STANOVENÍ NÁCHYLNOSTI EKONOMIKY K NADMĚRNÝM TLAKŮM NA MĚNOVÝ KURS

Michal Pazour, Technologické centrum AV ČR, Praha*

1. Úvod

Postupující proces evropské integrace, který je spojen s povinností nových členských zemí EU účastnit se projektu Hospodářské a měnové unie a přijmout jednotnou evropskou měnu, klade zvýšené nároky na harmonizaci ekonomického vývoje členských zemí a koordinaci hospodářsko-politických opatření. Stanovený mechanismus přijetí jednotné měny, kdy přistupující země musí absolvovat minimálně dvouletý pobyt v systému měnových kursů ERM II, zvyšuje potenciální riziko nadměrných tlaků na hodnotu národní měny této země. Připravenost tvůrců hospodářské politiky na možné tlaky na měnu a zejména pak včasná identifikace rizika vzniku těchto tlaků představuje stěžejní předpoklad minimalizace nákladů přechodu na společnou měnu. K identifikaci rizika vzniku nadměrných tlaků na měnu by mělo napomoci vytvoření systému včasného varování, který by byl vystavěn na sledování vývoje vybraných ukazatelů ekonomického vývoje prostřednictvím dostatečně spolehlivého empirického modelu.

Cílem tohoto příspěvku je představit novou metodologii modelu sestaveného pro včasnou identifikaci zvýšené náchylnosti ekonomiky k nadměrným tlakům na měnu a ověřit její účinnost na datech za Českou republiku. Tato metodologie je vystavěna na kombinaci dvou přístupů. Prvním z nich je metodologie signální analýzy, kterou pro účely konstrukce modelů včasného varování poprvé aplikovali Kaminská et al. (1997). Druhým metodologickým východiskem, na kterém je model vystavěn, je přístup pravděpodobnostního modelu chování. Aplikace této metodologie v oblasti empirických modelů včasného varování představuje inovační přístup, pro jehož širší ověření existuje prostor v případném dalším výzkumu.

K naplnění výše uvedeného cíle docházím prostřednictvím následující struktury příspěvku. Druhá kapitola je věnována stručnému zhodnocením výsledků empirických studií zaměřených na identifikaci indikátorů včasného varování před výskytem měnových krizí. Důraz je zde kladen na empirické modely indikátorů, jejichž účinnost byla ověřena na údajích zemí střední a východní Evropy. Výsledky uvedených studií využívám jako inspiraci pro výběr ukazatelů pro testování významnosti z hlediska indikace stavu zvýšené náchylnosti ekonomiky k nadměrnému tlaku na měnu. Třetí kapitola se zaměřuje na představení základní logiky nového empirického modelu indikátorů zvýšené náchylnosti ekonomiky k nadměrným tlakům na měnu. Po uvedení přístupu k identifikaci nadměrného tlaku na měnu, jsou v další fázi stručně představena základní metodologická východiska signální analýzy a dílčí parametry její aplikace v tomto mo-

* Příspěvek byl vypracován v rámci projektu GAČR č. 402/06/1370.

delu. Následně je podrobně prezentován přístup pravděpodobnostního modelu chování Kryazhimskiiho a Becka (2002), který tvoří metodologický základ pro finální stanovení celkové pravděpodobnosti zvýšené náchylnosti ekonomiky k nadměrnému tlaku na měnu. V závěru kapitoly je provedena syntéza obou výše uvedených přístupů a následně dílčí modifikace pro účely empirického ověření modelu. Výsledky empirických testů na údajích za Českou republiku z období let 1993–2005 jsou představeny ve čtvrté kapitole. Zároveň tato kapitola obsahuje závěrečné hodnocení spolehlivosti modelu.

2. Indikátory významné v zemích střední a východní Evropy

Inspiraci pro volbu indikátorů zvýšené náchylnosti ekonomiky k nadměrným tlakům na měnu můžeme nalézt v rozsáhlé empirické literatuře zaměřené na předvídání vzniku měnových krizí.[2] Jednotlivé empirické studie se však liší v mnoha směrech (metody testování, časový horizont, výběr zemí, aj.) a lze jen stěží na základě tohoto souboru stanovit indikátory vhodné pro přímé využití ke stanovení míry rizika náchylnosti ke krizi v konkrétní ekonomice a v daném období. Je zřejmé, že dluhové krize 80. let zaznamenané v zemích Latinské Ameriky měly zcela odlišný charakter od měnové krize Evropského měnového systému nebo měnových krizí tranzitivních ekonomik střední Evropy v 90. letech. Není proto příliš smysluplné aplikovat indikátory, které dokázaly správně předpovědět riziko krizí 80. let, na predikci rizika měnových krizí ve střední Evropě.

Z výše uvedeného důvodu se proto podívejme blíže na výsledky empirických studií, které se orientují na testování významnosti ukazatelů měnových krizí v zemích střední a východní Evropy v 90. letech. Snahou je na základě těchto studií identifikovat ukazatele, které mohou hrát významnou roli při stanovení míry náchylnosti středoevropských a východoevropských ekonomik k nadměrným tlakům na měnu.

Nejvýznamnějším indikátorem měnových krizí pro země středoevropského a východoevropského regionu je reálný měnový kurs, který identifikovaly všechny srovnávané studie (viz tabulku 1). Tento ukazatel zároveň vykazuje v empirických studiích vystavěných na signálním přístupu relativně nízký poměr falešných a správných signálů (průměr tohoto poměru ze všech čtyř studií dosahuje 0,479 při směrodatné odchylce 0,123). Do skupiny ukazatelů, které za významné označily čtyři ze šesti studií, patří objem domácích úvěrů, podíl M2 a devizových rezerv, objem vkladů, export a objem devizových rezerv. Zatímco první tři ukazatele byly identifikovány jak modely signální analýzy, tak také některými z alternativních modelů, ukazatele exportu a objemu devizových rezerv označily za významné pouze modely signální analýzy. Průměr podílu falešných a správných signálů získaný ze čtyř studií signální analýzy vykazuje následující hodnoty (hodnota za středníkem udává směrodatnou odchylku): objem domácích úvěrů (0,695; 0,091), podíl M2 a devizových rezerv (0,584; 0,157), objem vkladů (0,535; 0,171), export (0,447; 0,180), objem devizových rezerv (0,569; 0,246).

2 Podrobný přehled významných indikátorů měnových krizí uvádí např. Kaminská et al. (1997) nebo Hawkins a Klau (2000).

Tabulka 1
Významnost indikátorů měnových krizí v regionu střední a východní Evropy

	KRK	BL	SCH	SBB	PAS	KT	Celkem
Reálný měnový kurs	●	●	●	●	●	●	6
Objemu domácích úvěrů		●		●	●	●	4
Podíl M2 a devizových rezerv	●	●	●		●		4
Objem vkladů		●		●	●	●	4
Export		●	●	●	●		4
Objem devizových rezerv		●	●	●	●		4
Domácí reálné úrokové sazby		●		●	●		3
HDP		●			●	●	3
Saldo běžného účtu	●		●			●	3
Saldo rozpočtu vlády		●	●				2
Peněžní multiplikátor		●			●		2
Úroková marže		●			●		2
Přímé zahraniční investice	●					●	2
Objem krátkodobého zahraničního dluhu		●			●		2
Peněžní zásoba						●	1
Saldo obchodní bilance						●	1
Reálný úrokový diferenciál					●		1

KRK = Krkoška (2000), BL = Brüggemann a Linne (2002), SCH = Schardax (2003), SBB = Šonje et al. (2003), PAS = Pasternak (2003), KT = Kittelmannová a Tirpák (2004)
Pramen: vlastní úpravy podle výsledků výše uvedených studií

Polovina ze sledovaných studií označila za významné ukazatele domácí úrokové sazby, HDP a saldo běžného účtu. U salda běžného účtu je nutné zmínit studii Krkošky (2000), který identifikoval jako významný ukazatel náchylnosti ekonomiky k měnové krizi tu část běžného účtu, která není kryta přílivem přímých zahraničních investic (tzn. ukazatelem je v tomto případě PZI + saldo běžného účtu). Domácí úrokové sazby byly označeny za významný indikátor pouze ve studiích aplikujících signální analýzu (průměrný poměr falešných a správných signálů je 0,431, směrodatná odchylka 0,214). Zbývající sledované ukazatele označila za významné méně než polovina empirických studií zaměřených na region střední a východní Evropy.

Ze srovnání skupiny významných indikátorů měnových krizí v regionu středoevropských a východoevropských zemí a skupiny těchto indikátorů identifikovaných bez ohledu na regionální vymezení testovaných zemí jsou patrné některé rozdíly. Zatímco například ukazatel peněžní zásoby patří na obecné (nadregionální) úrovni identifikace mezi významné indikátory měnových krizí, ve studiích orientovaných specificky na region střední a východní Evropy byla jeho významnost prokázána pouze v jedné studii ze šesti. Naopak přímé zahraniční investice (poměřované ve vztahu k deficitu běžného účtu) byly zařazeny mezi významné indikátory měnových krizí výhradně ve studiích specializovaných na region zemí střední a východní Evropy.

