

ANALÝZA VZÁJEMNÝCH VZTAHŮ V NEKRYTÉ ÚROKOVÉ PARITĚ (PŘÍKLAD MĚNOVÉHO PÁRU CZK/EUR)*

Martin Mandel^a , Jan Vejmělek^b 

Abstract

Analysis of Relations in Uncovered Interest Rate Parity: Example of CZK/EUR Exchange Rate

The aim of the paper is to make an empirical verification of both concepts of the validity of uncovered interest rate parity, ex post and ex ante, using the predicted CZK/EUR exchange rate (for one month and one year) as a proxy variable for market expectations. We formulate the difference between the econometric procedures applied in the case of stationary and non-stationary time series. We perform a cointegration analysis and empirical verification of the error correction model, where PRIBOR interest rates and the actual and expected development of the CZK/EUR spot rate act as endogenous variables. The foreign EURIBOR interest rate (one-month and one-year) is considered an exogenous variable in our analysis, as we do not assume the influence of the Czech economy on this interest rate. We have found that long-term cointegration relations within the uncovered interest rate parity are determined by the inflation-targeting policy pursued by the CNB since 1998. In short-term relations, the foreign EURIBOR interest rate determines the development of the domestic PRIBOR interest rate. The development of the CZK/EUR spot exchange rate is sensitive to changes in the VIX global financial risk indicator. Growth of the VIX indicator leads to a weakening of the Czech koruna on the one-month time horizon and to its retrospective strengthening over the one-year time horizon. Changes in the expected CZK/EUR spot exchange rate respond in a corrective way to previous changes in expectations, in the case of both monthly and annual forecast horizons. The depreciation (appreciation) of the CZK/EUR spot exchange rate is associated with the subsequent expected depreciation (appreciation) of the koruna exchange rate. This fact signals the adaptability of exchange rate expectations over the monthly and annual forecast horizons.

* Článek vznikl s finanční podporou Grantové agentury České republiky v rámci projektu GAČR 18-12340S. Autoři děkují doc. Quang Van Tranovi a dvěma anonymním recenzentům za cenné připomínky k původní verzi článku.

a Vysoká škola ekonomická v Praze, Fakulta financí a účetnictví, Praha
E-mail: martin.mandel@vse.cz

b Komerční banka, a. s., Vysoká škola ekonomická v Praze, Fakulta financí a účetnictví, Praha
E-mail: jan.vejmelek@vse.cz

Keywords: uncovered interest rate parity, exchange rate, ECM model

JEL Classification: E43, F32, G15

Úvod

Nekrytá úroková parita je vztah, který v historické etapě zlatého (resp. stříbrného) standardu formuloval Fisher (1896). Jeho formalizovaný zápis $(1 + j) = (1 + i)(1 + a)$ dává do souvislosti chování výnosových měr u aktiv ve standardech j a i a očekávané změny ve směnných relacích mezi uvažovanými standardy (značeno a). Nekrytá úroková parita společně s paritou kupní síly a krytou úrokovou paritou patří mezi tři základní paritní podmínky, se kterými se pracuje při analýze vývoje měnového kurzu. Nekrytá úroková parita je rovněž součástí většiny současných prognostických modelů centrálních bank, ať se jedná o modely první generace Svenssonova typu, nebo o modely vyšších generací typu DSGE.

Kurzová očekávání, která jsou důležitou součástí tohoto vztahu, byla vždy velkým problémem při empirické verifikaci platnosti nekryté úrokové parity. Dříve využívané aproximace kurzových očekávání prostřednictvím forwardového kurzu nebo skutečně dosaženého budoucího spotového kurzu byly založeny na těžko udržitelných teoretických předpokladech. Nové možnosti při analýze nám poskytují databáze s informacemi o předpovědích finančních analytiků v oblasti inflace, úrokových sazeb a měnových kurzů. Jedná se například o databáze centrálních bank (v našem případě ČNB), prognostických institucí a informačních agentur, jako jsou Consensus Economics, Thomson Reuters či Bloomberg.

Cílem našeho článku je empirická verifikace platnosti nekryté úrokové parity v *ex ante* i v *ex post* pojetí. Pracovat budeme s časovými řadami za období 5/1999 až 12/2019, které poskytují databáze ČNB (ARAD a měření inflačních očekávání finančního trhu). Součástí monitoringu ČNB o inflačních očekáváních subjektů finančního trhu jsou i predikce finančních analytiků ohledně vývoje měnového kurzu CZK/EUR, a to s měsíčním a ročním časovým horizontem předpovědi (při měsíční frekvenci pozorování). Tyto predikce používáme jako proxy proměnné za kurzová očekávání tržních subjektů při testování nekryté úrokové parity v pojetí *ex ante*. Zároveň empiricky ověříme, zda se hypotéza o nekryté úrokové paritě naplňuje i z pohledu *ex post*.

V první sekci našeho článku vymezujeme pojem nekryté úrokové parity a dáváme jej do kontextu s teoriemi měnového kurzu. Ve druhé sekci formulujeme metodologický přístup k naší empirické analýze, včetně historického kontextu s původními postupy I. Fishera. Zároveň formulujeme odlišnost postupu v případě stacionárních a nestacionárních časových řad (integrovaných stejného řádu). Ve třetí sekci je provedena vlastní empirická analýza, která zahrnuje popisné statistiky, testy jednotkového kořene (ADF test), korelační analýzu, Grangerův test kauzality, kointegrační analýzu a model korekce chyby. V závěrečné sekci shrnujeme naše poznatky metodologické i z empirické analýzy.

1. Nekrytá úroková parity a teorie měnového kurzu (přehled přístupů)

Strukturální modely, které centrální banky používají při své predikční činnosti, zpravidla zahrnují i tzv. nekrytou úrokovou paritu jako rovnici umožňující zachytit transmissi mezi úrokovou politikou, resp. úrokovou sazbou centrální banky, a měnovým kurzem. Nekrytá úroková parita (Fisher, 1896 a 1930)¹ je z hlediska své podstaty rovnici rovnováhy spekulanta na devizovém trhu, který při spekulacím uvažování a kalkulaci bere v potaz následující proměnné: spotový kurz (SR), očekávaný spotový kurz (SR^e), domácí a zahraniční úrokovou (výnosovou) míru (IR_D , resp. IR_F), které uvažujeme v čase t na počet období n . Matematický zápis nekryté úrokové parity vyjadřuje myšlenku, že spekulant je v rovnováze, pokud domácí úroková (výnosová) míra je rovna zahraniční úrokové (výnosové) míře při reflektování očekávaného vývoje spotového kurzu:

