

Strukturální model nekryté úrokové parity a jeho empirická verifikace¹

Jaroslava Durčáková², Martin Mandel³ Vladimír Tomšík⁴

Abstrakt

Studie se zabývá dynamickým přístupem k teorii nekryté úrokové parity. Autoři zkoumají dynamický vztah mezi aktuální změnou spotového měnového kurzu a úrokovým diferencíálem. Studie ukazuje, že hypotéza nekryté úrokové parity je založena na ex ante pohledu a proto očekávaná změna spotového měnového kurzu nemůže být v empirických verifikacích nahrazena ex post přístupem. Autory vyvinutý dynamický přístup k teorii nekryté úrokové parity je empiricky testován na datech pěti tranzitivních zemí střední a východní Evropy. Model je testován pomocí VAR analýzy, kointegrační analýzy a v neposlední řadě i pomocí modelu korekce chyb.

Klíčová slova

parita úrokové míry, měnový kurz, měnová politika, portfolio teorie, tranzitivní země

1. Úvod

Strukturální modely cílování inflace zpravidla pracují s tzv. nekrytou úrokovou paritou jako s rovnicí umožňující zachytit vztah mezi měnovým kurzem a úrokovou politikou centrální banky. V ekonomické teorii (Fisher 1930, Fama 1970, Mussa 1976, Mishkin 1984, Pilbeam 1998) se nejčastěji můžeme setkat se dvěma základními hypotézami o vlivu úrokové míry na spotový měnový kurz.

První hypotéza říká, že růst domácí úrokové míry vyvolá zvýšený příliv zahraničního kapitálu, což povede k následnému zhodnocení domácí měny. Druhá hypotéza nám naopak říká, že na efektivně fungujícím finančním trhu musí být vyšší domácí úroková míra ve srovnání se zahraniční úrokovou mírou nutně kompenzována znehodnocením spotového kurzu domácí měny, aby tak došlo k vyrovnání výnosnosti investic do domácích a zahraničních aktiv. Na první pohled se může zdát, že obě hypotézy jsou ve vzájemném rozporu. Zatímco první hypotéza tvrdí, že růst úrokové míry v domácí zemi vede ke zhodnocení domácí měny. Druhá hypotéza nám naopak říká, že vyšší úroková míra v domácí zemi než v zahraničí musí nutně vést ke znehodnocení domácí měny.

Cílem první části tohoto článku proto bude provést teoretické vysvětlení dynamického vztahu mezi pohybem úrokové míry a pohybem měnového kurzu. Zároveň budeme diskutovat případy dynamického procesu modelu nekryté úrokové parity s exogenním a endogenním pojetím úrokové míry. Ve druhé části se pokoušíme o aplikaci mezinárodního Fisherova efektu a teorie portfolia v podmínkách, kdy centrální banky si stanovují explicitní inflační

¹ Studie byla vypracována za podpory GAČR 402/03/1292.

² Doc. Ing. Jaroslava Durčáková, CSc., katedra měnové teorie a politiky, Vysoká škola ekonomická v Praze, nám. W. Churchilla 4, 130 67 Praha 3, e-mail: durcak@vse.cz

³ Prof. Ing. Martin Mandel, CSc., vedoucí katedry měnové teorie a politiky, Vysoká škola ekonomická v Praze, nám. W. Churchilla 4, 130 67 Praha 3, e-mail: mandel@vse.cz

⁴ Doc. Ing. Vladimír Tomšík, Ph.D., vedoucí Ústavu ekonomie, NEWTON College, tř. Generála Píky 7, 613 00 Brno, e-mail: vladimir.tomsik@newtoncollege.cz

cíle. Ve třetí části provedeme ekonometrickou analýzu pomocí VAR modelů, kointegrační analýzy a modelu korekce chyb. V rámci těchto modelů je testována hypotéza platnosti nekryté úrokové parity na příkladě úrokových sazeb a spotového měnového kurzu pěti tranzitivních ekonomik – Česká republika, Maďarsko, Polsko, Slovensko a Slovinsko.

2. Nekrytá úroková parita – teoretický výklad a její tradiční empirická verifikace

2.1 Hypotéza o zhodnocení měnového kurzu při růstu úrokové míry

Racionálně uvažující subjekt bude investovat do domácích aktiv denominovaných v domácí měně D, pokud očekávaný výnos z těchto aktiv bude vyšší než očekávaný výnos z alternativních zahraničních aktiv denominovaných v zahraniční měně F. Při své kalkulaci bude spekulant srovnávat nejenom úroveň úrokových měr v obou zemích, ale zároveň bude zvažovat i očekávaný vývoj spotového kurzu mezi oběma uvažovanými měnami. Dílčí rovnováha spekulanta nastává, pokud platí tzv. nekrytá úroková parita

$$(1 + IR_{D,t}^{t+n}) = (1 + IR_{F,t}^{t+n}) \frac{E_t(SR_{t+n})}{SR_t}, \quad (1)$$

kde $IR_{D,t}^{t+n}$ a $IR_{F,t}^{t+n}$ je domácí a zahraniční úroková míra pro období t až $t+n$, $E_t(SR_{t+n})$ je v čase t očekávaná hodnota spotového kurzu pro čas $t+n$ a SR_t je spotový kurz v čase t . Hypotéza o zhodnocení měnového kurzu při růstu úrokové míry transformuje nekrytou úrokovou paritu na funkční vztah

$$SR_t = f \left[E_t(SR_{t+n}), \frac{1 + IR_{F,t}^{t+n}}{1 + IR_{D,t}^{t+n}} \right]. \quad (2)$$

Skutečná hodnota spotového kurzu je tedy dána vývojem čekávané hodnoty spotového kurzu a vývojem poměru úrokových faktorů. Zvýšení domácí úrokové míry za jinak neměnných okolností by mělo vést k apreciaci spotového kurzu domácí měny. Důvodem je zvýšení přílivu zahraničního kapitálu (resp. snížení odlivu kapitálu do zahraničí).

2.2 Hypotéza o znehodnocení měny země s vyšší úrokovou mírou

Tato hypotéza říká, že na efektivně fungujícím finančním (devizovém) trhu musí být vyšší domácí úroková míra ve srovnání se zahraniční úrokovou mírou kompenzována znehodnocením domácí měny, aby došlo k vyrovnávání výnosové míry u domácích a zahraničních investic. Spotové kurzy se mění proto, že odrážejí tendenci k dosažení rovnováhy na trhu kapitálu (Fama, 1970 a Mussa, 1976).