3. Metodologická východiska empirického modelu

Výstavba modelu je založena na třech na sebe navazujících fázích. V první etapě stanovíme přístup k měření nadměrného tlaku na měnu. V navazující fázi odůvodníme výběr ukazatelů do souboru testovaných indikátorů včasného varování a popíšeme dílčí specifikace metodologie signální analýzy, prostřednictvím které stanovíme stupeň významnosti sledovaných ukazatelů pro určení náchylnosti ekonomiky k měnové krizi, resp. nadměrným tlakům na měnový kurs. V poslední fázi následně vysvětlíme logiku přístupu k měření celkové náchylnosti ekonomiky k nadměrným tlakům na kurs.

3.1 Definice zvýšeného tlaku na měnu

Prvním krokem analýzy je určení období, ve kterém došlo k nadměrným tlakům na měnu. Nadměrným tlakem na měnu budeme v souladu s logikou modelu tlaku na měnový kurs Girtona a Ropera (1977) rozumět období, ve kterém došlo jak k úspěšným útokům na měnu spojeným se silným znehodnocením domácí měny, tak také k úspěšné obraně stanovené hladiny měnového kursu ze strany měnové autority. Při měření nadměrných tlaků na měnu vycházíme z konstrukce indexu tlaku na devizovém trhu použitém ve studii Eichengreena et al. (1996), který je váženým průměrem změny nominálního měnového kursu, změny podílu devizových rezerv a peněžního agregátu M1 a změny nominálních úrokových sazeb. Změny dílčích prvků indexu (jedná se o meziměsíční změny) jsou standardizovány prostřednictvím směrodatných odchylek. Index tlaku na devizovém trhu, který použijeme pro identifikaci nadměrných tlaků na měnu, má tedy tvar:

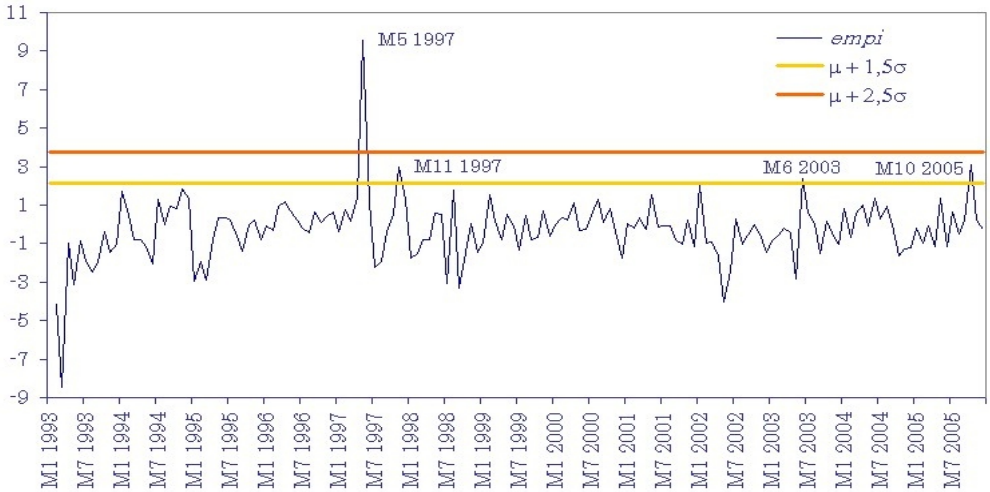
$$empi_t \quad \frac{1}{\ _e} \frac{e_t}{e_{t\ 1}} \quad 1 \quad \frac{1}{\ _r} \frac{fr_t/m_t}{fr_{t\ 1}/m_{t\ 1}} \quad 1 \quad \frac{1}{\ _{ir}} \frac{ir_t}{ir_{t\ 1}} \quad 1 \quad , \qquad (1)$$

kde e je nominální měnový kurs koruny vůči dolaru, fr objem devizových rezerv, m peněžní agregát M1, ir tříměsíční úroková sazba na mezibankovním trhu a směrodatná odchylka pro dané ukazatele.

Pro účely empirické analýzy na datech za Českou republiku stanovíme tři skupiny období klasifikované podle síly tlaku na měnu. První skupinu tvoří období „silného tlaku na měnu“, které definujeme pomocí indexu tlaku na devizovém trhu jako období, kdy index překročí 2,5 násobek směrodatné odchylky na depreciační straně intervalu. Tato hranice odpovídá hranici pro identifikaci měnové krize, kterou aplikovali například Edisonová (2000) nebo Pasternak (2003). Druhou skupinou jsou období, kdy index tlaku na devizovém trhu nedosáhne 2,5 násobku směrodatné odchylky, ale překročí její 1,5 násobek. Tato období označme jako období „zvýšeného tlaku na měnu“. Poslední skupinu tvoří „klidná období“, kdy index tlaku devizového trhu nedosáhne 1,5 násobku směrodatné odchylky na depreciační straně.

Aplikace tohoto přístupu na údajích za Českou republiku vedla k identifikaci jediného období silného tlaku na měnu (květen 1997) a třem obdobím zvýšeného tlaku na měnu (listopad 1997, červen 2003 a říjen 2005).

Obrázek 1
Vymezení nadměrných tlaků na měnu



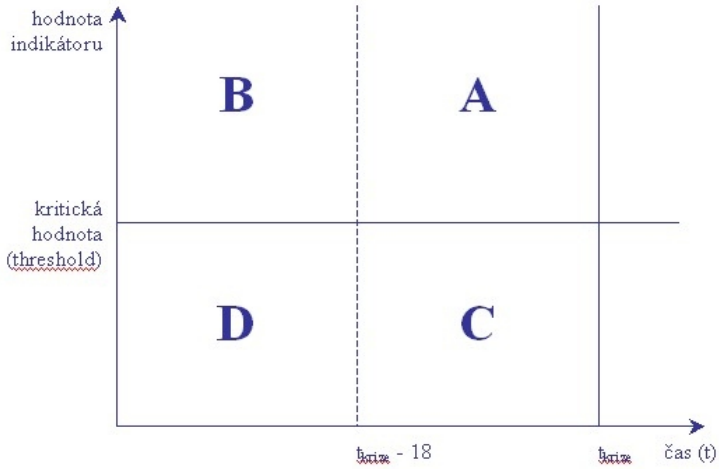
Pramen: vlastní výpočty na základě údajů IFS

3.2 Metodologie výběru indikátorů včasného varování

Pro výběr indikátorů včasného varování a stanovení jejich významnosti použijeme signální analýzu, která nám kromě identifikace vhodných ukazatelů umožní zároveň získat vstupní údaje pro navazující analýzu celkové náchylnosti ekonomiky ke krizi. Podstatou metodologie signální analýzy pro konstrukci modelů včasného varování je rozdělení vývoje ekonomiky na klidná období a krizová období, přičemž lze přepokládat, že vybrané ekonomické ukazatele se v jednotlivých obdobích vyvíjí odlišně.[3] Pro každý indikátor je stanovena kritická hodnota (threshold), jejíž překročení znamená, že daný indikátor vysílá signál potenciálního vzniku krize. Pokud během následujícího období (v naší analýze během 18 měsíců) ke krizi skutečně dojde, je tento signál označen jako správný (sektor A na obrázku 2 níže). V opačném případě se jedná o falešný signál (sektor B). Další dva sektory představují situaci, kdy hodnota indikátoru nedosáhne své kritické hodnoty. Sektor D znázorňuje správné označení klidného období, sektor C potom selhání indikátoru při identifikaci krize.

3 Jednotlivá období (krize vs. klidné období) jsou přesně definována pomocí indexu tlaku na devizovém trhu. K podrobnějšímu popisu metodologie signální analýzy viz práci Kaminské et al. (1997).

Obrázek 2
Základní mechanismus signální analýzy



Pramen: autor podle Kaminské et al. (1997)

Kritická hodnota je stanovena pro každý indikátor relativně, tj. jako určitá hodnota percentilu jeho distribuční funkce. „Optimální úroveň" kritické hodnoty je pro každý indikátor stanovena na základě minimalizace podílu falešných a správných signálů (noise-to-signal ratio). Formálně lze tento poměr vyjádřit jako

$$_{j} \quad \frac{B/(B \quad D)}{A/(A \quad C)}, \text{ kde} \qquad (2)$$

A – vyjadřuje počet měsíců, kdy indikátor *j* vysílal správný signál,
B – vyjadřuje počet měsíců, kdy indikátor *j* vysílal falešný signál,
C – vyjadřuje počet měsíců, kdy indikátor *j* nevysílal signál, ale následně došlo ke krizi,
D – vyjadřuje počet měsíců, kdy indikátor *j* nevysílal signál a ke krizi skutečně nedošlo.