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

Nekrytá úroková parita byla původně formulována za předpokladu, že spekulanti jsou neutrální k riziku, tj. bez rizikových premií. Později je zvažována averznost subjektů k riziku a diskutuje se existence jednotlivých forem rizikových premií při mezinárodních spekulacích, půjčování a investování (např. Branson, 1976; Solnik, 1978; Dooley a Isard, 1980 a Cheung, 1993). Pokud doplníme nekrytou úrokovou paritu o vliv rizika, které zachytíme pomocí rizikové premie rp , měřící v relativním vyjádření vztah rizik u investic do aktiv v měně D a u investic do aktiv v měně F , dostáváme následující výraz:

$$\frac{1 + IR_{D,t}^{t+n}}{1 + rp_{D/F}} = \frac{SR_t^{e(t+n)}}{SR_t} (1 + IR_{F,t}^{t+n}). \quad (2)$$

Nelze klást rovnítko mezi teorií měnového kurzu a nekrytou úrokovou paritu. Moderní teorie měnového kurzu jsou založeny na víceroznicových strukturálních modelech, které mohou zahrnovat i rovnici nekryté úrokové parity. K formulaci těchto modelů měnového kurzu, které pracují s nekrytou úrokovou paritou, došlo zejména v sedmdesátých a osmdesátých letech minulého století. Jedná se o modely, které a) akcentují

1 Fisherova analýza vztahu, který dnes nazýváme nekrytou úrokovou paritou, byla uskutečněna na dvou historických příkladech: a) na srovnání vývoje výnosových měr u dvou emisí dlouhodobých US státních dluhopisů splatných ve zlaté nebo v papírové měně a směnného poměru papírových peněz ke zlatu a b) u dvou emisí indických dlouhodobých dluhopisů obchodovaných v Londýně a splatných v librách šterlinků, resp. ve stříbrných rupiích. Hodnocení a analýza Fisherova přístupu z dnešního pohledu viz např. Campbell *et al.* (2007), Dimand a Gomez Betancourt (2012) a Herger (2019).

tzv. mezinárodní Fisherův efekt (Porter, 1971; McCallum, 1994 a Kohlhaugen, 1979), b) vycházejí z teorie efektivních trhů (např. Levich, 1978), c) aplikují portfoliový přístup v oblasti kurzu (Branson, 1976; Mussa, 1984 a Mishkin, 1984). Samostatnou skupinu d) pak tvoří modely založené na koncepci nominálního nebo reálného úrokového diferenciálu (Frankel, 1979; Meese a Rogoff, 1988 a Hakkio, 1986).

Z hlediska teorie měnového kurzu lze rovnici nekryté úrokové parity „aplikovat“ dvojím způsobem. V prvním případě, tj. výše uvedené modely a) až c), autoři vycházejí z úvahy, že očekávané změny kurzu se rovnají úrokovému diferenciálu a zároveň že tyto očekávané změny kurzu se dříve nebo později naplňují. Tato myšlenka je v souladu s následující úpravou rovnice nekryté úrokové parity:

$$\frac{SR_t^{e(t+n)}}{SR_t} = \frac{1 + IR_{D,t}^{t+n}}{1 + IR_{F,t}^{t+n}}, \quad (3)$$

a po rovnicových úpravách

$$\frac{SR_t^{e(t+n)} - SR_t}{SR_t} = \frac{IR_{D,t}^{t+n} - IR_{F,t}^{t+n}}{1 + IR_{F,t}^{t+n}}, \quad (4)$$

kde pro levou stranu rovnice, tj. pro očekávanou relativní změnu kurzu, platí zápis

$$\frac{SR_t^{e(t+n)} - SR_t}{SR_t} = sr_t^{e(t+n)}. \quad (5)$$

Zároveň formulujeme hypotézu, že očekávaná relativní změna spotového kurzu ($sr_t^{e(t+n)}$) se naplňuje jako skutečná relativní změna spotového kurzu ($sr_t^{(t+n)}$), a to v souladu s teorií racionálních očekávání $sr_t^{t+n} = sr_t^{e(t+n)} + \varepsilon_{t+n}$, kde ε_{t+n} je bílý šum. Výsledný vztah pak je

$$sr_t^{t+n} = \frac{IR_{D,t}^{t+n} - IR_{F,t}^{t+n}}{1 + IR_{F,t}^{t+n}} + \varepsilon_{t+n}. \quad (6)$$

Jedná se o koncepci, která je v plně souladu s teorií efektivních trhů. Ta je zpravidla interpretována v podobě tzv. mezinárodního Fisherova efektu.² Podle této koncepce měny spojené s relativně vysokou úrokovou mírou oslabují a v mezinárodním srovnání se výnosové míry (po započítání změny spotového kurzu) u jednotlivých měn vyrovnávají. Carry trade je proto neúčinnou spekulací.³

2 Mezinárodní Fisherův efekt v kontextu ex ante teorie parity kupní síly a známého Fisherova pojetí nominální a reálné úrokové míry je formulován ve dvou vztazích: a) vysoké nominální úrokové míry jsou vyvolávány vysokou očekávanou mírou inflace a b) v souladu s relativní verzí teorie parity kupní síly dochází k oslabení měny s vysokou úrokovou mírou, a tedy i s očekávanou vysokou mírou inflace.

3 K problematice carry trade např. Brunnermeier *et al.* (2008) a Clarida *et al.* (2009).

Ve druhém případě, tj. skupina modelů d), je východiskem myšlenka, že úrokový diferenciál motivuje mezinárodní pohyby kapitálu, které vedou k pohybům měnových kurzů na základě vývoje devizové poptávky a devizové nabídky. Nekrytou úrokovou paritu reprezentuje zápis

$$SR_t = SR_t^{e(t+n)} \frac{1 + IR_{F,t}^{t+n}}{1 + IR_{D,t}^{t+n}} (1 + r_{p_{D/F}}), \quad (7)$$

kde z hlediska modelu měnového kurzu na pravé straně rovnice jsou vysvětlující proměnné (exogenní nebo endogenní povahy) a na levé straně rovnice je vysvětlovaná proměnná, tj. „dnešní“ spotový kurz. Země s vyšší úrokovou mírou přilákají zahraniční kapitál a jejich měny posilují. Carry trade je proto (po určitou dobu) účinnou spekulací strategií. Právě tento vztah po doplnění o rizikovou prémii (odrážející výši čistého zahraničního dluhu země nebo saldo zahraniční investiční pozice země) propojuje v predikčních modelech cílování inflace a úrokovou politiku centrální banky s pohyby měnového (spotového) kurzu, potažmo s jeho inflačními nebo deflačními vlivy.

