjekty zadlužené v zahraničních měnách, což dále postihne právě bankovní sektor (pokud je zastoupení devizových dlužníků v ekonomice velké) a pokles jejich důchodu pravděpodobně povede k útlumu spotřeby a propadu investic. Následovat může hospodářská recese.

Je sice pravděpodobné, že pokles hodnoty měnového kurzu v delším časovém období pomůže ekonomice z titulu růstu exportu díky vyšší cenové konkurenceschopnosti domácích výrobků na zahraničních trzích (pokud je splněna Marshall-Lernerova podmínka), nicméně z výše uvedeného je zřejmé, že prudké oslabení měny může mít na ekonomiku zničující dopady minimálně v krátkodobém horizontu. Proto má smysl hledat faktory,

* Jiří Pour (e-mail: xpouj10@vse.cz), Vysoká škola ekonomická v Praze.

Článek byl zpracován v rámci projektu IGA *Finanční a hospodářský cyklus* č. F1/05/2014.

kteřé výskyt měnových krizí podporují a které by případně mohly poskytovat včasné varování. Jedná se hlavně o zdroje nerovnováhy ve vnější oblasti (často kombinace uvolněných podmínek financování a nadměrného sklonu ke spotřebě či přeinvestovanosti).

Cílem článku je analyzovat vliv vybraných ekonomických veličin na pravděpodobnost vypuknutí měnové krize pomocí logitové regrese na panelových datech mnoha zemí světa. Hlavním předmětem zájmu jsou veličiny související s vnější ekonomickou rovnováhou. V první kapitole jsou představena teoretická východiska, na jejichž základě jsou v druhé kapitole odvozeny vysvětlující proměnné pro regresní analýzu. Metodika identifikace měnové krize a odhadu modelu diskrétní volby je popsána ve třetí části. Čtvrtá kapitola diskutuje výsledky empirického výzkumu.

Této problematice se již věnovalo více zahraničních autorů (viz dále). Tato práce se od většiny ostatních odlišuje mj. velkým počtem zahrnutých zemí, způsobem odvození relevantních ekonomických veličin a především důrazem na strukturu zahraničních aktiv a pasiv z hlediska likvidity.

1. Teoretická východiska

1.1 Intertemporální solventnost ekonomiky

Jak bylo řečeno v úvodu, možnou příčinou měnové krize je odliv kapitálu z důvodu pochybnosti investorů o intertemporální solventnosti ekonomiky. Za základní teoretické východisko této problematiky můžeme považovat model Obstfelda a Rogoffa (1994), jež pracuje s intertemporálním rozpočtovým omezením ve tvaru

$$\sum_{s=t}^{\infty} R_{t,s} \cdot (C_s + I_s + G_s) = (1 + IR_{F,t}) \cdot NFA_t + \sum_{s=t}^{\infty} R_{t,s} \cdot Y_s, \quad (1)$$

Kde NFA je stav čistých zahraničních aktiv^{1,2}, IR_F je zahraniční úroková míra, Y je produkt, $(C_t + I_t + G_t)$ je domácí absorpce a $R_{t,s}$ je diskontní faktor).

Rovnice může být upravena do podoby

$$-(1 + IR_{F,t}) \cdot NFA_t = \sum_{s=t}^{\infty} R_{t,s} \cdot [NX_t]. \quad (2)$$

Rozpočtové omezení říká, že ekonomika si může dovolit současnou hodnotu domácích výdajů (absorpce) maximálně ve výši současné hodnoty domácí produkce plus počáteční velikosti čistých zahraničních aktiv, resp. že ekonomika je solventní, pokud minusová počáteční hodnota čistých zahraničních aktiv nepřevyšuje současnou hodnotu budoucích čistých exportů. Nutná podmínka proto je, aby byl v dlouhém období (nekončném) permanentně vyrovnaný (či přebytkový) běžný účet platební bilance, nebo aby každé deficitní saldo běžného účtu bylo v budoucnu kompenzováno přebytkem (řádně diskontovaným). Saldo běžného účtu je pro potřeby modelu definováno jako

$$CA_t = NFA_{T+1} - NFA_T = IR_{F,t} \cdot NFA_T + Y_t - C_t - I_t - G_t. \quad (3)$$

1 Nepočítá se s možností změny NFA z titulu přecenění zahraničních aktiv a pasiv, např. vlivem pohybu měnového kurzu.

2 Analýze dynamiky NFA se věnují např. Gourinchas, Rey (2005).

Do úvahy o intertemporální solventnosti ekonomiky tedy musíme zahrnout jak aktuální saldo běžného účtu, tak faktory ovlivňující budoucí vývoj salda, či spíše důvěru investorů v budoucí vývoj, která hraje důležitější roli než neznámá budoucí skutečnost.

Běžný účet platební bilance byl výše prezentován jako součet salda čistého exportu a bilance výnosů. Uvažujme následující jednostranné funkční vztahy pro export a import (vyjádřené v zahraniční měně)

$$EX = EX(ER, Y_F, Y_D, P_D, P_F, \dots) \quad (4)$$

$$IM = IM(ER, Y_D, P_D, P_F, \dots), \quad (5)$$

kde EX značí export, IM import, ER měnový kurz (přímá kotace), Y_D a Y_F domácí, resp. zahraniční důchod, a P_D a P_F domácí, resp. zahraniční, cenovou hladinu.

Zároveň předpokládáme tyto směry působení (v podobě parciálních derivací)

$$\frac{\partial EX}{\partial ER} > 0; \frac{\partial EX}{\partial Y_F} > 0; \frac{\partial EX}{\partial Y_D} > 0; \frac{\partial EX}{\partial P_D} < 0; \frac{\partial EX}{\partial P_F} > 0;$$

$$\frac{\partial IM}{\partial ER} < 0; \frac{\partial IM}{\partial Y_D} > 0; \frac{\partial IM}{\partial P_D} > 0; \frac{\partial IM}{\partial P_F} < 0.$$

Čistý export je téměř jednoznačně stimulován k růstu (a ekonomika směřuje směrem k solventnosti), pokud domácí měna oslabuje³ a domácí cenová hladina je nižší relativně k zahraniční, resp. roste pomaleji. V případě důchodů je situace méně jasná – růst zahraničního důchodu zvyšuje domácí export, avšak růst domácího důchodu zvyšuje zároveň export i import. Vyšší produkt může umožnit růst exportu především v delším období, pokud je investováno do exportních kapacit. Naopak pokles produktu může z nabídkové strany způsobit snížení exportu vlivem např. krachu podniků při finanční krizi či omezení bankovního financování. Import je zvyšován rostoucím produktem v závislosti na mezním sklonu k importu.

Bilanci výnosů můžeme vyjádřit přesněji, než uvažuje jednoduchý intertemporální model, jako rozdíl nominálních výnosů ze zahraničních aktiv a pasiv (ve stejné měně)

$$NY_t = IR_{F,t} \cdot FA_t - IR_{D,t} \cdot FL_t. \quad (6)$$

Zatímco stavy zahraničních aktiv a pasiv jsou funkcí jejich zpožděné hodnoty a salda běžného účtu, míry výnosnosti domácích a zahraničních aktiv uvažujeme jako součet bezrizikové míry navýšené o premii za riziko a likviditu.

$$IR_t = IR_t^{\text{bezr.}} + RLP_t. \quad (7)$$

Riziková premie je funkcí různých podnikatelských rizik, především ekonomických a politických, obě premie zároveň závisí na konkrétní struktuře aktiv z hlediska rizika a likvidity, především na podílech méně likvidních a rizikovějších (a vysoce výnosných) přímých zahraničních investic, likvidnějších a méně rizikových portfoliových investic

3 Předpokládáme splnění Marshall-Lernerovy podmínky.

a velmi likvidních a velmi málo rizikových (a nejméně výnosných) devizových rezerv na celkových zahraničních aktivech, resp. pasivech.⁴ Rizikově likviditní prémii dále rozlišujeme na zahraniční prémii inkasovanou domácími subjekty ze zahraničních aktiv a domácí prémii placenou zahraničním subjektům ze zahraničních pasiv. Ve druhém případě navíc zahrneme poměr NFA/GDP, abychom zohlednili skutečnost, že premie je závislá na schopnosti země naplnit podmínku solventnosti.