Zároveň je při stanovení prahové hodnoty kladen důraz na dostatečný počet signálů vyslaných v předkrizovém období a dále je zohledněn celkový podíl správně předpověděných období, neboli poměr (A+D)/(A+B+C+D).

Z logiky signální analýzy vyplývá, že kromě stanovení období vzniku krize je nezbytné definovat rovněž předkrizové období, ve kterém jsou signály vyslané jednotlivými indikátory označeny za správné. Pro účely naší analýzy byla zvolena 18měsíční délka předkrizového období.[4] Zároveň analýza pracuje s 9měsíčním pokrizovým okén-

4 Ze studií zaměřených na region střední a východní Evropy zvolil stejnou délku předkrizového období např. Brüggemann a Linne (2002). Naproti tomu např. Šonje et al. (2003) stanovili 12měsíční délku předkrizového období a Pasternak (2003) a Schardax (2003) potom období 24 měsíců (resp. 8 čtvrtletí) před krizí. Délka 18měsíčního předkrizového období byla zvolena jako kompromis mezi krátkým 12měsíčním obdobím, ve kterém nemusí být v jednotlivých indikátorech zohledněny všechny efekty transmise, a 24měsíčním obdobím, které v českých podmínkách krátkých časových řad nezaručuje dostatečný počet pozorování vývoje v klidném období.

kem, které představuje období nestandardního vývoje ukazatelů v důsledku předchozího silného či zvýšeného tlaku na měnu. Data reflektující vývoj jednotlivých ukazatelů v tomto pokrizovém období proto nejsou v signální analýze zohledněna.

3.3 Metodologie stanovení náchylnosti ekonomiky k měnové krizi

Metodologie stanovení celkové náchylnosti ekonomiky ke krizi, která je aplikována v návaznosti na výsledky signální analýzy, vychází z dynamického binárního modelu chování. V této části nejprve popíšeme základní principy dynamického binárního modelu chování, který vyvinuli Kryazhimskii a Beck (2002) pro účely identifikace strukturálních změn v oblasti environmentálních jevů. Následně provedeme modifikaci tohoto modelu pro účely stanovení celkové náchylnosti ekonomiky k měnové krizi.

Cílem dynamického binárního modelu chování je stanovit pravděpodobnost dosažení určitého budoucího stavu systému (environmentálního, ekonomického, aj.) na základě srovnání hypotetického vývoje dílčích změn v tendencích systému s vývojem tendencí získaných z pozorovaných dat. Kryazhimskii a Beck (2002) dokazují, že pomocí tohoto srovnání je možné odhalit zárodky strukturálních změn, které není možné identifikovat pouze pomocí sledování empirických dat.

Základy metodologie dynamického binárního modelu

Konstrukce binárního modelu vychází z předpokladu, že vývoj sledovaného systému směřuje v každém období k jednomu ze dvou možných konečných stavů, kterými jsou na jedné straně „kolaps“ systému (v našem případě budeme hovořit o „krizi“) a na straně druhé „přežití“, neboli terminologií empirických modelů měnových krizí „klidné období“. Tendence vývoje systému k jednomu z těchto konečných stavů je přitom možné pozorovat v dílčích krocích vývoje systému. V každém sledovaném období lze tedy označit směřování systému pomocí binární klasifikace „krize/klidné období“, resp. „–/+“. Pomocí této klasifikace tendencí pro jednotlivá období získáme schéma stochastického procesu, kde binární hodnota určující tendenci dalšího vývoje systému v čase t je závislá na binárních hodnotách tendencí v obdobích $t - 1, t - 2, ..., t - k$.

Postupný vývoj tendencí ve schématu stochastického procesu můžeme sledovat jednak bez znalosti skutečného historického vývoje pozorování v jednotlivých obdobích (modelový přístup), nebo při zohlednění vývoje dílčích pozorování (modelově-datový přístup). Je zřejmé, že absolutní pravděpodobnost dospění systému do toho kterého konečného stavu nemůžeme určit pouze na základě pozorování modelového vývoje nebo výhradně při aplikaci modelově-datového přístupu. Na druhou stranu pomocí srovnání výsledků modelového přístupu, které stanovují apriorní pravděpodobnost dospění systému do jednoho ze dvou stavů, s pravděpodobností determinovanou modelem při zohlednění skutečných pozorování (posteriorní pravděpodobnost), můžeme zhodnotit, zda empirická pozorování přispěla ke zvýšení pravděpodobnosti, že konečným stavem bude „krize“ nebo „klidné období“. Budeme-li například sledovat pravděpodobnost dospění systému do krizového konečného stavu, potom posteriorní pravděpodobnost větší než apriorní signalizuje, že ve vývoji skutečných pozorování můžeme nalézt zárodky

změn ve směřování systému do stavu „krize“. Základním předpokladem tohoto přístupu je schopnost určit, zda změny v jednotlivých krocích jsou orientovány ve směru ke krizi nebo ke klidnému období.[5]

Dynamický binární model chování pracuje v podmínkách nekonečného počtu časových období, přičemž v každém období t je stanovena kategorie přechodu do období $t+1$ ve formě „–“ nebo „+“. Zatímco kategorie přechodu „–“ je spojena s dílčí změnou orientovanou směrem ke krizi, kategorie „+“ vyjadřuje existenci dílčí změny v systému ve směru ke konečnému stavu klidného období. V každém období t je zároveň definován konečný řetězec dílčích změn s o délce m (kde m je konstantní), který charakterizuje vliv předchozích změn v systému na orientaci dílčí změny v období t. Řetězec s je tak složen z jednotlivých přechodů („–/+“), které byly postupně zaznamenány v obdobích mezi t-m a t-$(m+1)$, mezi t-$(m+1)$ a t-$(m+2)$, atd. až konečně mezi t-1 a t. Řetězec s stanovený v období t tak můžeme označit jako stav modelu v období t. Zatímco celkový binární model představuje systém dílčích tendencí „–/+“, stav modelu s charakterizuje sekvenci dílčích změn předcházejících změně v období t. Na základě stanovení délky m sledovaného řetězce tak můžeme vytvořit „posuvné okénko“ o velikosti m, které charakterizuje stav s v období t ve vazbě na m předchozích dílčích změn.

Obecným předpokladem dynamického binárního modelu chování je, že silná převaha jednostranně orientovaných tendencí zaznamenaných u dílčích změn v období t-m vede automaticky ke stejné orientaci následující dílčí změny v období t. Silná převaha tendencí dílčích změn ve směru ke krizi ve stavu s nastává, když počet tendencí „–“ ve stavu s (označme tento počet jako n^-) dosáhne určité kritické hranice m^-. Obdobně můžeme vymezit silnou převahu tendencí dílčích změn ve směru ke klidnému období. Tohoto stavu je dosaženo, když počet tendencí „+“ (označme jej jako n^+) je roven nebo větší než stanovená kritická hranice m^+. V tomto případě bude následující dílčí změna rovněž směřovat ke konečnému stavu klidného období. Kromě těchto extrémních stavů existuje řada dalších možných situací, kdy $n^- < m^-$ a zároveň $n^+ < m^+$. V tomto případě nastane dílčí změna s tendencí „–“ s pravděpodobností r_s^- a dílčí změna s tendencí „+“ s pravděpodobností r_s . Vzhledem k tomu, že platí $r_s + r_s^- = 1$, můžeme se v následující analýze zaměřit pouze na sledování pravděpodobnosti r_s^-, přičemž pravděpodobnost r_s je jejím komplementem.

	Pravděpodobnost tendence „–“	**Pravděpodobnost tendence „+“**
$n^- \quad m^-$	$r_s^- = 1$	$r_s = 0$
$n^+ \quad m^+$	$r_s^- = 0$	$r_s = 1$
$n^- < m^-$ a $n^+ < m^+$	$0 < r_s^- < 1$	$0 < r_s < 1$

Posledním ze základních prvků binárního modelu je stanovení počátečního stavu, ze kterého vychází následující řetězec dílčích změn. Zatímco v modelově-datovém přístupu můžeme výchozí stav určit pomocí historických pozorování, v případě čistě

5 V našem přístupu, modifikovaném pro účely zhodnocení předpovědní síly indikátorů měnových krizí, určujeme tendence na základě ekonomického zdůvodnění příčin měnových krizí a mechanismů, které k jejich vzniku vedou.

modelového přístupu musíme pro systém dílčích změn stanovit hypotetické počáteční pravděpodobnostní rozdělení q. Výchozí modelová pravděpodobnost stavu s je potom označena jako q_s. Shrneme-li všechny výše popsané základní charakteristiky, pracuje binární model ve vazbě na vymezení následujících čtyř výchozích parametrů:

(i) délka „posuvného okénka“ m,
(ii) úroveň kritické hranice pro krizi m^- a úroveň kritické hranice pro klidné období m^+,
(iii) pravděpodobnost dílčí změny ve směru ke krizi (r_s^-),
(iv) hypotetická počáteční pravděpodobnost (q_s).