2. Metodologický přístup k testování nekryté úrokové parity

Testování hypotézy o nekryté úrokové paritě se nejčastěji uskutečňuje prostřednictvím jednorovnicového ekonometrického modelu (např. Alexius, 2001; Chinn, 2006; Lothian a Wu, 2011; Ismailov a Rossi, 2018), který zpravidla zajišťuje stacionaritu analyzovaných časových řad:

$$SR_t^{t+n} = \alpha_0 + \alpha_1 (IR_{D,t}^{t+n} - IR_{F,t}^{t+n}) + \mu_{t+n}, \quad (8)$$

kde v případě parametrů by mělo platit $\alpha_0 = 0$, $\alpha_1 = 1$ a μ_{t+n} je bílý šum. Jedná se o testování platnosti nekryté úrokové parity v pojetí ex post.⁴ Vzhledem k tomu, že vysvětlovanou proměnnou je skutečná relativní změna kurzu, je možno tento přístup chápat i jako testování jednorovnicového modelu, založeného na koncepci efektivních trhů, kdy změny kurzů kompenzují úrokový diferenciál (kladný úrokový diferenciál vede k depreciaci domácí měny a naopak). Froot a Thaler (1990) a později Lothian a Wu (2011) poukazují na těžko vysvětlitelný paradox⁵, že parametr α_1 v rozporu s nulovou hypotézou v řadě případů nabývá záporné hodnoty.

4 Za povšimnutí stojí skutečnost, že I. Fisher analyzoval reakci výnosových měr u aktiv v rozdílných standardech (například zlatý, stříbrný, komoditní nebo papírový standard) na očekávané změny ve směnných relacích mezi uvažovanými standardy (Fisher, 1896). Proto rovnice (1), tj. nejčastější forma testu hypotézy o nekryté úrokové paritě, je obrácením kauzality oproti původní analýze.

5 K této věci například Durčáková *et al.* (2005) a Pilbeam (2013).

Testování hypotézy o platnosti nekryté úrokové parity *ex ante* je limitováno skutečností, že očekávání trhu nejsou pozorovatelnou veličinou. V současné době však již můžeme pracovat s relativně dlouhými časovými řadami o předpovědích finančních analytiků i v oblasti měnových kurzů. V našem případě využijeme jako proxy proměnnou za očekávání trhu průměrné predikce finančních analytiků ohledně vývoje měnového kurzu CZK/EUR (období 5/1999 až 12/2019, měsíční a roční časový horizont předpovědi, měsíční frekvence pozorování) z monitoringu ČNB.

Při testování nekryté úrokové parity budeme pracovat jak se stacionárními časovými řadami (úrokový diferenciál, očekávaná a skutečná relativní změna kurzu), tak i s nestacionárními časovými řadami integrovaných řádu jedna (domácí a zahraniční úroková sazba, spotový kurz a očekávaný spotový kurz). Ověření (ne)stacionarity zkoumaných časových řad bude provedeno prostřednictvím testu jednotkového kořene, konkrétně prostřednictvím ADF testu (s trendem a konstantou).⁶ Základem analýzy Fishera (1896 a 1930) bylo *ex post* porovnání průměrné hodnoty výnosových měr u vybraných finančních aktiv (vč. vlivu změny směnných poměrů) za určité časové období. Na tento přístup budeme navazovat na začátku naší empirické analýzy, kdy využijeme popisné statistiky a korelační analýzy k postižení vztahů mezi vývojem úrokových diferenciálů, očekávaných a skutečných relativních změn kurzů. Následně bude naše analýza zaměřena na empirickou verifikaci transmisních mechanismů spojených s nekrytou úrokovou paritou, které jsou ve značné míře determinovány koncepcí měnové politiky, velikostí země, mezinárodní mobilitou finančního kapitálu a dalšími faktory. Může se jednat o následující kauzality:

- 1) Domácí úroková (výnosová) míra se přizpůsobuje zahraniční úrokové (výnosové) míře bez dlouhodobé změny měnového kurzu. Jedná se například o malou zemi, která je při vysoké mobilitě mezinárodního finančního kapitálu v oblasti úrokové míry „price taker“.
- 2) Pohybům domácí úrokové (výnosové) míry se přizpůsobuje měnový kurz, který při jejím růstu posiluje až na úroveň depreciačních očekávání a při jejím poklesu oslabuje až na úroveň apreciačních očekávání. Fungování tohoto transmisního mechanismu právě předpokládají teorie měnového kurzu, které vycházejí z nekryté úrokové parity. Analogicky je tomu při změně zahraniční úrokové (výnosové) míry.
- 3) Domácí a zahraniční úrokové (výnosové) míry se přizpůsobují skutečným nebo očekávaným pohybům měnových kurzů. Tyto procesy mohou být zapracovány v uvažování a v modelovém rámci měnové politiky, kdy například oslabení domácí měny vede centrální banku ke zvýšení své měnové politické úrokové sazby a naopak.

6 Algoritmus postupu při testování modelů s trendem a s konstantou byl zvolen dle Enderse (2014).

- 4) Důležitým faktorem vnitřní dynamiky v nekryté úrokové paritě jsou i změny rizikových prémie ať z důvodu objektivních (např. změna ratingu země a změna devizových pozic), nebo z důvodu subjektivních (posuny v averznosti k riziku, trhy „risk on“ nebo „risk off“).

V případě, že uvažované časové řady v nekryté úrokové paritě jsou nestacionární (integrované řádu jedna), je možné vzájemné vztahy proměnných testovat prostřednictvím kointegrační analýzy a modelu korekce chyby. V případě stacionárních časových řad je možno využít testů Grangerovy „časové“ kauzality a VAR analýzy.

3. Empirická analýza platnosti hypotézy o nekryté úrokové paritě

Naše empirická analýza je založená na časových řadách s měsíční frekvencí za období 5/1999 až 12/2019 z databáze ČNB. Jedná se o spotový kurz CZK/EUR (*SR*), predikovaný spotový kurz CZK/EUR na jeden měsíc a jeden rok ze strany finančních analytiků (*ESRIM* a *ESRIY*), PRIBOR 1 měsíc – měsíční průměry (*PRIBORIM*) a PRIBOR 1 rok – měsíční průměry (*PRIBORIY*). Z databáze Bloomberg EURIBOR 1 měsíc – měsíční průměry (*EURIBORIM*) a EURIBOR 1 rok – měsíční průměry (*EURIBORIY*). Dále definujeme měsíční a roční relativní změnu kurzu (*rd SRIM* a *rd SRIY*), predikovanou měsíční a roční relativní změnu kurzu (*rd ESRIM* a *rd ESRIY*) a úrokový diferenciál jako rozdíl mezi úrokovými sazbami PRIBOR a EURIBOR na bázi 1 měsíc a 1 rok (*d IRIM* a *d IRIY*). Při testování bylo využito ekonometrického softwaru EViews 11.

3.1 Nekrytá úroková parita a popisné statistiky

Při testování nekryté úrokové parity Fisher (1896 a 1930) porovnával průměrné hodnoty výnosových měr u vybraných finančních aktiv (vč. vlivu změny směnných poměrů). Z této analýzy metodicky vycházíme a porovnáваме úrokový diferenciál⁷ a skutečnou relativní změnu kurzu (tabulky 1 a 2). Tuto ex post analýzu doplňujeme i o analýzu vztahu úrokového diferenciálu a očekávané relativní změny kurzu, kde proxy proměnnou za očekávání trhu jsou predikce finančních analytiků. Testy jednotkového kořene (ADF test) prokázaly na 5% hladině významnosti, že všechny uvažované časové řady v tabulkách 1 a 2 jsou stacionární.