Po rovnicových úpravách rov. 1 dostáváme

$$E_t(sr_t^{t+n}) = \frac{IR_{D,t}^{t+n} - IR_{F,t}^{t+n}}{1 + IR_{F,t}^{t+n}}, \quad (3)$$

kde $E_t(sr_t^{t+n})$ je v čase t očekávaná změna spotového kurzu za období t až $t+n$. Tato rovnice nám říká, že v rovnovážném stavu očekávaná změna spotového kurzu musí přibližně odpovídat úrokovému diferenciálu, pokud je jmenovatel blízký 1. V souladu s teorií efektivních trhů by zároveň mělo platit

$$sr_t^{t+n} = E_t(sr_t^{t+n}) + u_{t+n}, \quad (4)$$

tj. kurzová očekávání se naplňují, pokud nedojde k náhodnému šoku u_{t+n} .

Předpokládejme, že zahraniční úrokové míry jsou relativně nízké. Po substituci rov. 4 do rov. 3 a uvažovaném zjednodušení je možné formulovat následující jednorovnicový ekonometrický model

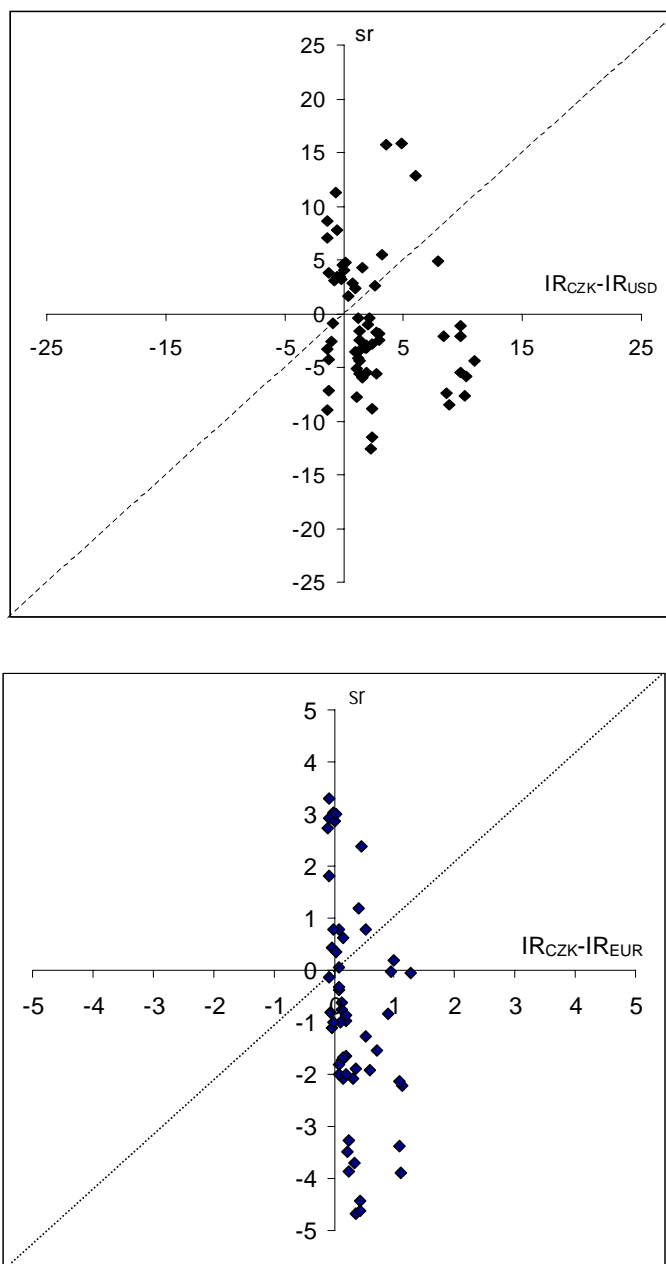
$$sr_t^{t+n} = a_0 + a_1(IR_{D,t}^{t+n} - IR_{F,t}^{t+n}) + u_{t+n} \quad (5)$$

kde testujeme hypotézu, že při neexistenci rizikové prémie $a_0 = 0$ a $a_1 = 1$. Rov. 5 nám říká, že na efektivně fungujícím trhu by změna spotového kurzu měla kompenzovat úrokový diferencíál.

2.3 Tradiční empirická verifikace modelu nekryté úrokové parity

Testování tohoto modelu však obvykle nepřináší předpokládané výsledky. Pilbeam (1998) uvádí, že při ekonometrické verifikaci tohoto modelu jsou hodnoty parametru nejenom výrazně odlišné od 1, ale zpravidla je tento parametr dokonce záporný. Na obrázku 1 můžeme na příkladě kurzu české koruny a amerického dolaru (období 1998 – 1. pol. 2004) a české koruny a eura (1999 – 1. pol. 2004) pozorovat grafický test nekryté úrokové parity pomocí tradičního přístupu (rov. 5). Z našeho obrázku je patrné, že napozorované body se nenalézají v blízkosti přímky 45° . Tento jednoduchý „grafický test“ naznačuje, že regresní přímka by spíše měla mít negativní sklon. Tuto hypotézu však je nutné empiricky verifikovat.

Obr. č. 1: Úrokové diferenciály a relativní změny spotového kurzu CZK/USD (1998–1. pol. 2004)
a CZK/EUR (1999–1. pol. 2004)



Poznámka: Úrokový diferenciál je odvozen z tří měsíčních sazeb mezibankovního trhu s depozity; změna spotového kurzu je počítána jako tříměsíční změna kurzu CZK/USD, resp. CZK/EUR.
Pramen: ČNB, Fed a ECB.