Zobecněná aplikace dynamického binárního modelu

Na základě výše uvedených obecných principů dynamického binárního modelu přejdeme nyní k bližší specifikaci jeho parametrů pro účely analýzy tendencí ke konečnému krizovému stavu. Prvním z parametrů, který musíme vymezit, je délka „posuvného okénka“. Je zřejmé, že není prakticky možné sledovat celý řetězec dílčích přechodů, kde m . Zároveň je v praxi nereálné, aby byla pravděpodobnost změny tendence ekonomického vývoje mezi obdobím t a $t+1$ významně determinována dílčími změnami velkého počtu předchozích období.[6] Na druhou stranu nelze předpokládat, že dílčí změny v tendencích ekonomiky ve směru ke krizi či ke klidnému období nejsou mezi jednotlivými obdobími korelovány. Při zohlednění obou těchto extrémů považujeme za účelné sledovat dílčí změny ve třech předcházejících obdobích, neboli předpokládáme, že dílčí změna v tendenci v období t je determinována dílčími změnami v období $t-1$, $t-2$ a $t-3$.

Druhým východiskem modelu je stanovení úrovně kritické hranice pro trvalé směřování systému (ekonomiky) ke krizi nebo naopak ke klidnému období. Pro účely našeho modelu se budeme přiklánět k zásadě opatrnosti a zvolíme asymetrickou úroveň kritických hodnot, kde předpokládáme, že systém (ekonomika) bude v budoucnu trvale směřovat ke krizi, když ve dvou ze třech předchozích sledovaných období došlo k signalizaci tendence směrem ke krizi. Naopak systém (ekonomika) bude na základě našich předpokladů trvale směřovat ke klidnému období pokud model ve všech třech sledovaných obdobích naznačuje tendence ke klidnému období. Pro stanovení třetího parametru modelu, tedy pravděpodobnosti dílčí změny ve směru ke krizi (r_s^-), vycházíme v této zobecněné aplikaci modelu z předpokladu konstantní pravděpodobnosti bez závislosti na stavu s.[7] Toto vymezení, které lze z pohledu aplikace na vývoj ekonomiky považovat za reálné, tedy neuvažuje cyklický vývoj v dílčích změnách, tedy střídání tendencí „–“ a „+“ v pravidelných cyklech.

Posledním předpokladem binárního modelu je určení počáteční pravděpodobnosti q_s. V tomto případě budeme předpokládat, že systém (ekonomika) v počátečním stavu nejeví známky trvalé tendence ke krizi ani trvalé tendence ke klidnému období. Výchozím stavem je tedy situace, kdy ve třech předchozích hypotetických obdobích nebyla ve

6 Je zřejmé, že vliv změn tendencí klesá s růstem vzdálenosti mezi jednotlivými obdobími.

7 V modifikovaném modelu (viz dále) je tato pravděpodobnost determinována hodnotami vstupních indikátorů.

více než jednom období signalizována tendence systému ke krizi a zároveň tendence ve všech třech obdobích nenaznačovala klidné období.

Výše uvedené předpoklady modelu můžeme tedy shrnout pomocí následujícího systému:

Předpoklad (i)

$$m = 3 \tag{3}$$

Předpoklad (ii)

$$\begin{aligned} m^- &= 2 \\ m^+ &= 3 \end{aligned} \tag{4}$$

Z vymezení výše uvedeného parametru (3) binárního modelu je patrné, že může nastat jeden z těchto stavů s: (+++), (–++), (+–+), (++–) (––+) (–+–), (+––), (–––) , přičemž na základě parametrů (4) platí, že r^-_{-} r^-_{-} r^-_{--} r^-_{---} 1 a zároveň r^- =0.

Předpoklad (iii):

$$r^-_{-} \quad r^-_{-} \quad r^-_{-} \quad r \ (0 < r < 1) \tag{5}$$

Předpoklad (iv):

$$\begin{aligned} &q_{-++} > 0,\ q_{+-+} > 0, q_{++-} > 0,\ q_{-++} + q_{+-+} + q_{++-} = 1 \\ &q_{---} = 0,\ q_{--+} = 0,\ q_{-+-} = 0,\ q_{+--} = 0,\ q_{+++} = 0 \end{aligned} \tag{6}$$

Modelový přístup

Po specifikaci parametrů modelu můžeme nyní přistoupit k modelové analýze mechanismů, které vedou k jednomu ze dvou možných konečných stavů. Nejprve budeme postupovat na základě čistě modelového přístupu, tj. bez znalostí získaných z empirických pozorování. Naším cílem je stanovit pravděpodobnost p^-, která vyjadřuje pravděpodobnost, že konečným stavem bude (za předpokladu výše uvedených omezení modelu) krizové období.

Pro tento účel definujme nejprve pravděpodobnost $p_s(t)$, která vyjadřuje pravděpodobnost, že systém bude v čase t ve stavu s. Celkovou pravděpodobnost pro období t pak můžeme vyjádřit pomocí vektoru $p(t)$, který lze v transformované podobě zapsat jako

$$p(t) = [p_{+++}(t)\ \ p_{-++}(t)\ \ p_{+-+}(t)\ \ p_{++-}(t)\ \ p_{--+}(t)\ \ p_{-+-}(t)\ \ p_{+--}(t)\ \ p_{---}(t)]^T \tag{7}$$

Pro jednotlivá období potom platí

$$\begin{aligned} &p(1) = Zq \\ &p(2) = Zp(1) = Z^2 q \\ &\ldots \\ &p(k) = Z_p\,(t-1) = Z^k q \end{aligned} \tag{8}$$

kde Z představuje matici pravděpodobností přechodů mezi jednotlivými stavy. Matice Z můžeme zapsat ve tvaru:

$$Z \begin{matrix} 1 & 1\ r & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1\ r & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1\ r & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & r & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & r & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & r & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 \end{matrix} \tag{9}$$

Jednotlivé prvky matice Z vyjadřují pravděpodobnost přechodu ze stavu s (záhlaví sloupců matice) do stavu $s+1$ (záhlaví řádků matice). Nyní se vra me k našemu cíli, kterým je stanovení pravděpodobnosti p^-. Jak vyplývá z parametru stanoveného v rovnici (4), model bude nezadržitelně směřovat ke krizi, dosáhne-li v některém stavu alespoň dvou tendencí „–“. Tento stav můžeme označit jako předkrizové období, nebo pravděpodobnost, že systém dosáhne stavu krize je v tomto období rovna jedné. Pravděpodobnost, že se systém ocitne v předkrizovém období $p^-(t)$, je potom determinována vztahem

$$p^-(t) = p_{---}(t) + p_{+--}(t) + p_{-+-}(t) + p_{--+}(t)\ . \tag{10}$$

S využitím matice pravděpodobností přechodů můžeme stanovit dílčí pravděpodobnosti

$$\begin{aligned} p_{---}(t) &= p_{+--}(t-1) + p_{---}(t-1) \\ p_{+--}(t) &= p_{-+-}(t-1) + rp_{++-}(t-1) \\ p_{-+-}(t) &= p_{--+}(t-1) + rp_{+-+}(t-1) \end{aligned} \tag{11}$$

Pravděpodobnost $p_{--+}(t) = 0$, nebo $p_{+--}(t-1) = 1$ a $p_{---}(t-1) = 1$ (viz pátý řádek matice Z). Dosazením rovnic (11) do rovnice (10) získáme

$$\begin{aligned} p^-(t) = p_{---}(t-1) &+ p_{+--}(t-1) + p_{-+-}(t-1) + rp_{++-}(t-1) + \\ & p_{--+}(t-1) + rp_{+-+}(t-1) = \\ & p^-(t-1) + r\,[p_{++-}(t-1) + p_{+-+}(t-1)] \end{aligned} \tag{12}$$