7 V souladu s odbornou terminologií používáme pojem úrokový diferenciál. Výpočtově se však nejedná o první diferenci, ale o podíl úrokových faktorů pro domácí a zahraniční měnu, od kterého následně odečítáme hodnotu 1.

Tabulka 1: Popisné statistiky vypočtené časové řady (měsíční horizont predikce, měsíční frekvence, období 5/1999–12/2019)

Charakteristiky	<i>rd ESR1M</i>	<i>d IR1M</i>	<i>rd SR1M</i>
Průměr	0,0008	0,0054	−0,0016
Medián	0,0003	0,0032	−0,0015
Maximum	0,0235	0,0563	0,0482
Minimum	−0,0221	−0,0127	−0,0442
Směrodatná odchylka	0,0058	0,0111	0,0123
Počet pozorování	248	252	247

Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka 2: Popisné statistiky vypočtené časové řady (roční horizont predikce, měsíční frekvence, období 5/1999–12/2019)⁸

Charakteristiky	<i>rd ESR1Y</i>	<i>d IR1Y</i>	<i>rd SR1Y</i>
Průměr	−0,0178	0,0054	−0,0178
Medián	−0,0196	0,0035	−0,0178
Maximum	0,0429	0,0505	0,1147
Minimum	−0,1016	−0,0142	−0,1857
Směrodatná odchylka	0,0200	0,0110	0,0502
Počet pozorování	248	252	236

Zdroj: vlastní zpracování

V případě měsíčního horizontu predikce (sledované období 5/1999–12/2019) střední hodnoty (průměr a medián) u očekávané relativní změny kurzu a úrokového diferenciálu mají v souladu s hypotézou o nekryté úrokové paritě shodné znaménko. Z pohledu ex post hypotéza o nekryté úrokové paritě není naplněna, neboť kladná střední hodnota (průměr a medián) u úrokového diferenciálu je doprovázena zápornou střední hodnotou u skutečné relativní změny kurzu.

8 V případě finančních časových řad a práce s výnosovými mírami ve formě relativních změn je běžnou praxí (v rozporu se statistickou teorií) výpočet aritmetického průměru, který dále umožňuje výpočet směrodatných odchylek a korelačních koeficientů. V našem případě se ukázalo, že rozdíly mezi geometrickým a aritmetickým průměrem jsou relativně zanedbatelné.

V případě ročního horizontu (sledované období 5/1999–12/2019) není hypotéza o nekryté úrokové paritě naplněna z pohledu *ex ante* i *ex post*. Zatímco střední hodnoty (průměr a medián) u očekávané a skutečné relativní změny kurzu jsou záporné, v případě střední hodnoty u úrokového diferenciálu se jedná o hodnotu kladnou. Z pohledu středních hodnot je tedy kladný úrokový diferenciál doprovázen zápornou hodnotou skutečné relativní změny kurzu.

Pro oba případy (měsíční i roční horizont) tedy platí, že investoři do korun v průměru inkasovali výnos jak z kladného úrokového diferenciálu, tak i z apreciacie české koruny proti euru. Tento pohled je na první pohled v rozporu s teorií efektivních trhů. Může mít však dvě vysvětlení:

- a) Tržní situace byla ovlivněna opakovanými intervencemi ČNB, která v několika obdobích (zejména v období 2001/2002 a v letech kurzového závazku 11/2013 až 4/2017) masivně intervenovala proti apreciaci koruny. ČNB je dlouhodobě krátká v korunách a vykazuje účetní ztrátu v případech apreciacie koruny a kladného úrokového diferenciálu.
- b) Na první pohled mimořádný výnos z úrokového diferenciálu a z apreciacie koruny proti euru nepředstavuje mimořádný zisk z korunových aktiv, neboť zčásti pokrývá vyšší riziko na straně investic do korunových aktiv (kreditní riziko, likviditní riziko a riziko protistrany).

3.2 Nekrytá úroková parita a korelační analýza

V případě měsíčních změn (tabulka 3) korelační analýza (Pearsonův korelační koeficient) nenachází na 5% hladině statistické významnosti lineární závislost mezi úrokovým diferenciálem a očekávanými, resp. skutečnými relativními změnami kurzů. Překvapivě statisticky významná nepřímá lineární závislost existuje mezi očekávanými a skutečnými měsíčními relativními změnami kurzů. V případě ročních změn (tabulka 4) v souladu s hypotézou nekryté úrokové parity existuje kladný korelační vztah mezi skutečnou roční relativní změnou kurzu a ročním úrokovým diferenciálem (*ex post* pojetí). Jedná se však pouze o slabou intenzitu korelace (korelační koeficient 0,2228). I v případě ročních relativních změn se překvapivě potvrzuje statisticky významná nepřímá lineární závislost mezi očekávanými a skutečnými změnami kurzů.

Na 5% hladině statistické významnosti lze identifikovat překvapivě zápornou korelaci mezi očekávanou relativní změnou kurzu a následnou skutečnou relativní změnou kurzu, a to jak v případě měsíčních predikcí (−0,4031), tak i ročních predikcí (−0,3985). Z pohledu platnosti nekryté úrokové parity je tento poznatek významný, neboť *apriori* vylučuje možnost, že by nekrytá úroková parita byla zároveň naplněna jak z pohledu *ex ante*, tak i *ex post*.

Tabulka 3: Korelační matice (měsíční změny, období 5/2000–12/2019)

	rd ESR1M	d IR1M	rd SR1M
rd ESR1M	1	−0,0229	−0,4031
d IR1M	−0,0229	1	−0,0684
rd SR1M	−0,4031	−0,0684	1

Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka 4: Korelační matice (roční změny, období 5/2000–12/2019)

	rd ESR1Y	d IR1Y	rd SR1Y
rd ESR1Y	1	0,0283	−0,3985
d IR1Y	0,0283	1	0,2228
rd SR1Y	−0,3985	0,2228	1

Zdroj: vlastní zpracování

3.3 Nekrytá úroková parita a Grangerův test kauzality

V případě nekryté úrokové parity má Grangerův test kauzality své oprávnění pouze ve smyslu analýzy *ex ante*, kdy dáváme do vztahu vývoj úrokového diferenciálu a vývoj očekávané relativní změny kurzu. V případě měsíčního časového horizontu (tabulka 5) Grangerův test kauzality (pro zpoždění tři období) zamítá na 5% hladině významnosti neexistenci jednostranné kauzality mezi očekávanou relativní změnou kurzu a úrokovým diferenciálem.