Empirická verifikace založená na odhadu jednorovnicového regresního modelu (rov. 5) pomocí metody nejmenších čtverců pro měnové kurzy CZK/USD a CZK/EUR vedla k následujícím výsledkům

$$sr_t^{t+n} = -1,6581(IR_{CZK,t}^{t+n} - IR_{USD,t}^{t+n}) + 0,7121AR(1)$$

(-0,7907) (8,0420)

$$sr_t^{t+n} = -3,9382(IR_{CZK,t}^{t+n} - IR_{EUR,t}^{t+n}) + 0,5874AR(1)$$

(3,1834) (7,0361)

Rovněž i v případě námi sledovaných měnových kurzů se nepotvrdila hypotéza $a_1 = 1$ a parametr a_1 nabývá záporných hodnot. Nepřesvědčivé výsledky testů hypotézy nekryté úrokové parity jsou nejčastěji zdůvodňovány tím: a) že úrokový diferenciál je kompenzován dalšími náklady spekulantů (např. spojených s rizikem), b) že trh je nerovnovážný v důsledku intervenční a sterilizační činnosti centrální banky⁵. Připusťme však, že nepřesvědčivé výsledky ekonometrických testů mohou být i důsledkem nevhodně zvolené formy testovaného modelu. Konkrétně se domníváme, že při empirické verifikaci nekryté úrokové parity v podobě jednorovnicového lineárního modelu není dobře postižena struktura ekonomických vztahů (vč. dynamických vazeb).⁶

3. Dynamika v modelu nekryté úrokové parity

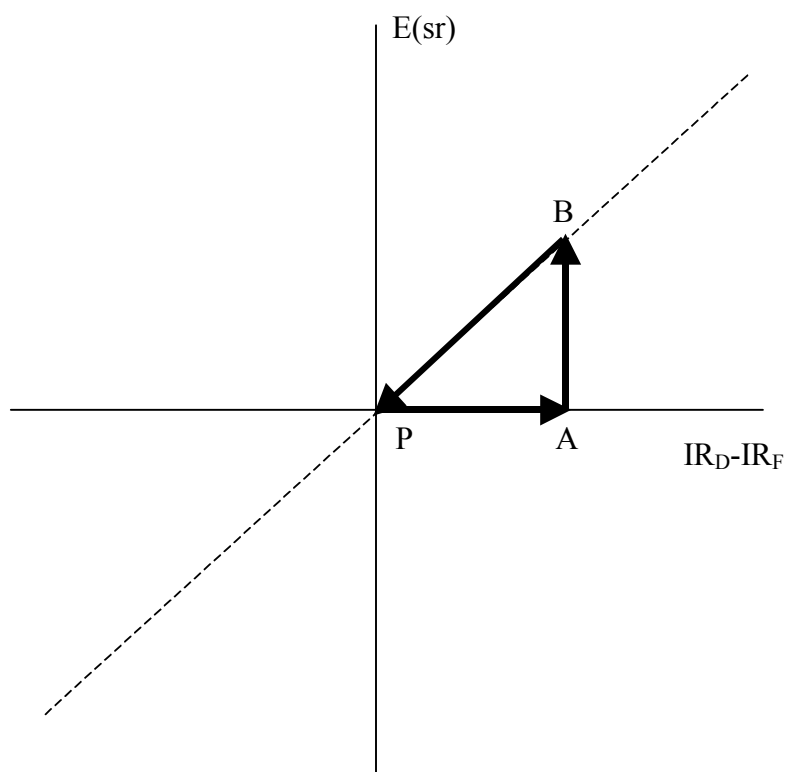
3.1 Počáteční rozlišení případů s exogenní a endogenní úrokovou mírou

Dynamické procesy v rámci nekryté úrokové parity se mohou vyskytovat v řadě variant. Nejdříve si analyzujeme *případ s exogenní úrokovou mírou*. Předpokládejme nulovou domácí i zahraniční inflaci a dokonalou substituci domácí a zahraničních aktiv (tj. nulovou rizikovou prémie). Nominální a reálné úrokové míry se tedy rovnají a v souladu s relativní verzí parity kupní síly je dlouhodobě očekávaná hodnota spotového kurzu neměnná, tj. $E_t(SR_{t+n}) = konst.$

⁵ Centrální banka prostřednictvím intervenčních a sterilizačních operací může dlouhodobě udržovat pevný kurz a kladný úrokový diferenciál, avšak za cenu vlastních spekulacních ztrát, které naopak inkasují ostatní účastníci trhu. Tímto procesem si například prošla ČNB v letech 1993 – 1997.

⁶ V případě testování modelu (rov. 5) na příkladě tranzitních ekonomik se ukázal ještě jeden ekonometrický problém – zatímco levá strana rovnice je stacionární I(0) pravá strana rovnice je nestacionární I(1).

Obr. č. 2: Dynamický model přizpůsobení spotového kurzu a úrokového diferenciálu



Na obrázku 2 začínáme v bodě P, kdy domácí úroková míra a zahraniční úroková míra jsou shodné a úrokový diferenciál je roven nule $IR_{D,t}^{t+n} - IR_{F,t}^{t+n} = 0$. Současně není očekávána změna kurzu, tj. $E_t(sr_t^{t+n}) = 0$. Předpokládejme, že v následujícím období dojde k růstu domácí úrokové míry. Díky této změně se posuneme z bodu P do nerovnovážného bodu A, kde platí

$$E_t(sr_t^{t+n})(IR_{D,t}^{t+n} - IR_{F,t}^{t+n}). \quad (6)$$

Porušení rovnováhy na devizovém trhu z pohledu spekulantů vyvolá zájem o investice do aktiv denominovaných v domácí měně, které nabízejí vyšší očekávaný výnos než zahraniční aktiva. Příliv kapitálu povede ke zhodnocování domácí měny, tj. SR_t z pohledu kvantitativního klesá. Apreciace domácí měny se zastaví až v době dosažení bodu B, kdy spekulanti začnou očekávat znehodnocení domácí měny,⁷ které odpovídá rozdílu v úrokových mírách. Bod B můžeme považovat za krátkodobou rovnováhu, která je založena na dílčí rovnováze trhu spekulantů. Krátkodobě budou spekulanti v rovnováze a nebudou preferovat jednu měnu před druhou. Z hlediska dlouhého období je však situace nejasná. Co bude spouštěcím impulsem pro znehodnocení měnového kurzu domácí měny? Kdy spekulanti začnou uzavírat své otevřené dlouhé pozice v domácí měně? Bude tímto důvodem až opětovný pokles domácí úrokové míry? Přesné ekonomické zdůvodnění a časové určení přechodu z bodu krátkodobé rovnováhy B do bodu dlouhodobé rovnováhy P je problémem modelovým, empirickým i praktickým.