$$RLP_{F,t} = RLP_F \left(\frac{FDI_A}{FA}, \frac{PI_A}{FA}, \frac{FR_A}{FA} \right) \quad (8)$$

$$RLP_{D,t} = RLP_D \left(\frac{FDI_L}{FL}, \frac{PI_L}{FL}, \frac{FR_L}{FL}, \frac{NFA_D}{GDP_D} \right). \quad (9)$$

Podíl přímých zahraničních investic může premii zvyšovat z důvodu nízké likvidity a vyšší rizikovosti, avšak na druhou stranu by ji mohl snižovat z důvodu sníženého refinančního rizika. Podíl portfoliových investic nemá dopředu jasný vliv, podíl devizových rezerv premii snižuje z důvodu vysoké likvidity a nízkého rizika a podíl čistých zahraničních aktiv na HDP premii snižuje z důvodu vyšší pravděpodobnosti plnění intertemporální solventnosti ekonomiky. (Podíly veličin na zahraničních aktivech, resp. pasivech jsou vyjádřeny pouze jako FDI, PI, FR a NFA.)

$$\frac{\partial RLP}{\partial FDI} > 0; \quad \frac{\partial RLP}{\partial PI} = ?; \quad \frac{\partial RLP}{\partial FR} < 0; \quad \frac{\partial RLP}{\partial NFA} < 0.$$

Funkční vztah pro bilanci výnosů můžeme vyjádřit jako

$$NY_t = NY \left(FA_{t-1}, FL_{t-1}, IR_{F,t}^{bezr.}, RLP_F \left(\frac{FDI_A}{FA}, \frac{PI_A}{FA}, \frac{FR_A}{FA} \right), IR_{D,t}^{bezr.}, RLP_D \left(\frac{FDI_L}{FL}, \frac{PI_L}{FL}, \frac{FR_L}{FL}, \frac{NFA_D}{GDP_D} \right) \right). \quad (10)$$

Bilance výnosů v nominálním vyjádření je tím vyšší, čím vyšší jsou zahraniční aktiva, nižší zahraniční pasiva, vyšší zahraniční bezriziková úroková míra, vyšší zahraniční premie za riziko a likviditu, nižší domácí bezriziková úroková míra, a nižší domácí premie za riziko a likviditu.

Protože běžný účet platební bilance uvažujeme jako rozdíl čistého exportu a bilance výnosů,

$$CA_t = EX_t - IM_t + NY_t, \quad (11)$$

můžeme pro něj konečně odvodit funkční vztah:

$$CA_t = CA \left[EX(ER, Y_F, Y_D, P_D, P_F) - IM(ER, Y_D, P_D, P_F) + NY \left(FA_{t-1}, FL_{t-1}, IR_{F,t}^{bezr.}, RLP_F \left(\frac{FDI_A}{FA}, \frac{PI_A}{FA}, \frac{FR_A}{FA} \right), IR_{D,t}^{bezr.}, RLP_D \left(\frac{FDI_L}{FL}, \frac{PI_L}{FL}, \frac{FR_L}{FL}, \frac{NFA_D}{GDP_D} \right) \right) \right]. \quad (12)$$

4 Ostatní investice ponecháváme stranou jako méně významnou položku, z hlediska rizika a likvidity by ležely mezi portfoliovými investicemi a devizovými rezervami.

1.2 Další aspekty posuzování solventnosti ze strany investorů

Posoudit k danému okamžiku, zda je ekonomika solventní, je v praxi naprosto nemožné, protože nelze předpovídat vývoj ekonomických veličin do nekonečné budoucnosti. Rozhodující navíc je, jak solventnost ekonomiky posuzují zahraniční investoři. Ti do svého odhadu zahrnují současný a očekávaný vývoj tokových a stavových fundamentálních veličin, který je do značné míry ovlivněn i jejich subjektivními pocity. Náhlý výpadek toků kapitálu a měnová krize nastanou, když investoři přestanou v solventnost ekonomiky na základě jimi uvažovaných kritérií věřit. Zároveň pravděpodobně platí, že investoři neuvažují solventnost v nekonečném horizontu, jak je prezentována v modelu intertemporálního rozpočtového omezení, ale že každý investor uvažuje časový horizont solventnosti podle svých potřeb.

Všeobecně známá jsou pravidla, že poměr deficitu běžného účtu k HDP by neměl přesahovat 5 % a poměr stavu hrubého zahraničního dluhu k HDP by neměl přesahovat 40 %. Dále je používána limitní hodnota 20 % pro podíl dluhové služby na exportu zboží a služeb, požadavek krytí tří- až šestiměsíčního importu devizovými rezervami, a devizové rezervy se rovněž poměřují s krátkodobými zahraničními závazky (Mandel, Tomšík, 2008). Zde se jedná spíše o problematiku likvidity než solventnosti. Přestože tato pravidla mohou mít psychologický efekt na investory, rozhodně nemohou z ekonomického hlediska platit stejně pro všechny země. Nejspíš platí, že vyspělá důvěryhodná ekonomika si může dovolit vyšší zahraniční zadlužení, než je zmíněná limitní hodnota, zatímco u méně vyspělé ekonomiky mohou investoři požadovat limitní hodnoty naopak přísnější. Avšak zmíněné pravidlo 5% deficitu běžného účtu k HDP potvrzuje Freund (2000), jež na datech průmyslových zemí v letech 1980–1997 ukázala, že typický (průměrný, resp. mediánový) případ obratu běžného účtu nastává právě okolo této hodnoty. Rozptyl hodnot je však značný.

Důvěra investorů v intertemporální solventnost ekonomiky je dále ovlivněna fází životního cyklu, v níž se ekonomika nachází. Jak uvádí Mandel, Tomšík (2008), rovnováhu platební bilance nelze chápat ve statickém pojetí jako jedinou možnou ideální strukturu toků v platební bilanci stejnou pro všechna vývojová období ekonomiky. Autoři proto rozlišují tyto fáze životního cyklu ekonomik, ve kterých se liší pohledy na vnější rovnováhu: mladá a zralá transformující se ekonomika, posttransformační ekonomika, expandující vyspělá ekonomika a dlouhodobě rovnovážná ekonomika. U mladé a zralé transformující se ekonomiky je deficit běžného účtu přirozený a vnější rovnováha je zde chápána především jako nedluhové financování deficitu běžného účtu, hlavně prostřednictvím přímých zahraničních investic.

Kromě solventnosti ekonomiky je důvěra investorů ovlivněna rovněž likviditou zahraničních aktiv a pasiv, resp. refinančním rizikem. I dlouhodobě solventní ekonomika tak může zažít náhlý odliv kapitálu a měnovou krizi, pokud jsou její zahraniční pasiva výrazně likvidnější (mají kratší splatnost, např. pasiva dluhového charakteru) než zahraniční aktiva (např. majetková). V takovém případě budou investoři oprávněně pochybovat, že své investice mohou v případě potřeby dostat kdykoliv zpět. Likvidita vystupuje již výše jako faktor ovlivňující výnosnost zahraničních aktiv a pasiv, zároveň ji však lze chápat jako samostatný činitel důvěry investorů. Jako proměnné do regrese dále zahrneme podíl krátkodobého zahraničního dluhu na celkovém dluhu jako další ukazatel, který pomůže identifikovat problémy v oblasti likvidity.

2. Odvození vysvětlujících proměnných do regresní analýzy

Z odvozeného vztahu pro běžný účet platební bilance (jako klíčové veličiny intertemporální solventnosti ekonomiky) a na základě dalších uvedených teoretických poznatků můžeme pro regresní analýzu odvodit konkrétní vysvětlující proměnné. Při výběru jsme jednak limitováni dostupností ukazatelů, avšak především musíme minimalizovat riziko vzájemného vztahu vysvětlujících proměnných (multikolinearity).

Do regrese nejprve zahrneme základní tokovou veličinu vnější ekonomické rovnováhy – běžný účet platební bilance (CA) a hlavní stavovou veličinu – čistá zahraniční aktiva (NFA). Otestujeme rovněž specifitější stavovou veličinu – výši zahraničního zadlužení země (DEBT). Všechny veličiny jsou uvažovány v poměru k HDP. V případě CA a NFA očekáváme záporná znaménka – jejich přebytky snižují pravděpodobnost měnové krize. Vyšší úroveň zadlužení by naopak měla pravděpodobnost krize zvyšovat. Zahrnutí veličiny NFA je zároveň v souladu s odvozeným vztahem pro bilanci výnosů, i když ve zjednodušené podobě.