Z rovnice (12) je patrné, že $p^-(t)$ se zvyšuje s růstem t, neboli systém limitně inklinuje k předkrizovému (a tudíž i krizovému) období, což můžeme formálně zapsat jako

$$p^- = \lim_t p^-(t) \tag{13}$$

K vyjádření pravděpodobnosti dosažení krizového stavu p^{-} můžeme rovněž využít maticového zápisu ve tvaru

$$Z = \lim_{t} Z^{t} . \tag{14}$$

Za předpokladu, že $\lim_{t} Z^{t}$ existuje, lze souhrnnou pravděpodobnost dosažení konečného stavu vyjádřit jako

$$p = Z \quad q. \tag{15}$$

Vektor limitní pravděpodobnosti dosažení konečného krizového stavu můžeme zapsat ve tvaru

$$p^{-} = p_{---} + p_{+--} + p_{-+-} + p_{--+} \tag{16}$$

a vektor limitní pravděpodobnosti dosažení konečného stavu klidného období má podobu

$$p^{+} = p_{+++} . \tag{17}$$

Výpočet pravděpodobnosti p^{-} ve vazbě na charakter počátečního období vyjádřeného pravděpodobností q získáme nyní prostřednictvím řešení $\lim_{t} Z^{t}$, po kterém získáme tvar limitní matice

$$Z \quad \begin{matrix} 1 & & & & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & & & & 1 & 1 & 1 & 1 \end{matrix} \tag{18}$$

kde

$$\begin{matrix} \dfrac{r^{2}(2 \quad r)}{1 \quad r(1 \quad r)^{2}} \\ \dfrac{r^{2}(1 \quad r) \quad r}{1 \quad r(1 \quad r)^{2}} \\ \dfrac{r(2 \quad r)}{1 \quad r(1 \quad r)^{2}} \\ 1 \qquad , \qquad 1 \qquad , \qquad 1 \end{matrix} \tag{19}$$

Vektor limitní pravděpodobnosti dosažení konečného krizového stavu (16), který jednoduše odečteme z limitní matice (18), má potom podobu

$$p \quad q \qquad q \qquad q \qquad . \tag{20}$$

Vektor limitní pravděpodobnosti dosažení konečného stavu klidného období můžeme obdobně zapsat jako

$$p^{+} = q \qquad q \qquad q \qquad . \tag{21}$$

Jak je z limitní matice patrné, celý systém směřuje výhradně k jednomu z výše uvedených konečných stavů, nebo platí, že $p_s = 0$ pro s (+++), (–––) .

Modelově-datový přístup

V předchozí části jsme vymezili pravděpodobnosti dosažení jednoho ze dvou konečných stavů na základě čistě modelového přístupu, tj. bez znalosti údajů, pomocí kterých bychom mohli stanovit počáteční pravděpodobnost q_s. Tyto výsledky nyní využijeme při zkoumání, jakým způsobem se pravděpodobnost dosažení konečného stavu krize změní, zahrneme-li do modelu údaje získané z pozorování skutečných dílčích změn. Naším cílem je tedy stanovit podmíněnou pravděpodobnost dosažení krizového stavu $p^{-}[-+], p^{-}[+-], p^{-}[++]$ kde znaménka v závorkách uvádějí sekvenci dvou pozorovaných dílčích změn, přičemž první znaménko představuje tendenci systému v období t_1 a druhé znaménko v období t_2.

Pro ilustraci logiky modelu se podívejme na stanovení první z výše uvedených podmíněných pravděpodobností $p^{-}[-+]$, kdy tendence systému je v t_1 „–“ a v t_2 „+“. Základem dalších našich výpočtů je stanovení podmíněné pravděpodobnosti $q_s[-+]$ pro každý stav s, která odpovídá pozorovaným údajům o dílčích změnách v obdobích t_1 a t_2. Z jiného úhlu pohledu můžeme říci, že hledáme pravděpodobnost *p(2)* pro stav s, který je zakončen sekvencí (+–). Je zřejmé, že tento stav s může mít pouze jednu z podob (+–+) nebo (––+). Pravděpodobnost $p_{-+}(2)$ je potom determinována vztahem

$$p_{-+}(2) = p_{+-+}(2) + p_{--+}(2) \ . \tag{22}$$

Zároveň podle vztahu (8) platí, že $p(2) = Z^2 q$. Vzhledem k tomu, že v řádku matice pravděpodobností přechodů Z (a tedy i matice Z^2) jsou pouze nuly, neboli tento stav nemůže s ohledem na předpoklady stanovené v (4) nikdy nastat, je $p_{--+}(2) = 0$. Zřejmě tedy platí, že pravděpodobnost $p_{-+}(2) = p_{+-+}(2)$. Na základě těchto poznatků můžeme zformulovat závěr o podmíněné pravděpodobnosti $q_s[-+]$, která nabývá hodnot:

$$q_{+-+}[-+] = 1 \text{ a zároveň } q_s[-+] = 0 \text{ pro } s \quad (+-+) \ . \tag{23}$$

Pomocí limitní matice pravděpodobností přechodů můžeme následně stanovit limitní vektor podmíněných pravděpodobností

$$p^{-}[-+] = Z \quad q[-+] \tag{24}$$

z něhož po výpočtu matice Z získáme podmíněné pravděpodobnosti dosažení konečného krizového stavu $p^-[-+]$, resp. konečného stavu klidného období $p^+[-+]$:

$$p^-[-+] = \qquad (25)$$
$$p^+[-+] = \qquad .$$

Závěrečným krokem předchozí analýzy je srovnání nepodmíněných pravděpodobností stanovených prostřednictvím čistě modelového přístupu s podmíněnými pravděpodobnostmi spočítanými na základě modelově-datového přístupu. V případě, že platí

$$p^-[-+] > p^- \qquad (26)$$

můžeme usuzovat, že nové vstupy do modelu získané z pozorování přispěly k vyšší pravděpodobnosti konečného krizového stavu. Jinými slovy můžeme konstatovat, že informace o tendencích vývoje systému v dílčích obdobích jsou z hlediska sledování inklinování systému ke krizovému stavu signifikantní.

3.4 Modifikace modelu pro účely stanovení náchylnosti ekonomiky ke krizi

Po přiblížení základních principů dynamického binárního modelu chování a nastínění možnosti jeho aplikace se nyní zaměříme na popis jeho specifikace, kterou provedeme pro účely stanovení náchylnosti ekonomiky k měnové krizi. Očekávaným výstupem aplikace modifikovaného modelu je stanovení tendencí ekonomiky ke konečnému krizovému stavu v každém ze sledovaných období. V souladu s metodikou Kryazhimského a Becka (2002) budeme porovnávat výsledky modelového přístupu s výpočty pomocí modelově-datového přístupu, přičemž metodologii modelově-datového přístupu upravíme v návaznosti na informace získané prostřednictvím signální analýzy.

Aplikace modelového přístupu

V návaznosti na výše uvedený popis zobecněné aplikace dynamického binárního modelu chování stanovíme nejprve předpoklady pro konstrukci čistě modelového přístupu. Pro účely našeho modelu aplikujeme předpoklad (3) o počtu předchozích dílčích změn, které determinují pravděpodobnost následující dílčí změny (m = 3), a předpoklad (4) o asymetrickém nastavení kritické hranice pro trvalé směřování ekonomiky ke krizi nebo naopak ke klidnému období (m^- = 2, m^+ = 3), které jsme diskutovali výše. Pravděpodobnost r, která vyjadřuje pravděpodobnost dílčí změny směrem ke krizi, bude v čistě modelovém přístupu v souladu s předpokladem (5) stanovena následovně:

$$r = r_s = \begin{cases} 1 & \text{pro } (\quad), (\quad), (\quad), (\quad) \\ 0{,}5 & \text{pro } (\quad), (\quad), (\quad) \\ 0 & \text{pro } (\quad) \end{cases} \qquad (27)$$

Předpoklad o počátečním stavu ekonomiky vychází z nerovnic (6), přičemž pro pravděpodobnost výchozího stavu q_s bude platit:

$$q_{-++} = q_{+-+} = q_{++-} = 1/3$$
$$q_{---} = 0,\ q_{--+} = 0,\ q_{-+-} = 0,\ q_{+--} = 0,\ q_{+++} = 0 \tag{28}$$

Na základě výše uvedených předpokladů nyní můžeme stanovit dílčí pravděpodobnosti $_s$ a prostřednictvím limitní matice Z následně vektor limitní pravděpodobnosti dosažení konečného krizového stavu $p^{-(M)}$. Dosazením předpokladu (28) o pravděpodobnosti výskytu počátečních stavů q_s můžeme již numericky dopočítat pravděpodobnost $p^{-(M)}$, která vychází při zohlednění našich předpokladů 0,67. Jinými slovy, model založený čistě na neempirických předpokladech inklinuje ke konečnému stavu krize s pravděpodobností 0,67. Tato hranice tvoří základ pro naše závěrečné srovnání pravděpodobnosti $p^{-(M)}$ determinované čistě modelovým přístupem s pravděpodobností získanou z aplikace modifikovaného modelově-datového přístupu.

Aplikace modelově-datového přístupu

Výstavbu modifikovaného modelu založeného na modelově-datovém přístupu můžeme rozdělit do třech na sebe navazujících fází. V první fázi upravíme výstupy signální analýzy tak , abychom je mohli využít jako vstupní data dynamického binárního modelu chování. Ve druhé fázi následně stanovíme pravděpodobnost dílčí změny ve směru ke krizi ($r = r_s$) a jednotlivé prvky (pravděpodobnosti) limitní matice $_s$. Nakonec popíšeme logiku určení pravděpodobnosti výchozích stavů q, čímž budeme mít definovány všechny potřebné parametry pro určení vektoru limitní pravděpodobnosti dosažení konečného krizového stavu $p^{-(D)}$. Podívejme se nyní na jednotlivé fáze podrobněji.