⁷ Čtenář musí mít stále na mysli, že pracujeme s výrazem $\frac{E_t(SR_{t+n})}{SR_t} - 1 = E_t(sr_t^{t+n})$.

Případy s endogenní úrokovou mírou a s endogenním kurzem předpokládají, že změny úrokové míry jsou vždy spojeny s očekávanou (příp. minulou) změnou určité vysvětlující proměnné. Zároveň platí, že fundamentální faktory způsobující změnu úrokové míry, mají vliv i na utváření kurzových očekávání. Např. faktory způsobující zvýšení domácí úrokové míry, tj. zvýšení domácí inflace, deficit běžného účtu, deficit státního rozpočtu, negativně ovlivňují i kurzová očekávání a povedou účastníky trhu k revizi kurzových očekávání v neprospěch domácí měny. Na obrázku 2 proto dochází k okamžitému posunu z bodu P do bodu B a to bez krátkodobé apreciacie kurzu domácí měny. Současně dochází jak k růstu domácí úrokové míry $IR_{D,t}^{t+n}$, tak i k růstu očekávané hodnoty spotového kurzu $E_t(SR_{t+n})$. Tímto způsobem je dosaženo rovnováhy spekulanta v souladu s nekrytou úrokovou paritou. Dlouhodobá depreciační trajektorie spotového kurzu by měla být v souladu s „negativním“ vývojem fundamentálních faktorů.

3.2 Modely nekryté úrokové parity bez centrální banky

Shrneme-li naše dosavadní poznatky, je zřejmé, že růst úrokové sazby nelze přímo spojovat s depreciací měnového kurzu, jak je testováno pomocí rov. (5). Při exogenním zvýšení úrokové sazby dochází k dočasné apreciaci měnového kurzu, při endogenním zvýšení úrokové sazby dochází k depreciačnímu posunu u očekávané hodnoty měnového kurzu. V dalším výkladu se proto zaměříme na podrobnější teoretický výklad depreciační fáze měnového kurzu. Při popisu těchto procesů budeme vycházet z mezinárodního Fisherova efektu a z teorie portfolia.

Mezinárodní Fisherův efekt (Fisher, 1930) předpokládá, že reálné bezrizikové úrokové míry (RIR) jsou v dlouhodobě rovnovážném stavu shodné a rozdíl v nominálních úrokových mírách (IR) je plně kompenzován prostřednictvím rozdílného vývoje inflace (p) v domácí a zahraniční ekonomice. Přístup opírající se o mezinárodní Fisherův efekt lze popsat následujícími vztahy:

- rovnice nekryté úrokové parity

$$\ln SR_t = \ln E_t(SR_{t+n}) + IR_{F,T}^{t+n} - IR_{D,T}^{t+n} \quad (7)$$

- vztah nominální úrokové míry, reálné úrokové míry a očekávané inflace

$$\begin{aligned} IR_{F,t}^{t+n} - IR_{D,t}^{t+n} &= [RIR_{F,t}^{t+n} + E_t(p_{F,t+n})] - [RIR_{D,t}^{t+n} + E_t(p_{D,t+n})] = \\ &= (RIR_{F,t}^{t+n} - RIR_{D,t}^{t+n}) + [E_t(p_{F,t+n}) - E_t(p_{D,t+n})] \end{aligned} \quad (8)$$

- rovnice kurzových očekávání na základě teorie parity kupní síly

$$\ln E_t(SR_{t+n}) = \ln E_t(P_{D,t+n}) - \ln E_t(P_{F,t+n}) = \ln P_{D,t} - \ln P_{F,t} + [E_t(p_{D,t+n}) - E_t(p_{F,t+n})], \quad (9)$$

kde P představuje bazický index cenové hladiny.

Po substituci rov. 8 a 9 do rov. 7 dostáváme následující vztah pro spotový kurz v čase t :

$$\begin{aligned} \ln SR_t = \ln P_{D,t} - \ln P_{F,t} + [E_t(p_{D,t+n}) - E_t(p_{F,t+n})] + \\ + (RIR_{F,t}^{t+n} - RIR_{D,t}^{t+n}) + [E_t(p_{F,t+n}) - E_t(p_{D,t+n})] \end{aligned} \quad (10)$$

Tento odvozený vztah nám naznačuje, že zvýšení očekávané inflace nemá v krátkém období vliv na vývoj kurzu, neboť roste jak nominální úroková míra, tak i očekávaná hodnota

spotového kurzu. V dlouhém období však dochází ke znehodnocení spotového kurzu, pokud se vyšší inflační očekávání naplní. Domácí bazický index cenové hladiny v čase $t+n$ ($\ln P_{D,t+n}$) vzroste a spotový kurz se v souladu s teorií parity kupní síly znehodnotí. Z mezinárodního Fisherova efektu dále vyplývá, že k apreciaci spotového kurzu může (v krátkém období) dojít v případě růstu reálné úrokové míry.

V rámci *teorie portfolia* (Branson, 1976) se rozdíl v domácích a zahraničních nominálních úrokových mírách může kompenzovat prostřednictvím pohybu rizikové premie (r_P). Podíl investic do domácích a zahraničních aktiv (A_D , A_F) je funkcí úrokového diferenciálu a riziková premie je pozitivní funkcí podílu investic do domácích aktiv a zahraničních aktiv. Platí

$$\ln SR_t = \ln E_t(SR_{t+n}) + IR_{F,t}^{t+n} - IR_{D,t}^{t+n} + r_{P,t}, \quad (11)$$

kde

$$\left(\frac{A_{D,t}}{A_{F,t}}\right) = f_1(IR_{D,t}^{t+n} - IR_{F,t}^{t+n}), \quad (12)$$

$$r_{P,t} = f_2\left(\frac{A_{D,t-m}}{A_{F,t-m}}\right). \quad (13)$$

Za zjednodušujícího předpokladu, že inflační očekávání jsou nulová, dlouhodobý rovnovážný stav je charakterizován podmínkou

$$IR_{D,t}^{t+n} - IR_{F,t}^{t+n} = r_{P,t}, \quad (14)$$

Krátkodobá dynamika bude mít následující průběh. Zvýšení domácí úrokové míry, která je uvažována jako exogenní veličina, povede k přílivu zahraničního kapitálu a k apreciaci kurzu domácí měny. Příliv kapitálu do domácí země zároveň povede ke změně měnové struktury portfolií spekulantů a k postupnému nárůstu požadované rizikové premie. Nárůst rizikové premie zastaví jednosměrný tok kapitálu do země a domácí měna se znehodnotí na svoji původní úroveň.