Tabulka 5: Grangerova analýza kauzality (měsíční horizont predikce, období 5/2000–12/2019, počet pozorování 245)

Nulová hypotéza (zpoždění tři období)	F-statistika	p-hodnota
rd ESR1M kauzálně nepůsobí na d IR1M	2,7470	0,0436
d IR1M kauzálně nepůsobí na rd ESR1M	1,6584	0,1767

Zdroj: vlastní zpracování

V případě ročního časového horizontu (tabulka 6) Grangerův test kauzality (pro zpoždění tři období) zamítá na 5% hladině významnosti neexistenci oboustranné kauzality mezi očekávanou relativní změnou kurzu a úrokovým diferenciálem. Tyto poznatky však

mají pouze omezenou vypovídací schopnost, neboť nám neříkají, o jakou (tj. přímou nebo nepřímou) kauzální závislost se jedná. Přesněji řečeno, zda v souladu s nekrytou úrokovou paritou očekávaná depreciace (apreciace) domácí měny vede postupně k růstu (poklesu) úrokového diferenciálu, resp. zda růst (pokles) úrokového diferenciálu vede k očekávané depreciaci (apreciaci) domácí měny. Směr existujících kauzalit nám může upřesnit až kointegrační analýza v kombinaci s modelem korekce chyby.

Tabulka 6: Grangerova analýza kauzality (roční horizont predikce, období 5/2000–12/2019, počet pozorování 245)

Nulová hypotéza (zpoždění tři období)	F-statistika	p-hodnota
rd ESR1Y kauzálně nepůsobí na d IR1Y	2,7904	0,0412
d IR1Y kauzálně nepůsobí na rd ESR1Y	3,0715	0,0285

Zdroj: vlastní zpracování

3.4 Nekrytá úroková parita, kointegrační analýza a model korekce chyby

Výše provedené testy platnosti hypotézy o nekryté úrokové paritě, které byly založené na popisných statistikách, korelační analýze a Grangerově testu kauzality, musely respektovat požadavek na stacionaritu časových řad. Proto nebylo možné testovat vztahy mezi původními časovými řadami (úrokové sazby, očekávaný a skutečný vývoj kurzu), které byly ve sledovaném období 5/1999–12/2019 nestacionární. Bylo nutné přistoupit k jejich úpravě (transformaci) na vztah mezi očekávanou (příp. skutečnou) relativní změnou kurzu a úrokovým diferenciálem, tj. vztahu stacionárních časových řad. Tato úprava byla sice plně v souladu s původní analýzou I. Fishera (Fisher, 1896), avšak s nejvyšší pravděpodobností vedla ke ztrátě některých důležitých informací, které jsou v původních neupravených časových řadách (viz Arlt a Arltová, 2009).⁹

Testy jednotkového kořene (ADF test) prokázaly na 5% hladině významnosti, že všechny uvažované časové řady (spotový kurz CZK/EUR, predikovaný spotový kurz CZK/EUR na jeden měsíc a jeden rok, PRIBOR 1 měsíc, PRIBOR 1 rok, EURIBOR 1 měsíc a EURIBOR 1 rok) jsou nestacionární a zároveň jsou integrované řádu jedna. Z hlediska ekonomické podstaty je EURIBOR exogenní proměnnou, která nemůže být v rámci nekryté úrokové parity endogenní proměnnou závislou na úrokové sazbě PRIBOR

9 Průkopnický výzkum aplikující kointegrační analýzu v oblasti nekryté úrokové parity představuje Siklos a Granger, 1997.

a na skutečném a očekávaném vývoji kurzu koruny. Při testování kointegračního vztahu prostřednictvím Johansenova testu kointegrace (tabulky 7 a 8) proto uvažujeme pouze sazby PRIBOR, skutečný vývoj spotového kurzu CZK/EUR a očekávaný kurz s horizontem předpovědi 1 rok (resp. 1 měsíc). Sazba EURIBOR 1 rok (resp. 1 měsíc) bude v rámci modelu korekce chyby uvažována jako exogenní proměnná. V modelu s měsíčním i ročním časovým horizontem predikce test stopy (trace test) a test maximálního vlastního čísla (max-eigenvalue test) shodně indikují na 5% hladině významnosti jeden kointegrační vektor mezi časovými řadami spotový kurz CZK/EUR, očekávaný spotový kurz a úrokovou sazbu PRIBOR. V souladu s teorií o nekryté úrokové paritě se jedná o model bez trendu a konstanty.

Tabulka 7: Johansenův test kointegrace (měsíční horizont predikce, období 10/1999–12/2019, 243 pozorování)

Bez deterministického trendu a konstanty			
Vstupní proměnné: <i>PRIBOR1M</i> , <i>ln SR</i> a <i>ln ESR1M</i>			
Interval zpoždění (v prvních diferencích): 1 až 4			
Test stopy:			
Hypotéza o počtu kointegračních vektorů	Hodnoty	Statistiky	<i>p</i> -hodnota
Žádný	0,1218	42,8849	0,0001
Nejvíce 1	0,0432	11,3187	0,0731
Nejvíce 2	0,0024	0,5776	0,5090
Test maximálního vlastního čísla:			
Hypotéza o počtu kointegračních vektorů	Hodnoty	Statistiky	<i>p</i> -hodnota
Žádný	0,1218	31,5663	0,0002
Nejvíce 1	0,0432	10,7410	0,0608
Nejvíce 2	0,0024	0,5776	0,5090

Zdroj: vlastní zpracování

V rámci modelu korekce chyby (tabulky 8 a 9) lze dlouhodobý kointegrační vztah pro časové řady s měsíčním a ročním horizontem predikce interpretovat následovně: Depreciace (apreciace) české koruny je spojena s růstem (poklesem) sazby PRIBOR a růst

(pokles) sazby PRIBOR je spojen s očekávanou apreciací (depreciací) české koruny, očekávaná depreciace (apreciace) koruny je pak dlouhodobě spojena se skutečnou depreciací (apreciací) české koruny. Tyto výsledky nejsou v rozporu s dynamikou v rámci cílování inflace: centrální banka reaguje zvýšením své měnové politické úrokové sazby na pozorované oslabení domácí měny, následně rostou úrokové sazby na mezibankovním trhu s depozity, vyšší domácí úrokové sazby vyvolávají apreciační očekávání, které se po čase naplňují. Zároveň platí opačný proces při počáteční apreciací domácí měny.

Tabulka 8: Johansenův test kointegrace (roční horizont predikce, období 10/1999–12/2019, počet pozorování 243)

Bez deterministického trendu a konstanty

Vstupní proměnné: *PRIBOR1Y*, *ln SR* a *ln ESR1Y*

Interval zpoždění (v prvních diferencích): 1 až 4

Test stopy:			
Hypotéza o počtu kointegračních vektorů	Hodnoty	Statistiky	<i>p</i> -hodnota
Žádný	0,0852	31,0839	0,0060
Nejvíce 1	0,0369	9,4459	0,1447
Nejvíce 2	0,0013	0,3136	0,6374
Test maximálního vlastního čísla:			
Hypotéza o počtu kointegračních vektorů	Hodnoty	Statistiky	<i>p</i> -hodnota
Žádný	0,0852	21,6379	0,0126
Nejvíce 1	0,0369	9,1324	0,1141
Nejvíce 2	0,0013	0,3136	0,6374

Zdroj: vlastní zpracování

Parametry přizpůsobení v modelu korekce chyby mají (až na jednu výjimku) záporné znaménko a jsou z požadovaného intervalu (0, −1), což signalizuje tendenci k návratu do rovnovážného stavu.