Úprava výstupů signální analýzy

Pomocí aplikace metodologie signální analýzy získáme soubor indikátorů včasného varování. Zároveň můžeme na základní výsledků signální analýzy stanovit významnost jednotlivých indikátorů pro včasné varování před krizí, a to prostřednictvím vypočteného podílu falešných a správných signálů. Pro účely využití indikátorů v námi modifikovaném dynamickém binárním modelu chování převedeme hodnoty jednotlivých ukazatelů tak, aby hodnoty každého ukazatele naznačující „negativní“ vývoj z hlediska mechanismu vzniku krize (např. růst objemu domácích úvěrů / HDP) měly záporné znaménko. Naopak všechny hodnoty ukazatele nenaznačující dle předpokladů riziko krize budou po transformaci kladné.

Na rozdíl od předchozí signální analýzy, kdy ukazatele dávaly signál pouze při překročení určité prahové hranice, v tomto modifikovaném modelu je určující pouze směr vývoje daného ukazatele. Není tedy rozhodující síla „signálu“, nýbrž skutečnost, že daný vývoj ukazatele působí ve směru ke zvýšení či snížení náchylnosti ekonomiky ke krizi. Uplatnění tohoto přístupu vychází z myšlenky, že simultánní vývoj více indikátorů ve směru, který představuje zvýšení náchylnosti ekonomiky ke krizi, lze považovat za významný „signál“ i v případě, že jednotlivé ukazatele nedosahují své

prahové hodnoty. Do modelu tedy vstupují původní hodnoty ukazatelů transformované pouze z hlediska kladných a záporných znamének podle směru působení na celkovou náchylnost ekonomiky ke krizi. Významnost jednotlivých indikátorů pro včasné varování je v tomto modelu zohledněna prostřednictvím vah, které získáme pomocí inverzních hodnot ukazatelů podílu falešných a kladných signálů, které pro tyto účely standardizujeme na

$$w^j \quad \frac{1/NS^j}{\sum_{j=1}^{n} 1/NS^j} \tag{29}$$

kde NS^j představuje podíl falešných a správných signálů j-tého indikátoru.

Vstupní hodnoty dynamického binárního modelu chování získáme poté pomocí váženého průměru transformovaných hodnot jednotlivých indikátorů (X_t^j), kde váhy tvoří významnost těchto indikátorů pro stanovení stupně náchylnosti ekonomiky ke krizi. Formálně tedy

$$S_t \quad \sum_{j=1}^{n} w^j X_t^j \tag{30}$$

Stanovení pravděpodobností r_t a $_{s,t}$

Výše uvedeným způsobem získané hodnoty S_t určují, zda simultánní vývoj indikátorů zvyšuje stupeň náchylnosti ekonomiky ke krizi ($S_t < 0$) nebo nikoliv ($S_t > 0$). Sílu vlivu simultánního působení indikátorů na úroveň náchylnosti ekonomiky ke krizi nyní zohledníme prostřednictvím stanovení pravděpodobnosti r_t. Vzhledem k tomu, že hodnoty S_t jsou ovlivněny vývojem většího počtu rozličných indikátorů, budeme předpokládat, že S_t je náhodná veličina s normálním rozdělením, střední hodnotou $= 0$ a rozptylem ^{2}. Hustotu pravděpodobnosti pro rozdělení náhodné veličiny S můžeme potom zapsat ve tvaru

$$f(S_t) \quad \frac{1}{\sqrt{2}} \exp \frac{(S_t^2)}{2\ ^2} \quad . \tag{31}$$

Ke stanovení pravděpodobnosti r_t využijeme distribuční funkce rozdělení náhodné veličiny S_t, která má podobu

$$F(S_t) \quad \frac{1}{\sqrt{2}} \int^{S_t} \exp \frac{(t^2)}{2\ ^2} \, dt. \tag{32}$$

Pravděpodobnost r_t, která představuje pravděpodobnost přechodu z daného dílčího stavu v období t do stavu „–“ v období $t+1$, získáme pomocí hodnot distribuční funkce náhodné veličiny S_t jako

$$r_1 \quad 1 \quad F(S_t) \, . \tag{33}$$

Výše pravděpodobnosti r_t potom závisí na vzdálenosti veličiny S_t od nuly (= 0). V případě, že $S_t = 0$, tzn. situace kdy směry vývoje individuálních indikátorů se po zvážení jejich významnosti vyrovnají, je pravděpodobnost $r_t = 0{,}5$. Zároveň platí, že s růstem kladného S_t, klesá pravděpodobnost r_t, tzn. snižuje se pravděpodobnost dílčí změny směrem k „–“. Naopak s růstem absolutní hodnoty záporného S_t roste pravděpodobnost r_t a tedy i pravděpodobnost dílčí změny ve směru „–“ v období $t+1$. Pravděpodobnost r_t je určována pro každé časové období a mění se ve vazbě na nově získané hodnoty veličiny S_t.

Dílčí pravděpodobnosti $_{s,t}$ limitní matice Z_t vypočteme pro každé období t pomocí rovnic (19). Z výše uvedeného je patrné, že také tyto pravděpodobnosti se v čase mění v závislosti na hodnotách S_t.

Určení pravděpodobnosti výchozího stavu q a pravděpodobnosti $p^{-(D)}$

Posledním krokem před formulací pravděpodobnosti dosažení konečného krizového stavu je stanovení způsobu, jakým určíme pravděpodobnost výchozího stavu q. Logika námi modifikovaného modelu spočívá ve výpočtu pravděpodobnosti konečného krizového stavu pro každé období t. V této souvislosti budeme za výchozí stav ekonomiky považovat stav determinovaný ukazatelem S za období $t\text{-}2$, $t\text{-}1$ a t. Pravděpodobnost výchozího stavu q (resp. q_t) se tedy stejně jako pravděpodobnost r_t v čase mění. Jedná se o určitou modifikaci modelově-datového přístupu Kryazhimského a Becka (2002), která nám umožňuje posuzovat pravděpodobnost konečného stavu ekonomiky v každém období individuálně.

Nyní již můžeme vypočítat pravděpodobnost konečného krizového stavu ekonomiky $p^{-(D)}$. Tato pravděpodobnost se v čase mění v návaznosti na změny dílčích stavů, které jsou determinovány veličinou S, pravděpodobnostmi $_s$ (resp. r) a q.

Na závěr srovnáme v každém období t pravděpodobnost konečného krizového stavu ekonomiky získanou na základě modifikovaného modelově-datového přístupu ($p_t^{-(D)}$) s pravděpodobností získanou prostřednictvím čistě modelového přístupu ($p^{-(M)}$). Toto srovnání provedeme v empirické analýze pomocí vztahu

$$p \quad p_t^{(D)} \quad p^{(M)}. \tag{34}$$

Situace, kdy platí $p_t^{-(D)} > p^{-(M)}$, naznačuje, že údaje použité pro výpočet pravděpodobnosti $p_t^{-(D)}$ obsahují dodatečné informace o tendencích ekonomiky ke konečnému krizovému stavu. Neboli, indikátory aplikované v analýze v tomto případě signalizují náchylnost ekonomiky ke krizi. V opačném případě, kdy pravděpodobnost konečného stavu krize získaná prostřednictvím modelově-datového přístupu je rovna nebo nižší než pravděpodobnost determinovaná čistě modelovou analýzou ($p_t^{-(D)} \quad p^{-(M)}$), model neindikuje tendence ekonomiky ke krizi.

4. Empirické výsledky

Po přiblížení logické struktury přístupu k identifikaci náchylnosti ekonomiky k nadměrným tlakům na měnu se nyní zaměříme na empirické ověření účinnosti tohoto modelu. Využijeme k tomu měsíční a čtvrtletní údaje za Českou republiku z let 1993–2005,

přičemž na základě identifikovaných období nadměrných tlaků na měnu pomocí indexu tlaku na devizovém trhu budeme testovat účinnost modelu na příkladu silných a zvýšených tlaků na měnu.

4.1 Ukazatele a výsledky

Jak je uvedeno výše, prostřednictvím indexu tlaku na devizovém trhu jsme ve sledovaném období identifikovali jeden silný tlak na měnu (květen 1997) a tři zvýšené tlaky na měnu (listopad 1997, červen 2003 a říjen 2005). Vzhledem k tomu, že zvýšený tlak na měnu identifikovaný v listopadu 1997 spadá do 9měsíčního období nestandardního vývoje ukazatelů v důsledku předchozí měnové krize (pokrizové okénko), pracuji v další analýze pouze s dvěma zbývajícími zvýšenými tlaky na měnu.