3.3 Nekrytá úroková parita a centrální banka cílující inflaci

Po opuštění monetaristické koncepce měnové politiky řada centrálních bank zvolila systém měnové politiky s explicitním inflačním cílem. Operativním nástrojem se stává krátkodobá úroková sazba centrální banky. Předpokládáme, že prostřednictvím své úrokové sazby centrální banka plně determinuje všechny úrokové sazby v ekonomice. V systému cílování inflace centrální banka mění operativní úrokovou sazbu, pokud je nesoulad inflační prognózy $[F_t(p_{F,t+n}), F_t(p_{D,t+n})]$ s inflačním cílem $(p_{D,t+n}^T, p_{F,t+n}^T)$. Dále budeme předpokládat vysokou kredibilitu centrální banky, kdy inflační a kurzová očekávání plně respektují inflační cíle centrálních bank

$$E_t(sr_{t+n}) = p_{D,t+n}^T - p_{F,t+n}^T. \quad (15)$$

Následující rovnice nekryté úrokové parity obsahuje oba předchozí přístupy a zároveň vychází z výše uvedených předpokladů o působení centrální banky v ekonomice

$$\begin{aligned} \ln SR_t = & \ln P_{D,t} - \ln P_{F,t} + (p_{D,t+n}^T - p_{F,t+n}^T) + \\ & + (RIR_{F,t}^{t+n} - RIR_{D,t}^{t+n}) + f\left\{[F_t(p_{F,t+n}) - p_{F,t+n}^T] - [F_t(p_{D,t+n}) - p_{D,t+n}^T]\right\} + r_{P,t}. \end{aligned} \quad (16)$$

Dlouhodobý rovnovážný stav je charakterizován následujícími podmínkami:

$$RIR_{D,t}^{t+n} - RIR_{F,t}^{t+n} = r_{p,t}, \quad (17)$$

$$F_t(p_{F,t+n}) = p_{F,t+n}^T \text{ a } F_t(p_{D,t+n}) = p_{D,t+n}^T \quad (18)$$

Krátkodobá dynamika může mít následující průběh. Pokud prognóza inflace vzroste nad inflační cíl, centrální banka reaguje zvýšením příslušné nominální úrokové sazby. Dlouhodobá kurzová očekávání tržních subjektů se však nemění, protože vycházejí z inflačních cílů centrálních bank. Vyšší úroková míra při konstantních kurzových očekáváních má za následek zvýšený příliv zahraničního kapitálu. Kurz domácí měny začne apreciovat k úrovni, kdy očekávaná depreciační změna kurzu odpovídá rozdílu nominálních úrokových měr v domácí a zahraniční ekonomice. Zvýšený objem zahraničních investic do domácí měny zároveň povede k růstu požadované rizikové prémie až na úroveň rozdílu reálných úrokových měr. Příliv kapitálu do domácí ekonomiky se zastaví, což bude mít za následek zpětný pohyb (tj. depreciaci) kurzu na dlouhodobou trajektorii, která je určena rozdílem inflačních cílů v domácí a zahraniční ekonomice.

Oproti modelu založenému na mezinárodním Fisherovém efektu, dochází v tomto případě ke krátkodobému „přestřelení“ kurzu. Toto přestřelení je důsledkem ukotvení inflačních a kurzových očekávání (přes model relativné verze parity kupní síly) prostřednictvím inflačních cílů. V případě, že apreciacie kurzu centrální banky „nepříjemně překvapí“, může centrální banka reagovat snížením své úrokové sazby. Úroková sazba tak získává endogenní charakter ve vztahu k měnovému kurzu.

4. Formulace a empirická verifikace modelu nekryté úrokové parity

Teoretický rozbor nás vede k názoru, že vzájemný vztah mezi úrokovou mírou a měnovým kurzem nelze popsat jednorovnicovým regresním modelem. Vztah vyjádřený v rov. 5, kde kladný úrokový diferenciál je kompenzován depreciací měnového kurzu, má teoretickou oporu pouze v rámci koncepce mezinárodního Fisherova efektu, kde reprezentuje dlouhodobý rovnovážný vztah. Při prosazování rovnováhy spekulanta na devizovém trhu (tj. prosazování nekryté úrokové parity) může existovat řada vzájemných vazeb mezi úrokovou mírou, měnovým kurzem a jejich okolím. Modelování nekryté úrokové parity musí respektovat skutečnost, že úroková míra, měnový kurz a inflace se navzájem ovlivňují.

Na základě výše definovaných vztahů formulujeme hypotézy, které budou následně testovány:

1. Růst úrokové sazby vede k apreciaci spotového kurzu.
2. U faktorů ovlivňující kurzová očekávání předpokládáme následující dopady: růst domácích cen vede v souladu s teorií parity kupní síly k depreciaci spotového kurzu; naopak růst přílivu přímých zahraničních investic (tj. nedluhového zahraničního kapitálu) vede k apreciaci spotového kurzu.
3. Zvýšení rizikové prémie vede k depreciaci spotového kurzu.
4. Depreciace spotového kurzu vede centrální banku v systému cílování inflace ke zvýšení úrokové míry (tj. v našem případě k růstu úrokového diferenciálu).
5. Depreciace spotového kurzu vede k růstu domácí cenové hladiny (tj. v našem případě k růstu parity kupní síly).

Testování modelu nekryté úrokové parity bude provedeno ve dvou krocích a to pomocí modelu vektorové autoregrese (VAR model) a kointegračního modelu (vč. modelu korekce chyb). Modely budou empiricky verifikovány na příkladě 5 zemí (Česká republika, Maďarsko, Polsko, Slovensko, Slovinsko). Do modelu vstupují proměnné logaritmus

měnového kurzu ($\ln SR$), úrokový diferenciál ($IR_D - IR_F$), logaritmus poměru domácí a zahraniční cenové hladiny ($\ln PPP$), logaritmus přímých zahraničních investic ($\ln FDI$) a logaritmus zahraniční zadluženosti ($\ln FD$). Poměr domácí a zahraniční cenové hladiny a přímé zahraniční investice reprezentují vysvětlující proměnné z modelu kurzových očekávání. Zahraniční zadluženost v modelu vystupuje jako proxy proměnná za rizikovou prémii. Proměnné jsou sledovány s měsíční frekvencí za období 1/1998 až 6/2004 u amerického dolaru a 1/1999 až 6/2004 u eura. Na základě rozšířeného Dickeyova-Fullerova testu (ADF test) bylo prokázáno na 5%-ní hladině významnosti, že všechny uvažované časové řady jsou integrovány stupně jedna.