Ze vztahu pro export se nám nabízí dostupný ukazatel poměr měnového kurzu dle parity kupní síly a tržního měnového kurzu dané země k americkému dolaru (PPP⁵). Podhodnocení tržního kurzu oproti PPP signalizuje zvýšenou konkurenceschopnost na zahraničních trzích. Dále nám ukazatel umožňuje pomoci identifikovat transformující se či rozvojové ekonomiky, jež mají typicky tento poměr menší než jedna. U těchto ekonomik se dočasná vnější nerovnováha více toleruje, jak vyplývá z výše popsané teorie životního cyklu ekonomik, proto by pravděpodobnost měnové krize měla být opět snížena. Dále podhodnocení měnového kurzu oproti paritě kupní síly by mělo samo o sobě snižovat pravděpodobnost dalšího dramatického poklesu hodnoty domácí měny. Naopak lze dlouhodobě očekávat spíše apreciaci měny směrem k PPP, což ale na druhou stranu maže konkurenční výhodu. Nicméně očekáváme kladné znaménko – nižší hodnota poměru by měla snižovat pravděpodobnost měnové krize.

Ze vztahu pro export a import vyplývá, že je třeba vzít v potaz domácí a zahraniční produkt. Zahrneme pro jednoduchost pouze meziroční růst reálného HDP dané země (GDY)⁶. Vliv ukazatele je nejasný – relativně vyšší růst domácího HDP je spojen s vyšším exportem i importem. Zároveň by vyšší ekonomická výkonnost měla zvyšovat sama o sobě důvěru investorů. Mohla by však znamenat rovněž přehřívání ekonomiky (a následnou recesi), a důvěru naopak snížit.

S přehříváním ekonomiky je spojen i další ukazatel – rozdíl meziročních změn měnového agregátu M2 a reálného růstu HDP (MONGAP). Předpokládáme, že příliš vysoká tempa růstu měnové zásoby oproti růstu reálného produktu mohou být signálem úvěrové bubliny či bubliny na finančních trzích a zvyšovat riziko ekonomického šoku, resp. snižovat důvěru investorů ve stabilitu ekonomiky. Rozhodně tak ale nemusí platit vždy, proto vliv této proměnné nemusí být jednoznačný. Dále zahrneme stavovou veličinu poměr úvěrů v ekonomice k HDP (LOAN). Příliš vysoká hodnota této veličiny by mohla být signálem úvěrové bubliny, a zvyšovat tak pravděpodobnost krize.

5 Jedná se o převrácenou hodnotu ukazatele ERDI.

6 Ve snaze zachytit růst zahraničního produktu byla testována i varianta s rozdílem tempa růstu HDP dané země a světového růstu HDP, výsledky však byly prakticky totožné.

Poměr hrubého domácího produktu a hrubého národního důchodu (GDGNI) je proměnnou identifikující, zda je země čistým plátcem či příjemcem zahraničních důhodů. Hodnota vyšší než jedna tohoto poměru znamená, že část HDP odplouvá do zahraničí v podobě výplaty zisků, mezd a transferů. Očekávané znaménko je nejasné, protože země s kladnou bilancí důhodů by měly mít sice snížené riziko měnové krize, na druhou stranu u transformujících se ekonomik, které platí výnosy do zahraničí, je pohled investorů na vnější rovnováhu méně přísný.

Do regrese dále zahrneme depozitní nominální úrokové sazby, jako proxy proměnnou pro bezrizikovou úrokovou míru. Vyšší domácí úroková míra (resp. úrokový diferenciál) jednak zhoršuje bilanci výnosů, jednak slouží jako diskontní faktor pro čisté exporty. Z tohoto pohledu veličina snižuje solventnost ekonomiky a zvyšuje pravděpodobnost měnové krize. Na druhou stranu vyšší úrokové sazby mohou v krátkodobém horizontu zvyšovat atraktivitu domácí měny a působit na její apreciaci, avšak zároveň mohou být projevem zvýšeného inflačního očekávání a signalizovat oslabení domácí měny v delším období. Obě hypotézy vyplývají z nekryté verze teorie parity úrokové míry. Protože v tomto článku provádíme výzkum z krátkodobého pohledu (jak daná veličina ovlivní pravděpodobnost měnové krize v příštím roce), měl by zde převážet krátkodobý pozitivní efekt úrokových sazeb. V některých případech navíc může měnová autorita zabránit (či spíše jen oddálit) vypuknutí měnové krize právě zvýšením úrokových sazeb – např. Hongkong během asijské krize 1998 (Li *et. al.*, 2006). Výsledné očekávané znaménko parametru tedy není jasné.

Za důležité proměnné považujeme podíly přímých zahraničních investic v držení domácích subjektů na zahraničních aktivech (FDIA) a totéž v držení zahraničních subjektů v poměru k zahraničním pasivům (FDIL). Ukazatele představují rizikovost a likviditu zahraničních aktiv a pasiv, a ovlivňují důvěru investorů více cestami: přes běžný účet, kde působí na míru výnosnosti zahraničních aktiv a pasiv (hledisko solventnosti) a z hlediska likvidity samy o sobě. Vlivy však jdou proti sobě: např. vyšší zastoupení FDI na zahraničních pasivech snižuje likviditu zahraničních pasiv, což je pozitivní efekt z hlediska finanční stability, na druhou stranu je tato stabilita vykoupena vyšší mírou jejich výnosnosti, což působí negativně na bilanci výnosů, potažmo na solventnost ekonomiky. Pokud jsou však přímé investice směřovány do exportních odvětví, je solventnost ovlivněna pozitivně. Očekávaná znaménka vlivu těchto veličin na pravděpodobnost měnové krize jsou proto teoreticky nejasná, záleží na tom, které efekty převáží. Očekáváme však, že pozitivní vlivy převáží, s čímž počítá i teorie životního cyklu ekonomiky, která doporučuje transformujícím se ekonomikám z hlediska finanční stability preferovat příliv přímých zahraničních investic. Podíly méně stabilních portfoliových a ostatních investic do regrese nezahrnujeme z důvodu multikolinearity, neboť jejich součet tvoří k podílu FDI doplněk.

Zahrneme však navíc poměr krátkodobého zahraničního dluhu země k celkovému dluhu (SDEBT). Dluhové financování nezahrnuje přímé investice do kmenového jmění a portfoliové investice do majetkových cenných papírů a účastí. Vyšší hodnoty tohoto ukazatele mají na jednu stranu pozitivní vliv na bilanci výnosů (resp. na solventnost ekonomiky) z důvodu nízké prémie za riziko a likviditu placené zahraničním investořům, na druhou stranu vyšší likvidita zahraničních pasiv představuje vyšší riziko náhlého odlivu kapitálu. Samotné dluhové financování může být tedy poněkud rizikové, to je však ještě umocněno, když je zde vysoký podíl krátkodobého dluhu. Výsledný efekt tedy opět záleží na tom, který vliv převáží.

Nakonec zahrneme otevřenost zahraničnímu obchodu, měřenou jako poměr exportu plus importu na HDP (TRADE), jež by mohla pomoci investorům posoudit finanční stabilitu země, a ovlivňovat tak jejich důvěru. Veličina má teoreticky sporný vliv na udržitelnost vnější rovnováhy, a tedy případný výskyt měnových krizí (Pour, 2014). Více otevřená ekonomika závislá na zahraničním obchodu může být zranitelnější vůči externím šokům. Na druhou stranu otevřenější ekonomika s vyšší exportní kapacitou bude lépe reagovat na deficit běžného účtu než ekonomika méně otevřená, pro kterou by přesun zdrojů do exportních odvětví představoval dodatečné náklady (Šindel, 2004), což by mělo zvyšovat důvěru investorů. Jak uvádějí Milesi-Ferretti, Razin (1996), snížení importu jako reakce na přerušení finančních toků ze zahraničí je navíc nákladnější pro méně otevřenou ekonomiku, jejíž import je tvořen hlavně životně důležitými inputy. Tuto hypotézu empiricky potvrzuje Edwards (2004), který ukázal, že negativní vliv obratu běžného účtu na růst HDP se snižuje s otevřeností ekonomiky. Milesi-Ferretti, Razin (1996) však na druhou stranu uvádějí myšlenku, že důvěra investorů ve schopnost ekonomiky financovat deficit běžného účtu závisí na nákladech, které ekonomika v případě defaultu utrpí. Pokud jsou tyto náklady vysoké, pak investoři více věří, že ekonomika učiní vše pro to, aby dostala svým zahraničním závazkům, a nebudou mít tendenci přerušovat své investice. Z tohoto pohledu by otevřenější ekonomika, která si dokáže poradit s vnější nerovnováhou s nižšími náklady, paradoxně trpěla menší důvěrou investorů. Výsledné znaménko je opět s otazníkem.