Tabulka 2
Ukazatele vybrané pro testování silných tlaků na měnu v období 1/1993 až 12/2005

Ukazatel	Zdroj dat	Periodicita	Podíl falešných a správných signálů
(1) (PZI + saldo běžného účtu) / HDP	IFS ř. 78bed, IFS ř. 78ald, IFS ř. 99b	Q	0,208
(2) Deficit běžného účtu / HDP	IFS 78ald, IFS ř. 99b	M	0,445
(3) M2 / devizové rezervy, změna	IFS ř. 35l, IFS ř. 1.d	Q	0,707
(4) Export, změna	IFS ř. 70	M	0,744
(5) HDP, změna	IFS ř. 99b	Q	0,746
(6) Domácí úvěry / HDP, změna	IFS ř. 32, IFS ř. 99b	M	0,746
(7) Úroková marže, změna	IFS ř. 60L, IFS ř. 60P	M	0,817
(8) Úroková sazba na peněžním trhu, změna	IFS ř. 60b	Q	0,820
(9) Peněžní multiplikátor M2, změna	IFS ř. 14	M	0,844
(10) Devizové rezervy, změna	IFS ř. 1.d	M	1,207
(11) Peněžní agregát M1, změna	IFS ř. 34	M	1,231
(12) Bankovní depozita, změna	IFS ř. 24 + IFS ř. 25	M	1,296
(13) REER, odchylka od HP trendu	IFS ř. rec	M	2,363

Pro účely testování významnosti ukazatelů včasného varování vycházím především ze zkušeností dostupných empirických studií zaměřených na identifikaci indikátorů měnových krizí[8]. Při výběru vhodných indikátorů je kladen důraz zejména na výsledky studií orientovaných na region střední a východní Evropy představených v kapitole 2. Na základě těchto zkušeností můžeme vytvořit základní soubor indikátorů včasného va-

8 S ohledem na individuální charakter měnových krizí je velmi obtížné vytvořit univerzální teoretický koncept, na základě kterého by bylo možné identifikovat vhodné ukazatele pro předvídání vzniku nadměrných tlaků na měnu. Tato skutečnost je patrná mimo jiné ze sledování vývoje teoretických konceptů měnových krizí, které jsou konstruovány vždy ve vazbě na výskyt (zpravidla rozsáhlých) měnových krizí. Rovněž rozsáhlá empirická literatura v této oblasti nestaví výběr potenciálních indikátorů na individuální konstrukci teoretického modelu, nýbrž volí přístup spíše výběru širšího souboru ukazatelů a následného testování jejich významnosti ve vztahu k vývoji tlaků na měnu ve sledovanému čase a prostoru. K tomuto přístupu jsem se přiklonil také v tomto příspěvku.

rování, který použijeme v další analýze. Základní soubor testovaných ukazatelů je uveden v tabulce 2 na str. 615.

V první fázi analýzy, ve které pomocí signálního přístupu identifikujeme významnost jednotlivých ukazatelů pro včasné varování před nadměrným tlakem na měnu, pracujeme s měsíčními i čtvrtletními ukazateli v netransformované podobě. Možnost analyzovat měsíční a čtvrtletní data v původním tvaru lze považovat za výhodu, kterou nám narozdíl např. od regresní analýzy, poskytuje signální přístup.

Výsledky signální analýzy aplikované na výše uvedeném souboru indikátorů ukazují (viz poslední sloupec tabulky 2), že za nejvýznamnější indikátor včasného varování můžeme v případě české ekonomiky považovat podíl deficitu běžného účtu na HDP nekrytý přílivem přímých zahraničních investic, který vykázal podíl falešných a správných signálů 0,208. Významnost tohoto ukazatele v zemích střední Evropy potvrzují také například studie Krkošky (2000) nebo Kittelmannové a Tirpáka (2004). Mezi další významné indikátory identifikované pomocí signální analýzy patří podíl deficitu běžného účtu na HDP (0,445) a růst podílu peněžní zásoby M2 na devizových rezervách (0,707). Tyto výsledky na předních příčkách žebříčku významnosti do určité míry korespondují s výsledky získanými ve studiích signálního přístupu zaměřených na region střední a východní.[9] Na druhou stranu významnost ukazatele vývoje odchylek reálného měnového kursu od trendu, který bývá zpravidla označován za významný indikátor včasného varování, nebyla v této analýze na datech za Českou republiku prokázána.

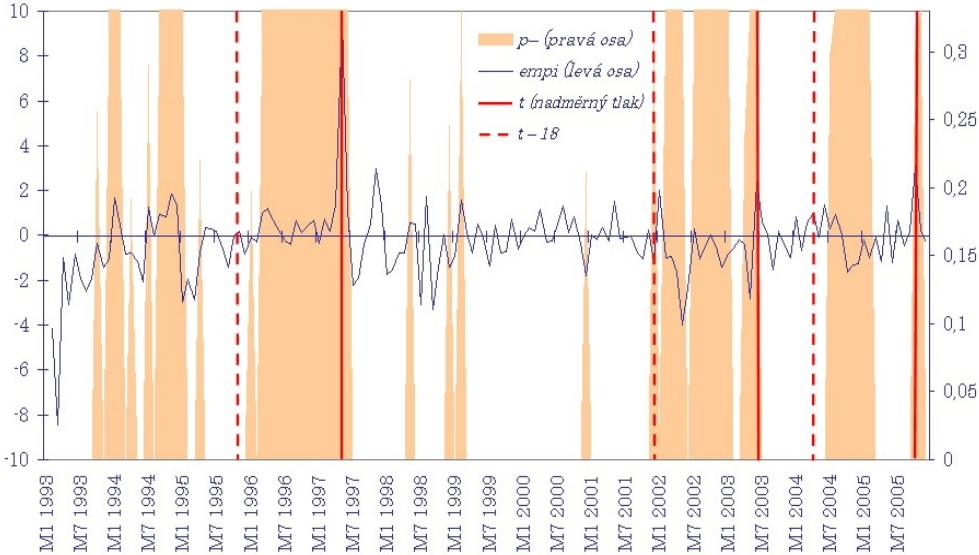
Výsledky vypovídající o významnosti individuálních indikátorů získané prostřednictvím signální analýzy nyní využijeme v navazující analýze celkové náchylnosti ekonomiky k nadměrnému tlaku na měnu. V souladu s výše představenou metodologií použijeme podíly falešných a správných signálů za jednotlivé indikátory ke stanovení váhy těchto indikátorů v modifikovaném dynamickém binárním modelu chování. Vzhledem k tomu, že v této fázi analýzy budeme již pracovat pouze s údaji na měsíční bázi, je předem nutné získat měsíční údaje za čtyři indikátory vykazované ve čtvrtletní periodicitě pomocí interpolace. Poté již můžeme pro každé období t stanovit hodnoty S_t a pomocí distribuční funkce rozdělení veličiny S_t, pro kterou platí $S_t \sim N(0, {}^{2}_{S})$, následně určit pravděpodobnosti změny r_t. Dopočtem dílčích pravděpodobností ${}_{s,t}$ a po výše popsaném zohlednění pravděpodobností výchozích stavů q_t získáme pro každé období t finální pravděpodobnost konečného krizového stavu ekonomiky $p^{-(D)}$. Srovnáním pravděpodobnosti $p^{-(D)}$ s pravděpodobností získanou prostřednictvím čistě modelového přístupu ($p^{-(M)}$) získáme finální pravděpodobnost náchylnosti ekonomiky ke krizi p^{-}. Výsledky výpočtů pravděpodobností p^{-} včetně srovnání s vývojem indexu tlaku na devizovém trhu ukazuje obrázek 3.

Model identifikoval v letech 1993–2005 celkem pět období náchylnosti ekonomiky k silnému nebo zvýšenému tlaku na měnu. Zatímco první dvě období (tříměsíční období 12/1993 až 2/1994 a pětiměsíční období 9/1994 až 1/1995) nebyla v horizontu navazujících 18 měsíců následována nadměrným tlakem na měnu, zbývající tři identifikovaná

9 Nutno poznamenat, že ukazatel deficitu běžného účtu nekrytého přílivem přímých zahraničních investic nebyl podle autorovi známých empirických studií využívajících signální analýzu dosud testován na datech za střední a východní Evropu

období náchylnosti byla završena silným nebo zvýšeným tlakem na měnu. Z pohledu délky signalizace náchylnosti ekonomiky k nadměrnému tlaku, neboli počtu po sobě jdoucích období, ve kterých je pravděpodobnost $p_t^{-(D)} > p^{-(M)}$, je nejvýznamnější období před vznikem měnové krize v květnu 1997, kdy model upozorňuje na riziko náchylnosti ekonomiky k nadměrnému tlaku v průběhu 16 po sobě jdoucích měsíců (od 1/1996 do 4/1997). Období před zvýšeným tlakem na měnu v červnu 2003 je charakterizováno třemi kratšími obdobími signalizace náchylnosti ekonomiky k nadměrnému tlaku (šestiměsíční období 12/2001 až 5/2002, sedmiměsíční období 7/2002 až 1/2003 a dvouměsíční 4/2003 až 5/2003). Posledním obdobím zvýšené náchylnosti je osmiměsíční období 7/2004 až 2/2005, které bylo následováno zvýšeným tlakem na měnu v říjnu 2005. Na obrázku je rovněž patrné dlouhé období let 1998–2002, kdy model neidentifikoval žádné období zvýšené náchylnosti ekonomiky k nadměrnému tlaku (signalizace je zde pouze sporadická).