Na základě neomezeného (unrestricted) VAR modelu budeme hledat možnou selekci vzájemných vazeb mezi proměnnými a optimální počet zpoždění v modelu (využito bude zejména Schwarzovo informační kritérium, standardních chyb odhadů a upravených koeficientů determinace). Zároveň výše a statistická významnost parametru u zpožděné vysvětlované proměnné (jako jedné z vysvětlujících proměnných) nám poskytuje prvotní informaci o tom, zda vztahy v modelu nejsou spíše krátkodobé povahy. Ve druhém kroku budou provedeny odhady modelu kointegrace a korekce chyb.

V prvním kroku jsme provedli odhady modelu neomezeného VAR, v rámci něhož každá vysvětlující proměnná byla zároveň i vysvětlovanou proměnnou. Pokud některá ze sledovaných proměnných (tj. $IR_D - IR_F$, $\ln PPP$, $\ln FD$ a $\ln FDI$) neměla statisticky významnou žádnou primární ani zpětnou vazbu, nebyla v dalších variantách omezeného (restricted) VAR modelu brána v úvahu. Pokud některá z proměnných byla významnou vysvětlující pro měnový kurz, avšak nebyla vysvětlována jinými proměnnými, byla následně zařazena mezi exogenní proměnné modelu. Při jednotlivých krocích restrikce byly sledovány hodnoty Schwarzova kritéria.⁸ Tyto hodnoty byly vždy porovnávány s hodnotou Schwarzova kritéria získaného při původním neomezeném VAR modelu. U všech zkoumaných modelů byl testován optimální počet zpoždění proměnných. Opět na základě hodnot Schwarzova kritéria bylo ve VAR modelech zvoleno zpoždění $t-1$.

Výsledky empirické verifikace omezeného VAR modelu jsou uvedeny v tabulkách 1 a 2. Statisticky významný přímý vliv úrokového diferenciálu na spotový kurz (tj. primární vazba modelu) při současné neexistenci zpětné vazby mezi spotovým kurzem a úrokovým diferenciálem se prokázala pouze ve třech případech kurzu národních měn k americkému dolaru (tj. Česko, Polsko, Maďarsko). Odhady národních měn k euru ukazují, že zpětnou vazbu mezi kurzem a úrokovým diferenciálem nelze ve čtyřech případech (tj. Česko, Polsko, Maďarsko a Slovensko) opomenout. Ve třech případech lze hovořit o tom, že měnové kurzy uskutečňují proces náhodné procházky (SIT/USD, SIT/EUR a SVK/USD).

⁸ Pracovně rovněž byly sledovány korelační matice reziduí.

Tab. č. 1: Domáci měna k americkému dolaru (omezený VAR model)

Země	End. proměnná	lnSR	IR _D -IR _F	lnPPP	lnFDI	lnFD	cons	Schwarz SC*	adj. R ²	SE
ČR	lnSR _t	t-1 0,7238 (12,0180)	t -2,2035 (-5,4472)	t-1 0,7053 (3,5847)	t-1 -0,0577 (-5,1468)		0,0068 (0,9223)	-5,8140 -5,9233	0,9476	0,0111
	lnPPP _t	t-1 0,0405 (1,4522)	t 0,0286 (0,1527)	t-1 0,8128 (8,9102)	t-1 0,0046 (0,8849)		-0,0083 (-2,4362)			
	lnFDI _t	t-1 0,0965 (2,4428)	t 0,4134 (1,5588)	t-1 -0,1843 (-1,4285)	t-1 0,9819 (133,580)		0,0395 (8,1477)			
Maďarsko	lnSR _t	t-1 0,9371 (28,8058)	t -0,7266 (-2,2938)		t-1 -0,1200 (-2,8000)	t-1 0,0920 (2,1368)	0,0351 (3,4346)	-6,1371 -6,2246	0,9629	0,0096
	lnFD _t	t-1 -0,0632 (-1,4798)	t -0,4780 (-1,1486)		t-1 0,0914 (1,6235)	t-1 0,8988 (15,8925)	0,0250 (1,8639)			
	lnFDI _t	t-1 0,0205 (2,7107)	t 0,0165 (0,2237)		t-1 0,9711 (97,5786)	t-1 0,0047 (0,4720)	0,0944 (2,1292)			
Polsko	lnSR _t	t-1 0,7560 (9,4786)	t -0,6303 (-2,6144)	t-1 0,3623 (2,9296)	t-1 -0,0671 (-2,8841)		-0,3526 (-2,8192)	-5,7668 -5,8275	0,8736	0,0117
	lnPPP _t	t-1 0,0747 (2,1827)	t -0,0735 (-0,7107)	t-1 0,9480 (17,8617)	t-1 -0,0062 (-0,6246)		0,0650 (1,2107)			
	lnFDI _t	t-1 0,1326 (2,5839)	t -0,0648 (-0,4174)	t-1 -0,0385 (-0,4830)	t-1 0,9637 (64,3621)		0,0765 (0,9509)			
Slovensko	lnSR _t	t-1 0,9672 (36,4628)					0,0031 (1,1915)	-5,9626 -6,0228	0,9534	0,0114
Slovinsko	lnSR _t	t-1 0,9674 (40,5220)					0,0040 (1,5792)	-5,5661 -5,7892	0,9613	0,0128

Poznámka: * První údaj u Schwarzova SC představuje hodnotu kritéria v případě neomezeného VAR modelu. Druhý údaj představuje hodnotu kritéria v případě zvoleného omezeného VAR modelu.