3. Metodika a data

3.1 Metodika odhadu modelu

Existuje mnoho studií, které používají právě probitovou nebo logitovou analýzu k hledání faktorů ovlivňujících pravděpodobnost vypuknutí měnové krize – např. Frankel, Rose (1996) či Comelli (2014) – nebo výpadku finančních toků a obrátů běžného účtu platební bilance – např. Edwards (2004). Probitová a logitová analýza jsou v zásadě stejné přístupy, liší se tím, že první metoda používá normované normální rozdělení, zatímco druhá logistické. V tomto článku používáme druhou jmenovanou metodu. Určité události (v našem případě právě vypuknutí měnové krize) se přiřadí v každém období hodnota 0 v případě, že se událost nekonala, nebo 1 – pokud k události došlo. Tato nula-jedničková časová řada je pak použita jako závisle proměnná při posuzování vlivu vysvětlujících proměnných na pravděpodobnost výskytu zkoumané události.

Pravděpodobnost výskytu určité události (měnové krize) Y v zemi i a v čase t v případě určitých hodnot vektoru vysvětlujících proměnných X_i a odhadnutého vektoru K parametrů logitového modelu β je dána distribuční funkcí standardizovaného logistického rozdělení F_L (např. Hušek, 2007)

$$(\Pr Y_{it} = 1) = F_L(X_i' \beta) = \frac{e^{\beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \dots + \beta_K X_{iK}}}{1 + e^{\beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \dots + \beta_K X_{iK}}} \quad (13)$$

Model (13) vyjadřuje nelineární vztah mezi pravděpodobnostmi a vysvětlujícími faktory. To je důležité pro interpretaci výstupů z modelu, protože konkrétní parametr β_K nemůže být zaměňován za konstantní příspěvek K -té vysvětlující proměnné k pravděpodobnosti výskytu měnové krize. Tato marginální změna pravděpodobnosti zkoumané události je závislá na velikosti odhadu β_K a na úrovni funkce hustoty pravděpodobnosti

logistického rozdělení pro danou hodnotu vysvětlující proměnné X_{ik} . Odhadnutý parametr β_k lze také interpretovat tak, že při jednotkovém zvýšení vysvětlující proměnné X_{ik} a konstantní úrovni ostatních regresorů se v průměru zvýší logit L_i o β_k jednotek. Logit je logaritmus podílu pravděpodobností obou možných alternativ (vypuknutí či nevypuknutí měnové krize). Závislost logitu na vektoru vysvětlujících proměnných je tedy lineární (Hušek, 2007).

$$L_i = \ln \left(\frac{p_i}{1-p_i} \right) = \mathbf{X}_i' \boldsymbol{\beta}. \quad (14)$$

Předmětem zájmu tohoto článku je významnost a znaménko odhadnutého parametru β_k vypovídající o tom, zda vysvětlující proměnná statisticky významně působí na pravděpodobnost měnové krize a jakým směrem. Pro nejdůležitější veličiny byly dále vypočítány pravděpodobnosti výskytu měnových krizí za předpokladu, že ostatní veličiny nabývají svých mediánových hodnot.

3.2 Metodika identifikace měnové krize

Problém je, jak pro účely výzkumu definovat měnovou krizi, tedy jak správně konstruovat výše zmiňovanou dichotomní (dummy) proměnnou. To je zřejmě největší slabinou tohoto přístupu, protože se zde otevírá prostor, kdy jsou výsledky ovlivněny volbou výzkumníka, jak krizi definovat. Proto se obvykle publikuje několik odhadů najednou, které se liší právě ve volbě konstrukce vysvětlující dummy proměnné.

Např. Frankel a Rose (1996) definují měnovou krizi jako situaci, kdy dojde k poklesu hodnoty domácí měny meziročně o 25 % a pokud tato depreciace zrychlí oproti minulému roku o 10 p. b. Nevýhodou této metodiky je, že nebere v potaz případy, kdy je depreciace měny zabráněno měnovou autoritou země (centrální bankou) odprodejem devizových rezerv či růstem úrokových sazeb. Měnová krize pak není identifikována v případě, že se jí podařilo tímto způsobem zabránit, a odhady vlivu vysvětlujících proměnných na výskyt měnových krizí jsou pak nutně zkresleny. To se může dít u zemí s určitým typem režimu pevného měnového kurzu, ale i řízeného floatingu, kterých je drtivá většina – čistý floating má podle posledních údajů pouze 15,7 % ze 188 členských zemí IMF a 3 teritorií (IMF, 2015).

Modernější přístup proto spočívá v konstrukci tzv. indexu tlaku měnového kurzu (exchange market pressure index, dále EMPI), který je váženým průměrem změn měnového kurzu, devizových rezerv a někdy též změn úrokových sazeb. Tento index tak identifikuje skutečné tlaky, které působí na měnový kurz, ne jen skutečně pozorované změny kurzu. Hodí se proto mnohem lépe jako základ identifikace měnových krizí, jež jsou definovány, když EMPI překročí určitou stanovenou mez. Index EMPI může být vypočítán podle následujícího vztahu (Inspirováno Reinertem, Rayanem; 2009 a Comellim; 2014).

$$EMPI_{it} = A_i \frac{ER_{it} - ER_{it-1}}{ER_{it-1}} - B_i \frac{REZ_{it} - REZ_{it-1}}{REZ_{it-1}}. \quad (15)$$

První výraz představuje váženou procentní změnu měnového kurzu pro zemi i mezi obdobími t a $t-1$ (v našem případě jeden rok) a druhý výraz představuje váženou meziroční změnu devizových rezerv centrální banky. Znaménko minus mezi oběma výrazy je proto, že depreciace domácí měny (tedy růst prvního zlomku) může být v indexu nahrazena poklesem devizových rezerv. Index tak zaznamená tlak na depreciaci měnového

kurzu bez ohledu na to, zda došlo ke skutečné depreciaci, či zda jí bylo zabráněno prodejem devizových rezerv. Problémem tohoto indexu je způsob konstrukce vah obou faktorů, tedy A a B .

Konstrukce vah může být předmětem sporu. Není pochyb o tom, že teoreticky nejspříhodnější je stanovit váhy s ohledem na elasticitu, s níž se promítne změna devizových rezerv na změnu měnového kurzu. Tento způsob je však značně obtížný, protože odhadovat takovou elasticitu ze strukturálního modelu je složité; muselo by se tak učinit pro každou zemi ze zkoumaného vzorku zvlášť a odhadnutá elasticita by se navíc mohla v čase i výrazně měnit. Proto se v praxi nejčastěji stanovují váhy tak, aby se vyrovnaly rozdíly v rozptylech obou zahrnutých veličin a žádná tak indexu nemohla dominovat. Tento přístup volíme i pro účely tohoto článku. Váhy jsou vypočítány pro každou zemi podle vztahů:

$$A_i = \left(\frac{\sigma_{\Delta ER_i}}{\sigma_{\Delta ER_i} + \sigma_{\Delta REZ_i}} \right)^{-1} \quad (16)$$

$$B_i = (1 - A_i)^{-1}. \quad (17)$$

To znamená, že váha meziročních změn měnového kurzu bude mít podobu inverze podílu směrodatné odchylky těchto změn na součtu směrodatných odchylek změn měnového kurzu a změn devizových rezerv. Váha devizových rezerv bude analogicky inverzí podílu směrodatné odchylky změn devizových rezerv na součtu směrodatných odchylek obou veličin, což může být také vyjádřeno jako inverze doplňku váhy měnového kurzu do jedné. Tímto způsobem je zaručeno, že čím vyšší má daná veličina volatilitu, tím menší má váhu v indexu EMPI a naopak.