V krátkodobých vztazích změny sazeb PRIBOR 1 měsíc a PRIBOR 1 rok vykazují významnou setrvačnost, dále v souladu s ekonomickou intuicí očekávaná depreciace (apreciace) koruny proti euru a zvýšení (snížení) zahraniční sazby EURIBOR 1 měsíc (resp. 1 rok) jsou spojeny s následným zvýšením (snížením) sazby PRIBOR 1 měsíc

(resp. 1 rok). Zatímco vliv očekávaného spotového kurzu CZK/EUR je v souladu s politikou centrální banky cílující inflaci, „kopírování“ vývoje zahraničních úrokových sazeb potvrzuje skutečnost, že malá ekonomika s absolutně volně směnitelnou měnou je v oblasti úrokových sazeb v pozici „price taker“.

Změny spotového kurzu CZK/EUR v časovém horizontu 1 měsíc i 1 rok jsou z pohledu statistické významnosti parametrů vysvětlitelné změnou očekávaného kurzu CZK/EUR, změnou zahraniční úrokové sazby EURIBOR a vývojem indexu VIX. Statisticky významná je i dummy proměnná *ZAVAZEK* (0,1) pro počátek kurzového závazku ČNB s dolním limitem 27 CZK/EUR. Z hlediska interpretace problémy vyvolávají záporná znaménka v případě parametrů u vysvětlujících proměnných změna očekávaného kurzu CZK/EUR a změna úrokové sazby EURIBOR. V souladu s ekonomickou intuicí je kladné znaménko u dummy proměnné *ZAVAZEK* pro začátek kurzového závazku (listopad a prosinec 2013), který byl spojen s neočekávanou depreciací koruny.¹⁰ Zvýšení finančního rizika na amerických a světových finančních trzích měřeného indikátorem VIX vede v měsíčním časovém horizontu k oslabení české koruny a v ročním časovém horizontu k jejímu zpětnému posílení. Počáteční nedůvěra k emerging markets při nástupu globální averznosti k finančním rizikům (fáze risk off) je tedy v ročním časovém horizontu střídaná investiční důvěrou v česká korunová finanční aktiva.

Změny očekávaného kurzu CZK/EUR reagují korigujícím způsobem (záporné znaménko) na předchozí změny očekávaného kurzu CZK/EUR. Z pohledu statistické významnosti parametrů jsou dalšími vysvětlujícími proměnnými změna spotového kurzu CZK/EUR, změna domácí úrokové sazby PRIBOR (pouze roční časový horizont), změna zahraniční úrokové sazby EURIBOR (pouze roční časový horizont) a vývoj indexu VIX (pouze měsíční časový horizont). Depreciace (apreciace) spotového kurzu CZK/EUR je spojena s následnou očekávanou depreciací (apreciací) kurzu koruny. Tato skutečnost signalizuje adaptivnost kurzových očekávání v měsíčním i ročním predikčním horizontu. Růst (pokles) domácí úrokové sazby PRIBOR 1 rok je spojen s následnou očekávanou depreciací (apreciací) koruny. Finanční analytici si tedy zvýšení domácí úrokové sazby PRIBOR 1 rok převážně spojují s negativními faktory z hlediska budoucího vývoje spotového kurzu CZK/EUR (například s vyšší inflací nebo se zvýšením finančních rizik). Růst (pokles) indikátoru pro finanční rizika VIX je v měsíčním horizontu predikce spojen s očekávanou depreciací (apreciací) koruny. Z hlediska ekonomické interpretace problémy vyvolává záporná hodnota parametru u změny úrokové sazby EURIBOR, kdy s růstem (poklesem) této úrokové sazby je spojena očekávaná apreciace (depreciace) české koruny

10 Dummy proměnná (0,1) pro konec kurzového závazku (duben a květen 2017) měla očekávané záporné znaménko, avšak nebyla statisticky významná na 10% hladině. Tuto skutečnost interpretujeme tak, že konec kurzového závazku byl ČNB dlouhodobě signalizován, a tedy na trhu očekáván.

proti euru. Tento vztah je však v souladu s hypotézou I. Fishera o vyrovnávání výnosových měr v ex ante pojetí, kdy vyšší (nižší) výnosová míra u zahraničních aktiv je kompenzována změnou „očekávaných směnných poměrů“ mezi domácími a zahraničními aktivy.

Tabulka 9: Kointegrační rovnice a model korekce chyby (měsíční horizont predikce, období 7/1999–12/2019, 246 pozorování)

Kointegrační rovnice:			
<i>PRIBOR1M</i> (–1)	1,0000		
<i>ln SR</i> (–1)	–55,6972 [–10,2964]		
<i>ln ESR1M</i> (–1)	55,7837 [10,2997]		
Model korekce chyby:	d <i>PRIBOR1M</i>	d <i>ln SR</i>	d <i>ln ESR1M</i>
Parametr přizpůsobení	–0,0003 [–1,0339]	–0,0116 [–3,7792]	–0,0229 [–8,2644]
d <i>PRIBOR1M</i> (–1)	0,3307 [5,3389]	0,5029 [0,8696]	–0,4086 [–0,7844]
d <i>ln SR</i> (–1)	–0,0410 [–2,3351]	0,4075 [2,4845]	0,4453 [3,0143]
d <i>ln ESR1M</i> (–1)	0,0466 [3,3923]	–0,3932 [–3,0673]	–0,4689 [–4,0607]
d <i>EURIBOR1M</i> (–1)	0,18263 [3,5145]	–0,9063 [–1,8685]	–0,5595 [–1,2806]
ZAVAZEK	–6,38E–05 [–0,0778]	0,0377 [4,9246]	0,0385 [5,5931]
VIX	–2,36E–06 [–0,3652]	0,0002 [2,5430]	0,0003 [6,1134]
Koeficient determinace (<i>R</i>²)	0,2791	0,2912	0,5344
Upravený koef. det.	0,2610	0,2734	0,5227
Součet čtv. rezid.	0,0003	0,0261	0,0212
St. ch. rovnice	0,0011	0,0105	0,0094
F-statistika	15,4204	16,3643	45,7172
Log věrohodnostní funkce	1325,972	776,4160	802,1211
Akaikeho informační kritérium	–10,7234	–6,2554	–6,4644
Schwarzovo kritérium	–10,6236	–6,1557	–6,3647

Poznámka: V hranatých závorkách jsou hodnoty *t* statistik.

Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka 10: Kointegrační rovnice a model korekce chyby (roční horizont predikce, období 7/1999–12/2019, 246 pozorování)

Kointegrační rovnice:			
<i>PRIBOR1Y</i> (–1)	1,0000		
<i>ln SR</i> (–1)	–46,33367 [–6,2302]		
<i>ln ESR1Y</i> (–1)	46,7023 [6,2348]		
Model korekce chyby:	d <i>PRIBOR1Y</i>	d <i>ln SR</i>	d <i>ln ESR1Y</i>
Parametr přizpůsobení	–0,0003 [–2,8635]	0,0010 [1,2311]	–0,0026 [–4,3939]
d <i>PRIBOR1Y</i> (–1)	0,3818 [6,8778]	0,6858 [1,3223]	0,9990 [2,7163]
d <i>ln SR</i> (–1)	–0,0043 [–0,5285]	0,2808 [3,6689]	0,2753 [5,0719]
d <i>ln ESR1Y</i> (–1)	0,0308 [2,9932]	–0,3089 [–3,2176]	–0,2768 [–4,0669]
d <i>EURIBOR1Y</i> (–1)	0,3535 [6,1125]	–2,6264 [–4,8606]	–0,8798 [–2,2963]
ZAVAZEK	–0,0012 [–1,3012]	0,0395 [4,7172]	0,0412 [6,9375]
VIX	2,87E-06 [0,6877]	–0,0001 [–2,7211]	–3,09E-05 [–1,1156]
Koeficient determinace (R^2)	0,3868	0,1948	0,3358
Upravený koef. det.	0,3714	0,1746	0,3191
Součet čtv. rezid.	0,0003	0,0297	0,0149
St. ch. rovnice	0,0012	0,0111	0,0079
F-statistika	25,1232	9,6357	20,1380
Log věrohodnostní fce	1310,455	760,7301	845,3121
Akaikeho informační kritérium	–10,5972	–6,1279	–6,8155
Schwarzovo kritérium	–10,4974	–6,0281	–6,7158

Poznámka: V hranatých závorkách jsou hodnoty t statistik.

Zdroj: vlastní zpracování

Závěr

Nekrytá úroková parita patří mezi tři základní paritní podmínky vývoje měnového kurzu a je součástí současných prognostických modelů centrálních bank. Cílem našeho článku byla empirická verifikace hypotézy o platnosti nekryté úrokové parity a analýza dynamiky proměnných vstupujících do nekryté úrokové parity. Při empirické analýze jsme pracovali s proměnnými: spotový kurz CZK/EUR, predikovaný spotový kurz CZK/EUR ze strany finančních analytiků, úrokové sazby z mezibankovního trhu s depozity PRIBOR a EURIBOR, a to za období 5/1999 až 12/2019 (měsíční frekvence, měsíční a roční horizont predikce). V rámci analýzy nekryté úrokové parity jsme využili predikce finančních analytiků jako proxy proměnnou za kurzová očekávání, což nám umožnilo testovat nekrytou úrokovou paritu i v pojetí *ex ante*.

Metodologickým východiskem analýzy je přístup I. Fishera, který však měl možnost testovat platnost nekryté úrokové parity pouze v *ex post* pojetí. Formulujeme odlišnost postupu v případě stacionárních a nestacionárních časových řad (integrovaných stejného řádu).

Přístupy respektující původní analýzu I. Fishera nepřinášejí významnější nové poznatky o fungování nekryté úrokové parity. Popisné statistiky a korelační analýza nepřinášejí jednoznačné poznatky o platnosti či neplatnosti nekryté úrokové parity, resp. o platnosti Fisherovy hypotézy o vyrovnávání výnosových měr u domácích a zahraničních aktiv v *ex post* a *ex ante* pojetí.

Při kointegrační analýze a následné empirické verifikaci modelu korekce chyby pracujeme se zahraniční úrokovou sazbou EURIBOR jako s exogenní proměnnou, neboť vývoj české ekonomiky nemůže mít vliv na tuto úrokovou sazbu. Zjištěný kointegrační vztah pro zbylé proměnné vstupující do nekryté úrokové parity (s měsíčním i ročním horizontem) je v souladu s transmisním mechanismem, který sleduje centrální banka při cílování inflace: centrální banka reaguje zvýšením (snížením) své měnově politické úrokové sazby na pozorované oslabení (posílení) domácí měny, následně rostou (klesají) úrokové sazby na mezibankovním trhu s depozity, vyšší (nižší) domácí úrokové sazby vyvolávají apreciační (depresiační) očekávání, která se po čase naplňují. Tato transmise má tedy tendenci naplňovat Fisherovu hypotézu o vyrovnávání výnosových měr v dynamickém pohledu: v první fázi je oslabení (posílení) spotového kurzu z pohledu domácí měny následováno růstem (poklesem) domácí úrokové míry, ve druhé fázi vyšší (nižší) domácí úroková míra vyvolává depresiační (apreciační) očekávání.

V krátkodobých vztazích (model korekce chyby) se v souladu s ekonomickou teorií potvrdil vliv zařazených exogenních proměnných. Změny zahraniční úrokové sazby EURIBOR (1 měsíc a 1 rok) se zpožděním jednoho měsíce ovlivňují stejnosměrně domácí

úrokové sazby PRIBOR (1 měsíc i 1 rok). Potvrzuje se, že česká ekonomika (tj. malá otevřená ekonomika s volně směnitelnou měnou) je v oblasti úrokových sazeb v pozici „price taker“. V oblasti vývoje měnového kurzu CZK/EUR naše empirická analýza prokázala statistickou významnost indikátoru VIX, který je považován za významný ukazatel vývoje globálního finančního rizika. Růst ukazatele VIX vede v měsíčním časovém horizontu k oslabení české koruny a v ročním časovém horizontu k jejímu zpětnému posílení. Počáteční nedůvěra k emerging markets při nástupu globální averznosti k finančním rizikům (fáze risk off) je tedy v ročním časovém horizontu střídána investiční důvěrou v česká korunová finanční aktiva. Jako opodstatněné se prokázalo i zařazení dummy proměnné (0, 1) pro začátek kurzového závazku ČNB s dolním limitem 27 CZK/EUR (listopad a prosinec 2013). Statistická významnost dummy proměnné se potvrdila jak v případě skutečné změny spotového kurzu CZK/EUR, tak i v případě změny očekávání na další měsíční a roční období. Pracovně otestovaná dummy proměnná pro konec kurzového závazku (duben a květen 2017) měla očekávané záporné znaménko, avšak nebyla statisticky významná na 10% hladině. Tuto skutečnost interpretujeme tak, že konec kurzového závazku byl ČNB dlouhodobě signalizován, a tedy na trhu očekávan.