Tab. č. 2: Domáci měna k euru (omezený VAR)

Země	End. proměnná	lnSR	IR _D -IR _F	lnPPP	lnFDI	lnFD	cons	Schwarz SC	adj. R ²	SE
CR	lnSR _t	t-1 0,7776 (10,0996)	t-1 -1,0335 (-2,4123)		t-1 -0,0459 (-2,8148)		t-1 0,0206 (2,5620)	-7,5022 -7,5865	0,9740	0,0049
	(IR _D -IR _F) _t	t-1 0,0147 (1,9714)	t-1 0,9672 (23,3613)		t-1 0,0026 (1,6443)		t-1 -0,0011 (-1,4598)			
Maďarsko	lnFDI _t	t-1 -0,0703 (-0,6559)	t-1 1,5614 (2,6178)		t-1 0,9729 (42,8695)		t-1 0,0204 (1,8227)			
	lnSR _t	t-1 0,5577 (5,5238)	t-1 -0,6542 (-2,5954)	t-1 0,1698 (1,4661)	t-1 -0,2455 (-3,6174)	t 0,1196 (3,4845)	t -0,1753 (-1,4186)	-7,1239 -7,2970	0,8529	0,0014
	(IR _D -IR _F) _t	t-1 0,1046 (3,7472)	t-1 0,9833 (14,1125)	t-1 -0,1009 (-3,1513)	t-1 0,0617 (3,2920)	t -0,0060 (-0,6288)	t 0,1067 (3,1230)			
	lnPPP _t	t-1 0,2162 (2,0387)	t-1 0,4822 (1,8216)	t-1 0,8084 (6,6452)	t-1 0,0764 (1,0717)	t 0,0448 (1,2428)	t 0,1848 (1,4232)			
	lnFDI _t	t-1 0,0555 (1,2368)	t-1 -0,1423 (-1,2699)	t-1 -0,0024 (-0,0458)	t-1 0,9872 (32,7259)	t -0,0152 (-0,9948)	t 0,0238 (0,4327)			
	lnSR _t	t-1 0,8975 (17,7139)	t-1 -0,3758 (-2,4323)				t 0,0079 (2,0700)	-6,0244 -6,1314	0,8816	0,0104
	(IR _D -IR _F) _t	t-1 0,0216 (1,3435)	t-1 0,9900 (20,1545)				t 0,0002 (0,2025)			
	lnSR _t	t-1 0,8417 (9,9767)	t-1 -0,2355 (-2,3031)	t-1 -0,1230 (-3,8301)		t-1 0,0307 (2,5826)	t 0,1476 (3,8614)	-7,4949 -7,5209	0,8086	0,0049
	(IR _D -IR _F) _t	t-1 0,2061 (2,6480)	t-1 0,6236 (6,6091)	t-1 -0,0729 (-2,4596)		t-1 0,0273 (2,4904)	t 0,0882 (2,5034)			
	lnPPP _t	t-1 0,5975 (3,0305)	t-1 -0,3394 (-1,4202)	t-1 0,7933 (10,5725)		t-1 0,1127 (4,0602)	t 0,2381 (2,6677)			
	lnFD _t	t-1 0,1098 (0,2230)	t-1 1,5459 (2,5907)	t-1 0,9807 (5,2343)		t-1 0,7512 (10,8350)	t -1,1629 (-5,2166)			
	lnSR _t	t-1 0,9848 (110,614)					t 0,0024 (4,6254)	-9,4913 -9,6989	0,9956	0,0018

Poznámka: * První údaj u Schwarzova SC představuje hodnotu kritéria v případě neomezeného VAR modelu. Druhý údaj představuje hodnotu kritéria v případě zvoleného omezeného VAR modelu.

Při testování kointegračního modelu a modelu korekce chyb modelu byly nalezeny kointegrační vztahy v případech Česka, Polska a Maďarska a to jak k americkému dolaru, tak i k euru. Úrokový diferenciál však do kointegračního vektoru vstupuje pouze u Maďarska a Polska (u Česka byl úrokový diferenciál statisticky významný pouze jako exogenní veličina v modelu korekce chyb). V případě Slovenska a Slovinska nebyl nalezen žádný kointegrační vektor na 5 % hladině významnosti.

Tab. č. 3: Kointegrační analýza a EC model (testy kurzu domácí měny k americkému dolaru)

Země	Počet kointegračních vektorů	Normalizované kointegrační koeficienty							ECM pro $\Delta \ln SR$
		lnSR	$IR_D - IR_F$	lnPPP	lnFDI	lnFD	Trend	Konst.	
ČR	Jeden	1,0000	*)	-3,0659 (-11,5973)	0,1656 (7,6677)			0,0756	-0,3344 (-4,8390)
Maďarsko	Jeden	1,0000	1,3968 (1,6766)	-2,2195 (-8,7194)		-0,1296 (-1,1684)	0,0121 (11,7795)	2,3247	-0,1738 (-2,4500)
Polsko	Jeden	1,0000	1,1607 (2,7649)	-1,1857 (-7,5489)	0,1436 (3,5710)			1,2167	-0,3957 (-4,5417)
Slovensko	Žádný								
Slovinsko	Žádný								

Poznámka: *) Proměnná úrokový diferenciál byla do modelu korekce chyb zahrnuta jako exogenní veličina (tj. není v kointegračním vektoru). Hodnota parametru je -2,3762 s t-statistikou -5,4472.

Tab. č. 4: Kointegrační analýzy a EC model (testy kurzu domácí měny k euru)

Země	Počet kointegračních vektorů	Normalizované kointegrační koeficienty							ECM pro $\Delta \ln SR$
		lnSR	$IR_D - IR_F$	lnPPP	lnFDI	lnFD	Trend	Konst.	
ČR	Jeden	1,0000	*)	-1,1168 (-9,2232)	0,4139 (10,9235)	0,2683 (5,2383)	-0,0040 (-8,2914)	1,0075	-0,3379 (-2,9397)
Maďarsko	Jeden	1,0000	1,2491 (2,6627)	-0,5008 (-2,6058)	0,3496 (4,0678)	-0,0789 (-1,4585)		0,5139	-0,4206 (-4,5235)
Polsko	Jeden	1,0000	1,6941 (2,3115)					-0,0266	-0,1522 (-3,2382)
Slovensko	Žádný								
Slovinsko	Žádný								

Poznámka: *) Proměnná úrokový diferenciál byla do modelu korekce chyb zahrnuta jako exogenní veličina (tj. není v kointegračním vektoru). Hodnota parametru je -0,7186 s t-statistikou -1,9065.