Li, Rajan, Willett (2006) však uvádějí, že vyšší volatilita devizových rezerv nemusí nutně znamenat, že by taková byla sama o sobě (z tržních příčin), ale že centrální banka používá devizové intervence intenzivně. Proto nemusí být správné snižovat tak jejich relativní význam v indexu EMPI, protože se pak může podcenit význam úspěšně odvrácených spekulativních útoků na měnu. Podle autorů by bylo ideální oddělit tržní volatilitu devizových rezerv a izolovat tu část spojenou s devizovými intervencemi. To se ale může podařit pouze u zemí s přísně fixním režimem měnového kurzu či naprosto čistým floatingem. Autoři doporučují jako druhé nejlepší řešení (pokud nelze pracovat s vahami na bázi elasticity) stanovit tyto váhy raději v poměru 1:1, než zohledňovat odlišné rozptyly, a teoreticky odvozují, že za jistých okolností jsou takto stanovené váhy konzistentní s přístupem na bázi elasticity. V tomto článku proto budeme pracovat i s touto variantou.

Za měnovou krizi se obvykle považuje situace, kdy index EMPI vzroste nad svůj průměr o 2 až 3 směrodatné odchylky. Zde se tedy otevírá možnost ovlivnění výsledků výzkumu stanovením kritické hranice. Comelli (2014) porovnal výsledky modelů včasného varování (EWS) a dospěl k závěru, že lépe fungují modely založené na hranici 2 směrodatných odchylek. V tomto článku budeme pracovat s oběma variantami, přičemž místo průměru indexu EMPI použijeme raději jeho střední hodnotu (medián). Z výše uvedeného vyplývá, že bereme v potaz pouze hlubší měnové krize, které dokáží významně ovlivnit roční průměry měnového kurzu a devizových rezerv, nikoliv krize krátkodobé, jež se v ročních datech neobjeví.

Pracujeme tedy s měnovými krizemi (CC) na bázi dvou typů indexu EMPI – CC1 je založena na indexu, kde jsou váhy měnového kurzu a devizových rezerv 1:1, CC2 je odvozena z indexu, kde jsou váhy na bázi rozptylů. Hodnoty 1 (výskyt měnové krize) byly ponechány pouze u začátku identifikovaných měnových krizí a odstraněny, pokud se vyskytovaly bez přerušení v následujících obdobích. Protože panelová data nejsou vždy dostupná pro všechny země, liší se v jednotlivých modelech počet pozorování. Odhady jsou prováděny na třech skupinách zemí. Jedná se o 1) všechny země s dostupnými daty, 2) 60 % středních zemí dle HDP na osobu v paritě kupní síly, 3) 20 % nejchudších zemí dle HDP (PPP). Měnová krize, definovaná jako odchylka indexu EMPI od mediánu o 2 směrodatné odchylky, byla zahrnuta do všech modelů, zatímco krize na bázi 3 směrodatných odchylek byla uvažována pouze pro skupinu všech zemí z důvodu nízkého počtu výskytů krizí. Všechny vysvětlující proměnné jsou zpožděné o jedno období (rok).

3.3 Data

Data proměnných CA a GDPY pocházejí z databáze World Economic Outlook (April, 2014), data FDIA, FDIL a DEBT z databáze External Wealth of Nations Mark II (Lane, Milesi-Ferretti, 2011) a zbývající proměnné z World Development Indicators (May, 2014). Vzhledem k omezené dostupnosti některých aktuálních dat jsou modely odhadovány v časovém horizontu let 1980–2012 (kvůli aplikaci zpoždění jsou vysvětlující proměnné tedy do roku 2011).

Při testování multikolinearity se spokojíme s analýzou pomocí korelační matice, která naznačuje, že zahrnuté proměnné nemají mezi sebou výraznější lineární vztah s výjimkou výrazné negativní korelace mezi výší čistých zahraničních aktiv (NFA) a zahraničního zadlužení (DEBT) a pozitivní korelace mezi úrokovými sazbami (IR) a rozdílu temp růstu peněžní zásoby a reálného HDP (MONGAP). Tyto veličiny byly proto do modelů zahrnovány zvlášť, nikoliv v páru.

Vysvětlující proměnné byly dle panelových testů jednotkového kořene shledány jako stacionární s výjimkou FDIL, FDIA, LOAN a DEBT, což by mohlo odhadnuté parametry vychylovat. Tyto veličiny byly do modelů na zkoušku zahrnuty v podobě stacionárních prvních diferencí, avšak výsledná znaménka parametrů zůstala prakticky vždy stejná a jejich významnost/nevýznamnost také bez výraznějších změn. Protože nás zajímá hlavně znaménko odhadnutého parametru, a protože to má z ekonomického hlediska vyšší smysl, ponecháváme tyto veličiny ve stavové nestacionární podobě.

V tabulce 2 reportujeme výsledky odhadnutých parametrů konečných modelů, je však třeba mít na paměti, že velikost parametrů se mění podle toho, jaké proměnné do modelu zahrneme. Tuto nejistotu ohledně velikosti (a především znaménku) parametru lze ilustrovat odhadem mnoha modelů založených na všech možných permutacích uvažovaných vysvětlujících proměnných (o počtu k , kde k je počet vysvětlujících proměnných, v našem případě celkem 4 096 modelů) a rozložení parametrů ilustrovat histogramem. Tento postup použili např. Ca' Zorzi, Chudík, Dieppe (2012). U některých parametrů tuto ilustraci provádíme také (obrázek 1).⁷ Každý histogram obsahuje v našem případě 2048 parametrů.

7 Histogramy obsahují i statisticky nevýznamné parametry.

Tabulka 1 | Korelační matice vysvětlujících proměnných

	FDIL	FDIA	SDEBT	DEBT	CA	PPP	GDPY	TRADE	IR	MON-GAP	NFA	GDGNI	LOAN
FDIL	1	0,20	0,13	-0,22	-0,07	0,19	0,13	0,36	-0,03	-0,03	0,06	0,02	0,24
FDIA	0,20	1	0,12	-0,06	0,08	0,10	-0,00	0,00	-0,00	-0,01	0,10	0,04	0,16
SDEBT	0,13	0,12	1	0,10	-0,02	0,08	0,04	0,13	0,02	0,04	-0,11	-0,00	0,36
DEBT	-0,22	-0,06	0,10	1	-0,21	-0,17	-0,14	0,13	0,13	0,33	-0,55	0,09	-0,05
CA	-0,07	0,08	-0,02	-0,20	1	-0,05	0,02	-0,12	-0,03	-0,03	0,24	0,00	-0,01
PPP	0,19	0,10	0,08	-0,17	-0,05	1	-0,02	0,02	-0,01	-0,05	0,11	-0,03	0,21
GDPY	0,13	-0,00	0,04	-0,14	0,02	-0,02	1	0,10	-0,08	-0,10	0,10	-0,05	0,02
TRADE	0,36	0,00	0,13	0,13	-0,12	0,02	0,10	1	-0,02	-0,04	-0,06	-0,02	0,32
IR	-0,03	-0,00	0,02	0,13	-0,03	-0,01	-0,08	-0,02	1	0,68	-0,09	0,01	-0,00
MONGAP	-0,08	-0,01	0,04	0,33	-0,03	-0,05	-0,10	-0,04	0,68	1	-0,21	0,02	0,00
NFA	0,06	0,10	-0,11	-0,55	0,24	0,11	0,10	-0,06	-0,09	-0,21	1	-0,11	0,12
GDGNI	0,02	0,04	-0,00	0,09	0,00	-0,03	-0,05	-0,02	0,01	0,02	-0,11	1	-0,00
LOAN	0,24	0,16	0,36	-0,05	-0,01	0,21	0,02	0,32	-0,00	0,00	0,12	-0,00	1

Zdroj: WDI, WEO, EWN, vlastní výpočty

4. Výsledky odhadu parametru

Na první pohled zaujme skutečnost, že hlavní stavová veličina vnější ekonomické rovnováhy – čistá zahraniční aktiva (NFA) – nebyla významná v žádném z odhadnutých modelů. Veličina statisticky významně snižuje pravděpodobnost měnové krize, pokud je v modelu zahrnuta sama či pouze s některými proměnnými, především když není zahrnut růst HDP (GDPY) a podíly přímých zahraničních investic na zahraničních aktivech a pasivech (FDIA a FDIL).⁸ Po zahrnutí dalších proměnných se však stává nevýznamnou a nabývá v různých modelech kladných i záporných znamének. Histogram rozložení parametru ukazuje nejčastěji záporné znaménko, to jsou právě především modely bez těchto klíčových proměnných. Úroveň zahraniční zadluženosti (DEBT) byla významná jen v jednom modelu, kde svým vlivem překonala veličinu NFA, jež zde byla rovněž významná (kvůli vysoké vzájemné korelaci byly zahrnovány samostatně a byl vybrán model s vyšším R-sq.). Na rozdíl od NFA měl tento parametr na histogramu normální rozdělení se střední hodnotou blízkou nule⁹, což jeho významnost zpochybňuje.