Obrázek 3
Výsledky modelu za období 1/1993 až 12/2005



Výsledky testování ukazují, že model signalizoval náchylnost ekonomiky k nadměrnému tlaku před všemi obdobími označenými indexem tlaku na devizovém trhu za období silného či zvýšeného tlaku na měnu. Nejdelším souvislým obdobím signalizace bylo přitom období před měnovou krizí v květnu 1997. Nejméně měsíců, ve kterých byla identifikována náchylnost ekonomiky k nadměrnému tlaku, bylo modelem označeno před zvýšeným tlakem v říjnu 2005.

4.2 Zhodnocení spolehlivosti modelu

Celkové zhodnocení spolehlivosti modelu pro včasnou identifikaci období náchylnosti ekonomiky k nadměrnému tlaku na měnu provedeme pomocí tabulky 3, která zobrazuje

srovnání počtu „signálů“ vyslaných modelem se skutečným vývojem indexu tlaku na devizovém trhu.

Tabulka 3
Srovnání výsledků modelu se skutečným vývojem tlaků na měnu

	Nadměrný tlak	Klidné období	Celkem
Signál	39	21	60
Bez signálu	15	73	88
Celkem	54	94	148

Tato tabulka je sestavena na základě předpokladu, že signál je označený za správný, pokud je následován nadměrným tlakem na měnu v horizontu 18 následujících měsíců. Zároveň v tomto hodnocení abstrahujeme od měsíců, ve kterých došlo k nadměrnému tlaku na měnu, a jednoho měsíce následujícím po tomto nadměrném tlaku (dvouměsíční „pokrizové okénko“).

Tabulka 4
Výsledky hodnocení spolehlivosti modelu

Správně označená období náchylnosti ekonomiky k nadměrnému tlaku na měnu	72 %
Správně označená „klidná“ období	78 %
Správně označená pozorování	76 %

Výše uvedené hodnocení spolehlivosti ukazuje, že model dokázal správně identifikovat 72 % období náchylnosti ekonomiky k silnému nebo zvýšenému tlaku na měnu. Zároveň správně označil 78 % klidných období, to znamená období, která nebyla následována nadměrným tlakem na měnu. Konečně model správně označil 76 % všech sledovaných období v letech 1993–2005.

5. Závěry

Účelem tohoto příspěvku bylo představit nový empirický model, který by dokázal s předstihem a dostatečnou mírou spolehlivosti identifikovat zvýšené riziko náchylnosti ekonomiky k nadměrnému tlaku na měnu. Inovace tohoto modelu spočívá v syntéze metodologie signální analýzy a přístupu pravděpodobnostního modelu chování. Zatímco pomocí metodologie signální analýzy jsme určili významnost jednotlivých testovaných indikátorů pro včasné varování před vznikem nadměrného tlaku na měnu, metodologie pravděpodobnostního modelu chování nám umožnila stanovit celkovou náchylnost ekonomiky k nadměrnému tlaku na měnu pro každé sledované období.

Nejvýznamnějšími ukazateli, které v podmínkách české ekonomiky dokázaly s předstihem identifikovat vznik nadměrného tlaku na měnu, jsou deficit běžného účtu nekrytý přílivem přímých zahraničních investic (měřeno ve vztahu k HDP), podíl deficitu běžného účtu na HDP a podíl peněžní zásoby (M2) a devizových rezerv. Za významné indikátory můžeme rovněž považovat vývoj exportu, HDP a domácích úvěrů.

Z hlediska celkové náchylnosti ekonomiky k nadměrnému tlaku na měnu identifikoval model s dostatečným předstihem všechna období označená pomocí indexu tlaku na devizovém trhu za období zvýšeného tlaku. Nejdelší období signalizace zvýšené „zranitelnosti“ ekonomiky signalizoval model 10 měsíců před vznikem měnové krize v květnu 1997. Celkovou úroveň spolehlivosti modelu poněkud snižují dvě období v první polovině 90. let, která model označil za období zvýšené náchylnosti ekonomiky k nadměrnému tlaku na měnu, kdy však k tomuto tlaku následně nedošlo. Na druhou stranu model správně „označil“ dlouhé období od konce roku 1998 do začátku roku 2002, kdy nevysílal významné signály a koruna se vyvíjela bez významnějšího pnutí.

Tento příspěvek přináší první aplikaci empirického modelu vystavěného na signální analýze a pravděpodobnostním modelu chování. Podrobnější ověření této metodologie na širším vzorku dat za různé země vytváří prostor pro další výzkum v této oblasti

Literatura

BRÜGGEMANN, A.; LINNE, T. 2002. Are the Central and Eastern European Transition Countries Still Vulnerable to a Financial Crises? Results from the Signal Approach [IWH Discussion Papers No. 157]. March 2002.

EDISON, H. J. 2000. Do Indicators of Financial Crises Work? An Evaluation of an Early Warning System. [International Finance Discussion Papers (Board of Governors of the Federal Reserve System)]. No. 675, July 2000.

EICHENGREEN, B.; ROSE, A. K.; WYPLOSZ, C. 1996. Contagious Currency Crises [NBER Working Paper Series, no. 5681]. July 1996.

GIRTON, L.; ROPER, D. 1977. A Monetary Model of Exchange Market Pressure Applied to the Postwar Canadian Experience. *American Economic Review.* 1977, vol. 67, no. 4, s. 537–48.

HAWKINS, J.; KLAU, M. 2000. Measuring Potential Vulnerabilities in Emerging Market Economies. [BIS Working Papers, no. 91]. October 2000.

KAMINSKY, G. L.; LIZONDO, S.; REINHART, C. M. 1997. Leading Indicators of Currency Crises. [IMF Working Papers, no. 79]. July 1997.

KITTELMANN, K.; TIRPÁK, M. 2004. Predicting Speculative Attacks in Central Europe [Kiel Advanced Studies Working Paper, no. 420]. December 2004.

KRKOŠKA, L. 2001. Assessing Macroeconomic Vulnerability in Central Europe [EBRD Working Paper, no. 52]. June 2001.

KRYAZHIMSKII, A. V.; BECK, M. B. 2002. Identifying the Inclination of a System Towards a Terminal State from Current Observation. In BECK, M. B. (ed.). *Environmental Foresight and Models: A Manifesto.* Oxford : Elsevier Science B.V., 2002, s. 425–51. ISBN 0-080-44086-X.

PASTERNAK, C. 2003. The Signals Approach as an Early Warning System for Currency Crises: An Application to Transition Economies – With Special Emphasis on Poland [EconWPA – International Finance Series, no. 0304001]. April 2003.

SCHARDAX, F. 2002. An Early Warning Model for Currency Crises in Central and Eastern Europe. Focus on Transition (Oesterreichische Nationalbank). 2002, no. 1, s. 108–24.

ŠONJE, A.; BABIĆ, A.; BAČIĆ K. 2003. Determinants of Currency Disturbances in Transition Economics of Central and Eastern Europe. *Croatian Economic Survey.* 2003, no. 6, s. 97–138.

VULNERABILITIES IN AN ECONOMY TO EXTENSIVE PRESSURES ON THE EXCHANGE RATE

Michal Pazour, Technology Centre AS CR, Rozvojová 135, CZ – 165 02 Praha 6 (pazour@tc.cz)

Abstract

The article aims at introducing new methodology for recognizing suitable indicators to monitor the potential risk of extensive pressure on the exchange rate (early warning indicators) and for identifying vulnerabilities in an economy to this pressure reflected by simultaneous negative development of the observed early warning indicators. The construction of the empirical model is based on the combination of the signal approach and the binary model of behaviour. This model focuses on both strong and increased pressure on exchange rate and the parameters are adjusted to the Czech environment. The results indicate that the most significant early warning indicator for the Czech economy is the gap between current account deficit and foreign direct investment and further M2 to foreign exchange ratio, GDP growth and export growth. In total the model identified correctly 72 per cent periods of increased vulnerability of the Czech economy to excessive devaluation pressure. At the same time it identified correctly 78 per cent of tranquil periods. This methodology constitutes an innovative approach, which needs a further verification.

Keywords

exchange rate, early warning, empirical models, currency crises, Central and Eastern Europe

JEL Classification

C53, F47, F31