Parametry u všech statisticky významných proměnných mají až na dvě výjimky teoreticky předpokládaná znaménka. V případě VAR modelu Slovenska (měnový kurz SVK/EUR) je obrácené znaménko u vysvětlující proměnné parita kupní síly. Záporné znaménko lze vysvětlit tím, že na Slovensku probíhaly cenové deregulace s určitým časovým zpožděním ve srovnání s ostatními zkoumanými zeměmi. Vzhledem k tomu, že cenové deregulace se týkaly zejména cen zboží a služeb mezinárodně neobchodovatelných, převažovaly důchodové efekty z růstu cen nad substitučními efekty. V případě kointegračního modelu Česka (měnový kurz CZK/EUR) je obrácené znaménko u vysvětlující proměnné zahraniční zadluženost. Tato proměnná byla použita jako proxy proměnná za rizikovou prémii a bylo tedy očekáváno znaménko kladné (tj. v případě normalizovaného zápisu záporné). Možným vysvětlením opačného znaménka je devizový efekt přílivu dluhového kapitálu.

5. Závěr

Článek analyzoval hypotézu nekryté úrokové parity v dynamickém procesu. V diskusní části článku prezentovaný model naznačil, že hypotézu nekryté úrokové parity není vhodné testovat na základě vztahu úrokového diferenciálu a skutečné změny spotového kurzu. Z pohledu dynamického procesu není možné hypotézu nekryté úrokové parity, která je založena na ex ante pohledu a pracuje s očekávanou změnou spotového měnového kurzu, nahradit ex

post přístupem, který pracuje se skutečnou změnou spotového měnového kurzu. Tuto skutečnost potvrdila i empirická verifikace na datech měnových kurzů CZK/USD a CZK/EUR a příslušných úrokových diferencíálů za období floatingu 1998-2003, jejímž výsledkem byly opačná než předpokládaná znaménka.

Hypotéza nekryté úrokové parity byla proto dále testována na příkladě pěti vybraných tranzitivních zemí střední a východní Evropy (Česko, Maďarska, Polsko, Slovensko a Slovinsko) pomocí modelu VAR, který umožňuje pracovat s modelem simultánních interdependentních rovnic. Zároveň byla provedena kointegrační analýza (včetně modelu korekce chyb). Výsledky empirické verifikace omezeného VAR modelu potvrdily možnost, že mezi kurzem a úrokovým diferencíálem může existovat primární a zpětná vazba i v případech floatingu. Zdá se, že při rozhodování o výši operativní úrokové míry centrální banky Česka, Polska, Maďarska a Slovenska reagují na vývoj svých národních měn k euru. Zpětná vazba k americkému dolaru naopak nebyla nelezena ani v jednom případě. Ve třech případech lze hovořit o tom, že měnové kurzy uskutečňují proces náhodné procházky (SIT/USD, SIT/EUR a SVK/USD). Při testování kointegračního modelu a modelu korekce chyb byly nalezeny kointegrační vztahy v případech Česka, Polska a Maďarska a to jak k americkému dolaru, tak i k euru. Úrokový diferencíál však do kointegračního vektoru vstupuje pouze u Maďarska a Polska.

Literatura

- [1] ALEXIUS, A.: Uncovered Interest Rate Parity Revisited. *Review of International Economics*, 2001, Vol. 9, No. 3, pp. 505-517.
- [2] BATTEN, D. S., THORNTON, D. L.: *The Discount Rate, Interest Rates and Foreign Exchange Rates: An Analysis With Daily Dates*. Federal Reserve Bank of St. Louis, February 1985.
- [3] BRANSON, W.: *Asset Markets and Relative Prices in Exchange Rate Determination*. Institute of International Economics Studies, Seminar Paper No. 66, Stockholm 1976.
- [4] DERVIZ, A.: *Generalized Asset Return Parity and the Exchange Rate in Financially Open Economy*. ČNB, WP No. 12, 1999.
- [5] DURČÁKOVÁ, J., MANDEL, M.: *Mezinárodní finance*. Management Press (2. vydání), Praha, 2003.
- [6] FAMA, E. F.: Efficient Capital Markets. A Review of Theory and Empirical Work. *Journal of Finance*, 1970, Vol. 22, pp 383-417.
- [7] FISHER, I.: *The Theory of Interest Rate*. New York, MacMillan 1930.
- [8] HAKKIO, S. C., PEARCE, D. K.: *The Reaction of Exchange Rates to Economic News?* Federal Reserve Bank of Kansas City, Economic Research Working Paper, July 1985.
- [9] HAKKIO, S. C.: *Interest Rates and Exchange Rate - What Is the Relationship?* Economic Review, Federal Reserve Bank of Kansas City, November 1986.
- [10] CHEUNG, Y. W., CHINN, M. D., PASCUAL, A. G.: *Empirical Exchange Rate Models of the Nineties: Are Any Fit to Survive?* Working Paper No. 9393, NBER, December 2002.
- [11] MANDEL, M., TOMŠÍK, V.: *Monetární ekonomie v malé otevřené ekonomice*. Management Press, Praha, 2003.

- [12] MEESE, R.A., ROGOFF, K.: Was It Real? The Exchange Rate – Interest Rate Differential Relation over the Modern Floating-Rate Period. *Journal of Finance*, 1983, Vol. 43, pp. 933-948.
- [13] MISHKIN, F. S.: Are Real Interest Rates Equal Across Countries? An Empirical Investigation of International Parity Conditions. *Journal of Finance*, December 1984.
- [14] MUSSA, M.: The Exchange Rate, the Balance of Payments and Monetary and Fiscal Policy under Regime of Controlled Floating. *The Scandinavian Journal of Economics*, 1976, Vol. 78, pp. 229–248.
- [15] PILBEAM, K.: *International Finance*. London, Macmillan (second edition), 1998.
- [16] SOLNIK, B.: International Parity Conditions and Exchange Rate Risk: A Review. *Journal of Banking and Finance*, August 1978.

Summary

Structural model of the uncovered interest rates parity and its empirical verification

The paper presents a dynamic approach to the theory of uncovered interest rate parity. It is examined the dynamic relation between the actual change in spot exchange rate and interest rate differential. Authors show the hypothesis of uncovered interest rate parity is based on an ex ante view and that is the reason that the expected change in spot exchange rate cannot be replaced by an ex post approach. The dynamic approach developed in the paper is empirically tested for five transitive countries of Central and Eastern Europe. The model is estimated using both VAR and cointegration analyses. The model of error correction is also included in the empirical verification of the model.