8 Např. Comelli (2014) sledává veličinu NFA statisticky významnou a se záporným znaménkem, v jeho modelu však nejsou zahrnuty FDIL a FDIA.

9 Není reportováno, v konečné verzi pracujeme s permutacemi 12 proměnných bez veličiny DEBT.

Tabulka 2 | Výsledky odhadu parametrů logitových modelů, v závorkách uvedeny Huber-Whiteovy robustní směrodatné chyby

Proměnná (zpoždění 1 rok)	A: $\sigma = 2$						B: $\sigma = 3$	
	Všechny země		Středních 60 % zemí		Nejchudších 20 % zemí		Všechny země	
	CC 1	CC 2	CC 1	CC 2	CC 1	CC 2	CC 1	CC 2
C	-3,365***	-3,324***	-2,903***	-3,203***	-1,804**	-2,088***	-3,416***	-5,166***
FDIL	-0,047*** (0,015)	-0,033*** (0,010)	-0,038** (0,018)	-0,033*** (0,012)		-0,039** (0,019)		
FDIA								
SDEBT	0,027* (0,014)	0,03*** (0,010)		0,029** (0,012)		0,048* (0,029)	0,048*** (0,015)	0,026* (0,015)
PPP		0,018*** (0,006)		0,014** (0,007)				0,023*** (0,008)
GDPI		-0,073*** (0,026)		-0,055* (0,029)	-0,119*** (0,031)	-0,099*** (0,029)	-0,108*** (0,032)	-0,067*** (0,029)
CA	-0,024* (0,014)		-0,031** (0,014)					
NFA								
DEBT								0,006*** (0,002)
IR								
MONGAP	0,0004*** (0,000)						0,0004*** (0,000)	0,0003** (0,000)
TRADE	-0,018** (0,009)	-0,014** (0,006)	-0,023** (0,009)	-0,014** (0,007)	-0,051*** (0,018)	-0,022* (0,012)	-0,043*** (0,013)	-0,021*** (0,007)
GDGNI								
LOAN	0,016** (0,008)		0,022*** (0,006)					
McFad. R sq.	0,139	0,110	0,134	0,109	0,130	0,108	0,220	0,130
LR statistika	46,98	56,70	39,12	35,93	13,50	20,03	42,20	35,28
Výskyt krizí	32	56	28	35	10	21	16	25
Zahrnuto zemí	78	72	63	50	22	22	78	72
Celkem poz.	2 318	2 120	1 877	1 448	671	655	2 399	2 100

Poznámka: *** významné na 1%, ** významné na 5%, * významné na 10% hladině významnosti.
Jednotlivé modely obsahují pouze ty proměnné, u kterých jsou reportovány výsledky.

Zdroj: WDI, WEO, EWN, vlastní výpočty

Toková veličina běžný účet platební bilance (CA) má sice ve všech uvažovaných modelech teoreticky správná záporná znaménka (a na histogramu je to vidět téměř vždy také), významná však byla jen ve dvou případech.¹⁰ Tento výsledek potvrzuje teorii, že samotná velikost deficitu běžného účtu, negativních čistých zahraničních aktiv či výše zahraničního dluhu nemusí být z hlediska vnější ekonomické rovnováhy stěžejní, ale že záleží především na příčinách a struktuře těchto deficitů. Toto dále potvrzuje skutečnost, že parametr podílu přímých investic na zahraničních pasívech (FDIL) je ve všech případech vysoce statisticky významný a nabývá záporných znamének, což znamená, že vyšší hodnota podílu FDI snižuje pravděpodobnost měnové krize.¹¹ Jednoznačně zde tedy převýšil pozitivní efekt jejich nízké likvidity na finanční stabilitu a případný efekt tvorby exportních kapacit zvyšujících intertemporální solventnost nad efektem jejich vyšší výnosnosti (zhoršující solventnost). Na histogramu zaujmou 2 vrcholy – více záporných hodnot parametr nabývá, pokud je do modelu zároveň zahrnuta veličina SDEBT, modely bez této klíčové proměnné ukazují vliv na pokles pravděpodobnosti měnové krize o něco nižší. Podíl FDI na zahraničních aktivech má sice kladné znaménko, avšak není statisticky významný. Tento výsledek lze interpretovat tak, že efekty likvidity a solventnosti se v tomto případě prakticky kompenzují.

O významnosti struktury zahraničních pasiv z hlediska likvidity svědčí i významný parametr podílu krátkodobého zahraničního dluhu na celkovém zahraničním dluhu (SDEBT), který má ve všech případech kladné znaménko (včetně histogramu). Podle očekávání tedy vyšší podíl krátkodobého dluhu zvyšuje pravděpodobnost měnové krize, resp. snižuje důvěru v danou ekonomiku.

Proměnná GDPY má ve všech případech záporné znaménko a téměř vždy je statisticky významná.¹² Vyšší růst HDP tedy zvyšuje důvěru investorů a snižuje pravděpodobnost měnové krize, opačný efekt z titulu vyššího importu či možného přehřívání ekonomiky je tedy převážen. Veličina PPP je rovněž většinou významná a má očekávané kladné znaménko. Podhodnocení domácí měny oproti paritě kupní síly je spojeno s nižší pravděpodobností měnové krize. Naopak úroková míra (IR) se neukázala být významná v žádném z uvažovaných modelů, což je v souladu s naším očekáváním, že vliv úrokových sazeb je teoreticky nejednoznačný.

Ze zbývajících čtyř zahrnutých proměnných se rozdíl mezi tempy růstu peněžní zásoby a reálného HDP (MONGAP) ukázal být významný a kladný ve třech případech, vliv parametru je však velmi nízký. Stavová veličina poměr úvěrů k HDP (LOAN) se ukázala být významnou ve dvou případech. Kladné znaménko významného parametru v souladu s očekáváním naznačuje, že přeúvěrovanost zvyšuje riziko vypuknutí měnové krize. Vzhledem k malé velikosti parametru se však jedná o poněkud slabý důkaz, což je umocněno skutečností, že histogram ukazuje jako nejčastější případ naopak záporné znaménko (byť statisticky nevýznamně). Poměr hrubého domácího a národního produktu (GDGNI) nebyl významný v žádném zkoumaném modelu, což je v souladu s tím, že vliv je nejednoznačný i v teoretické rovině. Zajímavý je ale výsledek u proměnné měřící otevřenost zahraničnímu obchodu (TRADE), u kterého očekávání bylo rovněž teoreticky nejednoznačné. Parametr však vyšel ve všech odhadovaných modelech jako záporný a s jednou výjimkou vždy statisticky významný.¹³