Určité problémy s ekonomickou interpretací může vyvolávat poznatek v krátkodobých vztazích (zpoždění jeden měsíc), že růst (pokles) úrokové sazby EURIBOR je spojen s očekávanou i skutečnou apreciací (depreciací) české koruny proti euru. Tento vztah je však v souladu s hypotézou I. Fishera o vyrovnávání výnosových měr v rámci nekryté úrokové parity, kdy vyšší (nižší) výnosová míra u zahraničních aktiv je kompenzována změnou „směnných poměrů“ mezi domácími a zahraničními aktivy.

Literatura

- Alexius, A. (2001). Uncovered Interest Rate Parity Revisited. *Review of International Economics*, 9(3), 505–517, <https://doi.org/10.1111/1467-9396.00296>
- Arlt, J., Arltová, M. (2009). *Ekonomické časové řady*. Praha: Professional Publishing. ISBN 978-80-86946-85-6.
- Branson, W. (1976). *Asset Markets and Relative Prices in Exchange Rate Determination*. Institute of International Economics Studies. University of Stockholm. Seminar Paper No. 66.
- Brunnermeier, M. K., Nagel, S., Pedersen, L. H. (2008). *Carry Trades and Currency Crashes*. National Bureau of Economic Research. Cambridge, MA Working Paper No. 14473, <https://doi.org/10.3386/w14473>
- Campbell, R. A., Koedijk, K. G., Lothian J. R., et al. (2007). *Irving Fisher and the UIP Puzzle: Meeting the Expectations a Century Later*. Erasmus Universiteit Rotterdam, RSM Erasmus University / Erasmus School of Economics, Erasmus Research Institute of Management (ERIM). Report Series Research in Management No. ERS-2007-088-F&A.

- Clarida, R., Davis, J., Pedersen, N. (2009). Currency Carry Trade Regimes: Beyond the Fama Regression. *Journal of International Money and Finance*, 28(8), 1375–1389, <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2009.08.010>
- Dimand, R. W., Gomez Betancourt, R. (2012). Irving Fisher's Appreciation and Interest (1896) and the Fisher Relation. *Journal of Economic Perspectives*, 26(4), 185–196.
- Dooley, M. P., Isard, P. (1980). Capital Controls, Political Risk, and Deviations from Interest-Rate Parity. *Journal of Political Economy*, 88(2), 370–384, <https://doi.org/10.1086/260870>
- Durčáková, J., Mandel, M., Tomšík, V. (2005). Puzzle in the Theory of Uncovered Interest rate Parity – Empirical Verification for Transitive Countries. *Finance India*, 19(2), 449–464.
- Enders, W. (2014). *Applied Econometric Time Series* (4th Edition). Wiley. ISBN 978–1–118–80856–6.
- Fisher, I. (1896). *Appreciation and Interest*. New York: Macmillan and Co.
- Fisher, I. (1930). *The Theory of Interest*. New York: Macmillan and Co.
- Frankel, J. A. (1979). On the Mark: A Theory of Floating Exchange Rates Based on Real Interest Rate Differentials. *American Economic Review*, 69(4), 610–622.
- Froot, K. A., Thaler, R. H. (1990). Anomalies: Foreign Exchange. *Journal of Economic Perspectives*, 4(3), 179–192, <https://doi.org/10.1257/jep.4.3.179>
- Hakkio, S. C. (1986). Interest Rates and Exchange Rate – What is the Relationship? *Economic Review, Federal Reserve Bank of Kansas City*, 71(9), 33–43.
- Herger, N. (2019). Testing the Interest-parity Condition with Irving Fisher's Example of Indian Rupee and Sterling Bonds in the London Financial Market 1869–1906. *Financial History Review*, 26(1), 21–42, <https://doi.org/10.1017/s0968565018000100>
- Cheung, Y. W. (1993). Exchange Rate Risk Premiums. *Journal of International Money and Finance*, 12(2), 182–194, [https://doi.org/10.1016/0261-5606\(93\)90023-5](https://doi.org/10.1016/0261-5606(93)90023-5)
- Chinn, M. D. (2006). The (Partial) Rehabilitation of the Interest Rate Parity in the Floating Era: Longer Horizons, Alternative Expectations, and Emerging Markets. *Journal of International Money and Finance*, 25(1), 7–21, <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2005.10.003>
- Ismailov, A., Rossi, B. (2018). Uncertainty and Deviations from Uncovered Interest Rate Parity. *Journal of International Money and Finance*, 88(C), 242–259, <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2017.07.012>
- Kohlhagen, S. W. (1979). Testing for the Role of Speculation in the Forward Exchange market: Some problems if there Fisherian Expectations. *The Review of Economics and Statistics*, 61(4), 608–610, <https://doi.org/10.2307/1935792>
- Levich, R. M. (1978). Further Results on the Efficiency of Markets for Foreign Exchange. In: *Managed Exchange Rate Flexibility: The Recent Experience*. Federal Reserve Bank of Boston. Conference Series No. 20. Dostupné z: <https://www.bostonfed.org/news-and-events/events/economic-research-conference-series/managed-exchange-rate-flexibility-the-recent-experience.aspx>

- Lothian, J. R., Wu, L. (2011). Uncovered Interest-Rate Parity over the Past Two Centuries. *Journal of International Money and Finance*, 30(3), 448–473, <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2011.01.005>
- McCallum, B. T. (1994). A Reconsideration of the Uncovered Interest Parity Relationship. *Journal of Monetary Economics*, 33(1), 105–132, [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(94\)90016-7](https://doi.org/10.1016/0304-3932(94)90016-7)
- Meese, R. A., Rogoff, K. (1988). Was It Real? The Exchange Rate – Interest Rate Differential Relation over the Modern Floating-Rate Period. *Journal of Finance*, 43(4), 933–948, <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1988.tb02613.x>
- Mishkin, F. S. (1984). Are Real Interest Rates Equal Across Countries? An Empirical Investigation of International Parity Conditions. *Journal of Finance*, 39(5), 1345–1357, <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1984.tb04911.x>
- Mussa, M. L. (1984). The Theory of Exchange Rate Determination, in Bilson, J. F. O., Marston, R. S, eds., *Exchange Rate Theory and Practice*. University of Chicago Press, pp. 13–78.
- Pilbeam, K. (2013). *International Finance* (4th Edition). MacMillan International. ISBN 9780230362895.
- Porter, M. G. (1971). A Theoretical and Empirical Framework for Analyzing the Term Structure of Exchange Rate Expectations. *IMF Staff Papers*, 18(3), 613–645, <https://doi.org/10.2307/3866316>
- Siklos, P. L., Granger, C. W. J. (1997). *Regime Sensitive Cointegration with an Application to Interest rate Parity*. Wilfrid Laurier University, Department of Economics. Working Papers No. 97-5.
- Solnik, B. (1978). International Parity Conditions and Exchange Rate Risk: A Review. *Journal of Banking and Finance*, 2(3), 281–293, [https://doi.org/10.1016/0378-4266\(78\)90017-1](https://doi.org/10.1016/0378-4266(78)90017-1)