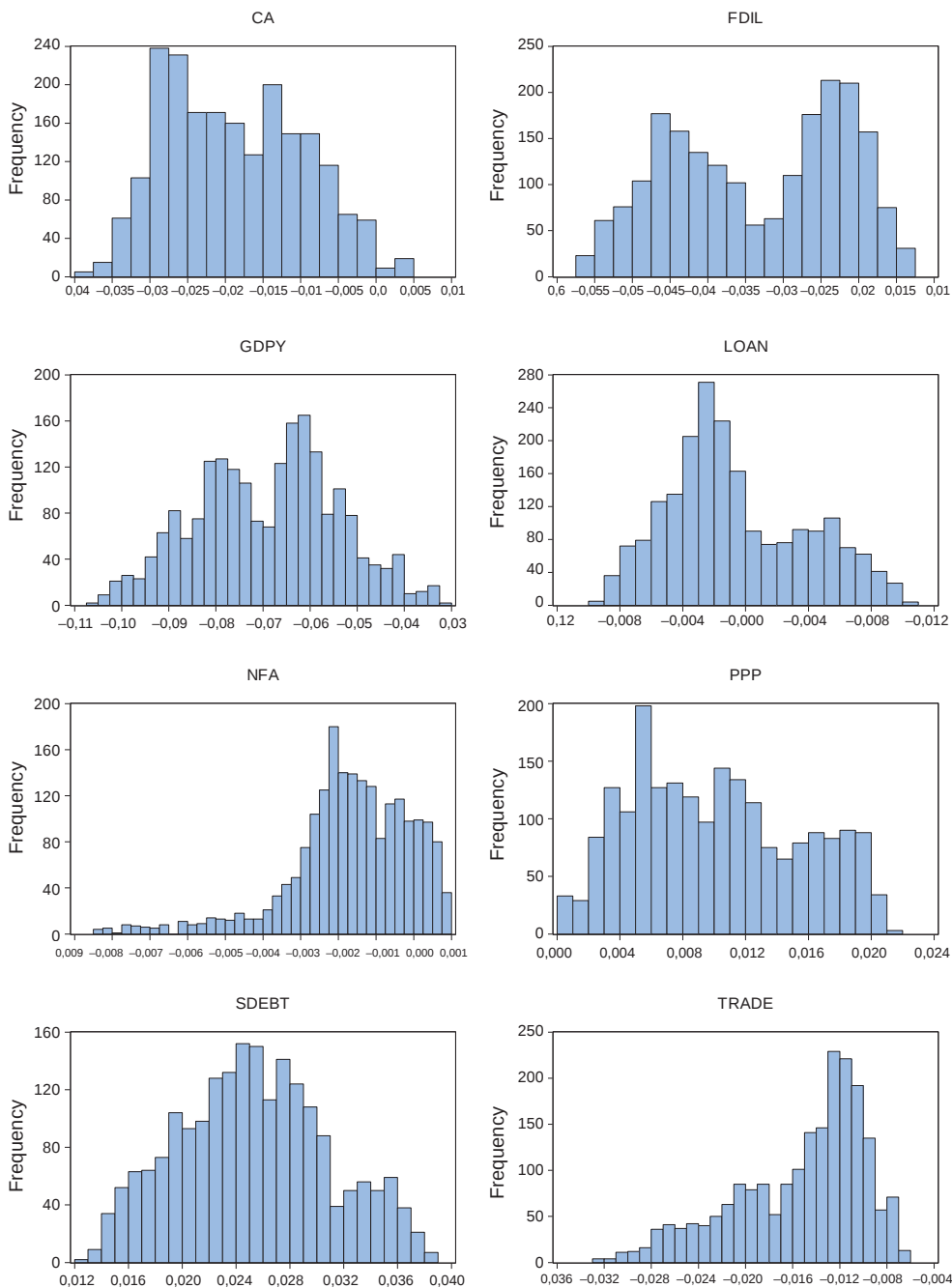
10 V souladu např. s Comellim (2014), Frankelem, Rosem (1996).

11 V souladu s Frankelem, Rosem (1996).

12 V souladu např. s Comellim (2014) a Bussierem, Fratzscherem (2002).

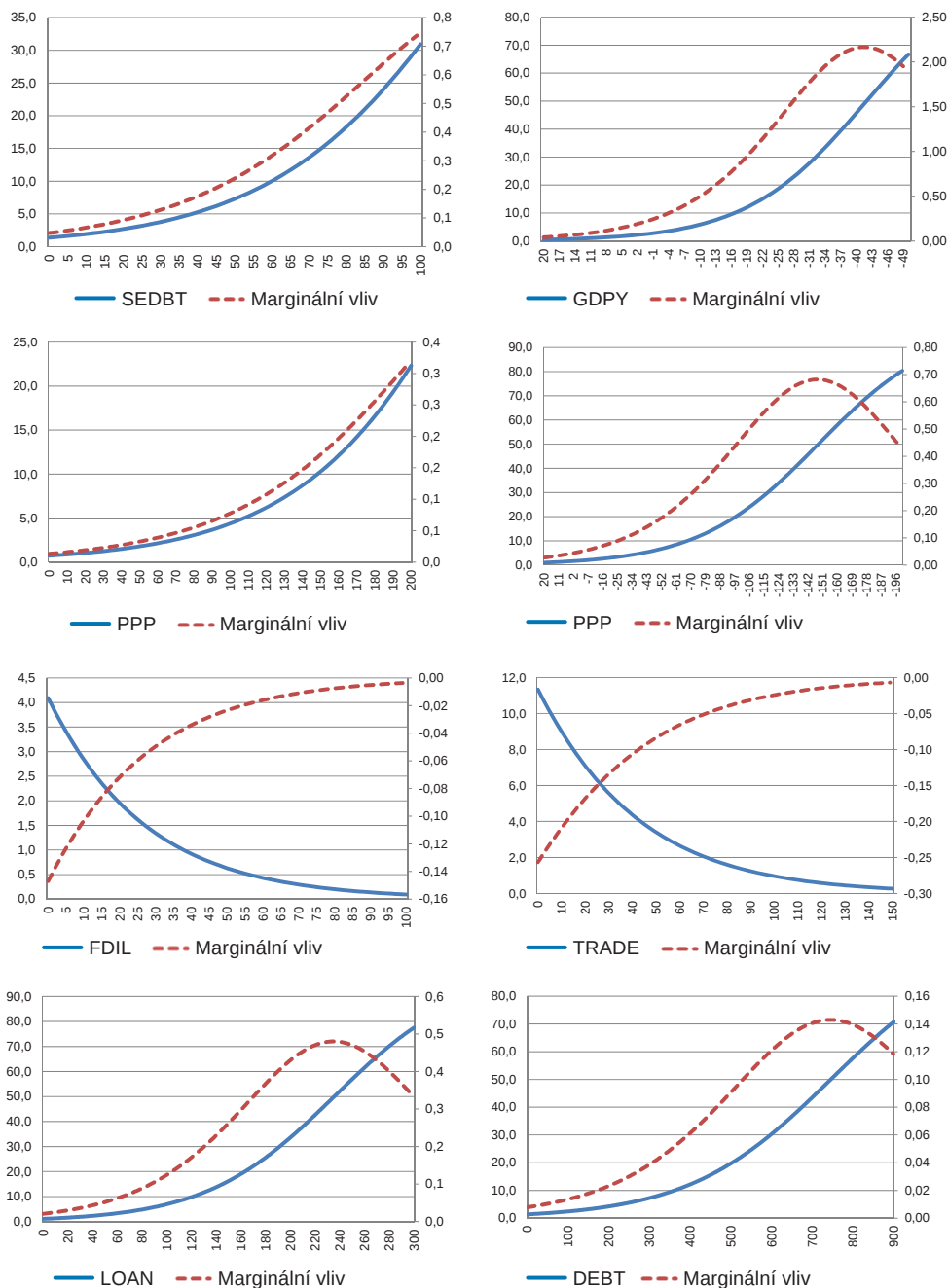
13 V souladu s Cavallim, Frankelem (2007).

Obrázek 1 | Histogramy rozložení odhadnutých parametrů vybraných veličin pro 2 048 různých modelů



Zdroj: WDI, WEO, EWN, vlastní výpočty

Obrázek 2 | Pravděpodobnosti (%) vypuknutí měnové krize a marginální vliv (pravá osa) pro různé hodnoty vysvětlujících proměnných za předpokladu, že ostatní proměnné jsou zafixované na svých mediánových hodnotách



Zdroj: vlastní výpočty

U otevřenějších ekonomik tedy existuje menší pravděpodobnost výskytu měnových krizí. Výsledek lze interpretovat tak, že negativní vliv zvýšeného rizika vystavení ekonomickým šokům, pramenících z přílišné závislosti ekonomiky na zahraničním obchodu, je převážen pozitivními vlivy pramenících z vyšší flexibility a exportní kapacity otevřené ekonomiky. Protože zahraniční obchod je mj. díky možnosti využití komparativních výhod zdrojem bohatství, zvyšuje tak důvěru investorů v budoucí prosperitu ekonomiky a snižuje riziko náhlého odlivu kapitálu a vypuknutí měnové krize.

Samotná statistická významnost odhadnutých parametrů neříká nic o síle vlivu dané veličiny na pravděpodobnost vypuknutí měnové krize. Podle vztahu (13) byly pro ilustraci tyto pravděpodobnosti vypočítány pro různé hodnoty vybraných vysvětlujících proměnných za předpokladu, že ostatní veličiny jsou zafixovány na svých mediánových hodnotách. Dosazeny byly průměrné hodnoty odhadnutých parametrů, viz tabulka 3. Pravděpodobnost měnové krize v zemi, kde by všechny uvažované veličiny byly na svých mediánových hodnotách, byla vypočítána na 1,9 %.

Na obrázku 2 je vidět, že k vysokým hodnotám pravděpodobnosti dochází až v extrémních hodnotách konkrétní vysvětlující proměnné. Např. 20% riziko měnové krize je v případě deficitu běžného účtu ve výši 97% HDP nebo přeúvěrovanosti ekonomiky ve výši 162% HDP. Stejného rizika je dosaženo, pokud se krátkodobý zahraniční dluh země podílí na celkovém dluhu z 83%. Podíl přímých zahraničních investic na zahraničních pasivech má navzdory vysoké statistické významnosti relativně malý vliv na výslednou pravděpodobnost. V možném rozmezí tohoto podílu (0–100%) je průměrný marginální vliv¹⁴ 0,04%, zatímco u podílu krátkodobého dluhu (kde je rozmezí stejné) je to 0,3%, tedy 7,5krát více.

Tabulka 3 | Průměrné hodnoty odhadnutých parametrů a mediány vysvětlujících proměnných použité v simulaci

Veličina	FDIL	SDEBT	PPP	GDPY	CA	DEBT	MONGAP	TRADE	LOAN
Parametr (průměr)	-0,038	0,035	0,018	-0,087	-0,027	0,006	0,0004	-0,026	0,019
Medián (celý vzorek)	21,2	9,1	52,3	3,7	-3,2	52,6	10,1	73,9	29,2

Zdroj: WDI, WEO, EWN, vlastní výpočty

Když pomineme nepřesnost odhadnutých parametrů a skutečnost, že model pracuje jen s několika veličinami, což rozhodně není postačující pro kvalitní předpovídání měnových krizí (což ani není cílem tohoto článku), tak zásadním nedostatkem provedené simulace je právě předpoklad, že ostatní veličiny jsou fixovány na svých mediánových hodnotách. Tento předpoklad je nerealistický, protože ekonomické veličiny nelze od sebe takto izolovat, a je nutno počítat se vzájemnými interakcemi.

Závěr

Článek analyzuje vliv některých ekonomických veličin na pravděpodobnost vypuknutí měnových krizí, resp. na důvěru investorů v danou ekonomiku. Měnové krize byly identifikovány podle několika kritérií na základě vykonstruovaného indexu tlaku devizového trhu (EMPI). Zkoumané veličiny byly nejprve teoreticky odvozeny, mj. na základě

14 O kolik procentních bodů průměrně roste či klesne pravděpodobnost krize při změně vysvětlující proměnné o jednotku.

intertemporálního rozpočtového omezení ekonomiky, poté byl jejich vliv analyzován pomocí logitové regrese na panelových datech až 78 zemí světa v letech 1980–2012. Předmětem zájmu byla především znaménka a statistická významnost odhadnutých parametrů. Z výsledků regresní analýzy vyplývá, že samotná velikost běžně používaných tokových a stavových ukazatelů vnější ekonomické rovnováhy – běžného účtu platební bilance, čistých zahraničních aktiv a zahraniční zadluženosti – nemá příliš statisticky významný vliv na pravděpodobnost propuknutí měnové krize. Mnohem vyšší význam má struktura zahraničních pasív z hlediska likvidity. Vyšší podíl přímých zahraničních investic na zahraničních pasívech a nižší podíl krátkodobého zahraničního dluhu na celkovém zahraničním dluhu jsou statisticky významné proměnné snižující riziko měnové krize. Dále se ukázalo, že riziko měnové krize statisticky významně klesá s rostoucí otevřeností zahraničnímu obchodu, vyšším růstem HDP a podhodnocením tržního měnového kurzu oproti paritě kupní síly. Slabší důkazy naznačují, že riziko měnové krize roste s přeúvěrovaností ekonomiky či nadměrným růstem peněžní zásoby. Nejistota ohledně velikosti odhadnutých parametrů byla analyzována odhadem více než dvou tisíc modelů, do nichž byly kromě daného parametru zahrnuty všechny permutace ostatních uvažovaných proměnných. Výše uvedené významné veličiny měly ve všech případech správná znaménka. Limitací použitého přístupu je především arbitrární volba metody identifikace měnové krize, kdy může být tenká hranice mezi tím, kdy je situace považována za měnovou krizi a kdy nikoliv. Tento nedostatek je částečně napraven použitím několika metod najednou. Samotná statistická významnost odhadnutých parametrů neříká nic o síle vlivu dané veličiny na pravděpodobnost krize. Z provedené simulace vyplývá, že individuální vlivy zkoumaných veličin nejsou příliš vysoké, což je způsobeno hlavně tím, že na krizi působí obrovské množství dalších faktorů a že mezi ekonomickými veličinami jsou vzájemné interakce, které simulace nezohledňuje.

Literatura

- Bussiere, M., Fratzscher, M. (2002). *Towards a New Early Warning System of Currency Crises*. ECB Working Paper No. 145.
- Cavallo, J. A., Frankel, J. A. (2008). Does Openness to Trade Make Countries More Vulnerable to Sudden Stops, or Less? Using Gravity to Establish Causality. *Journal of International Money and Finance*, 27(8), 1430–1452. DOI: 10.1016/j.jimonfin.2007.10.004.
- Ca' Zorzi, M., Chudik, A., Dieppe, A. (2012). *Thousands of Models, One Story: Current Account Imbalances in the Global Economy*. ECB Working Paper No. 1441.
- Comelli, F. (2014). *Comparing the Performance of Logit and Probit Early Warning Systems for Currency Crises in Emerging Market Economies*. IMF Working Paper 14/65. DOI: 10.5089/9781484355282.001.
- Edwards, S. (2004). *Financial Openness, Sudden Stops and Current Account Reversals*. NBER Working Paper No. 10277. DOI: 10.3386/w10277.
- Frankel, J. A., Rose, A. K. (1996). Currency crashes in emerging markets: An empirical treatment. *Journal of International Economics*, 41(3–4), 351–366. DOI: 10.1016/s0022-1996(96)01441-9.
- Gourinchas, P. O., Rey, H. (2005). *International Financial Adjustment*. NBER Working Paper No. 11155. DOI: 10.3386/w11155.
- Hušek, R. (2007). *Ekonometrická analýza*. Praha: Oeconomica. ISBN 978-80-245-1300-3.

- IMF (2015). *Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions*. International Monetary Fund.
- Lane, P., Milesi-Ferretti, G. M. (2007). The external wealth of nations mark II: Revised and extended estimates of foreign assets and liabilities, 1970–2004. *Journal of International Economics*, 73(2), 223–250. DOI: 10.1016/j.jinteco.2007.02.003.
- Li, J., Rajan, R. S., Willett, T. (2006). *Measuring currency crises using exchange market pressure indices: The imprecision of precision weights*. Claremont graduate university Working Paper.
- Mandel, M., Tomšík, V. (2008). *Mezinárodní monetární ekonomie*. 2. rozšířené vyd. Praha: Management Press. ISBN 978-80-7261-185-0.
- Milesi-Ferretti, G. M., Razin, A. (1996). *Sustainability of Persistent Current Account Deficits*. NBER Working Paper No. 5467. DOI: 10.3386/w5467.
- Obsfeld, M., Rogoff, K. (1994). *The Intertemporal Approach to the Current Account*. NBER Working Paper No. 4983. DOI: 10.3386/w4893.
- Pour, J. (2014). Pojednání o vybraných problémech analýzy vnější ekonomické rovnováhy. *B&IT*, 1.
- Reinert, K. A., Rayan, R. S. (2009). *The Princeton Encyclopedia of the World Economy*. Princeton: Princeton University Press. ISBN: 97-806-9112-8122.
- Šindel, J. (2004). *Relevantnost nerovnováhy běžného účtu platební bilance v členských zemích Eurozóny*. VŠE-IEEP Working paper No. 2.