

DETERMINANTY FORWARDOVÉHO KURZU A ROLE RIZIKOVÝCH PRÉMII (PŘÍKLAD MĚNOVÝCH PÁRŮ CZK/EUR A CZK/USD)

Josef Arlt, Martin Mandel*

Abstract

Determinants of Forward Exchange Rate and the Role of Risk Premiums (Case of CZK/EUR and CZK/USD Parities)

The aim of the article is to examine the relations between forward exchange rates (maturities of 3 and 6 months), spot exchange rates, interest rate differentials, expected spot exchange rates and risk premiums on the CZK/EUR and CZK/USD parities. A model of FX speculators and arbitrageurs is devised and subsequently empirically verified in order to provide an explanation for the dynamics of forward exchange rates. The estimations of parameters of explanatory variables, which enter the covered interest rate parity, are confirmed to be statistically significant for the time period preceding the application of the exchange rate commitment by the Czech National Bank. Though the estimated parameters of future spot rates are statistically significant, their low values suggest that their impact on the quotation of forward exchange rates is rather marginal. The statistically significant estimations of constants with negative signs are interpreted as risk premiums reflecting the higher credit risk for financial investments denominated in CZK. The relations within the time series of the CZK/EUR parity were found to be distorted during the period of exchange rate commitment on the parity level of 27 CZK/EUR and during foreign exchange interventions (i.e., the estimated parameters of interest rate differentials were not statistically significant).

Keywords: forward and spot exchange rates, unbiasedness hypothesis, interest rate differentials, risk premium, econometric model

JEL Classifications: F31, C12, C22

Úvod

Forwardový kurz představuje nejznámější formu termínové ceny na devizovém trhu. Zájem o forwardové kurzy u hedgujících se firem, devizových obchodníků a finančních teoretiků výrazně narostl s rozpadem brettowoodského systému pevných měnových kurzů. Výklad úrovně a vývoje forwardového kurzu obvykle zdůrazňuje dvě možné determinanty – krytou úrokovou paritu, nebo očekávání ohledně budoucího vývoje spotových kurzů.² Dalším klíčovým a diskutovaným problémem je možnost existence rizikové premie, přestože teorie efektivních trhů původně pracovala s těžko udržitelným

1 Josef Arlt (josef.arlt@vse.cz), Vysoká škola ekonomická v Praze, Fakulta informatiky a statistiky; Martin Mandel (martin.mandel@vse.cz), Vysoká škola ekonomická v Praze, Fakulta financí a účetnictví.

Článek vznikl s podporou projektu P402/12/G097 GAČR „DYME – Dynamické modely v ekonomii“. Autoři děkují za technickou pomoc při přípravě dat Quang Van Tranovi.

2 Z historického pohledu věcný obsah kryté úrokové parity popisuje již Keynes (1923).

předpokladem, že tržní subjekty jsou neutrální k riziku a nepožadují rizikové prémie. Při výkladu rizikové premie v kontextu forwardového kurzu je nejčastěji citován článek Famy (1984), který z ekonomického a statistického pohledu definoval rozložení forwardového kurzu na očekávaný spotový kurz a premii¹. Na základě arbitrážní podmínky kryté úrokové parity, Fisherova ex-ante pojetí reálné úrokové míry a platnosti teorie parity kupní síly pak formálně matematicky odvodil premii jako očekávaný reálný výnosový diferenciál mezi domácí a zahraniční ekonomikou.²

Problém tohoto přístupu spočívá v tom, že Fisherovo pojetí reálné úrokové míry, jako rozdílu nominální úrokové míry a očekávané inflace, obsahuje jak reálnou ziskovou míru, tak i požadovanou rizikovou premii. Při využití tohoto přístupu nutně vzniká problém s modelovou konzistentností, neboť růst reálné ziskové příležitosti vede k apreciaci spotového kurzu, zatímco růst rizikové premie (jako nákladové položky) má za následek depreciaci spotového kurzu. Tento problém je dle našeho názoru nutné řešit přesnějším definováním finančních (devizových) rizik a příslušných rizikových premií, které ovlivňují chování jak market makerů, tak i spekulantů a arbitrážérů.

Cílem teoretické části bude vymezení forem rizikových premií, které lze identifikovat na základě časových řad, jež neobsahují rozlišení na kurzy nákup – prodej a jsou založeny na spotových a forwardových kurzech střed. Zároveň budeme diskutovat problém nahrazení nepozorovaných očekávaných hodnot spotového kurzu skutečnými budoucími spotovými kurzy při empirické verifikaci. Cílem empirické části bude analýza determinant forwardového kurzu v případě měnových párů CZK/USD a CZK/EUR (splatnost 3 a 6 měsíců) za období 2000–2017 (denní frekvence). Klademe si otázku, jakou roli při kotaci forwardového kurzu hrají úrokové sazby, minulé a budoucí spotové kurzy. V návaznosti na teoretickou část se pokusíme identifikovat existenci rizikové premie.

1. Přehled dosavadního výzkumu

Zájem o forwardové kurzy v odborné literatuře lze sledovat od konce sedmdesátých let minulého století. V prvním období se zejména empiricky verifikovala hypotéza nevychýleného odhadu (zda forwardové kurzy poskytují nevychýlené odhady budoucích spotových kurzů) a diskutoval problém základní formy testovaného modelu forwardového kurzu v kontextu stacionarity časových řad (např. Levich, 1978 a 1979; Longworth, 1981; Frankel, 1982; Fama, 1984; Engel, 1984; Cumby a Obstfeld, 1984 a Chiang, 1988). Testovány byly především časové řady pro měnové páry amerického dolaru, německé

- 1 Je důležité si povšimnout, že Famaova premie je vymezena bez přívlastku „riziková“. Později však u některých autorů došlo ke ztotožnění tohoto vymezení s „rizikovou premii“ (např. Baillie a Bollerslev, 1990; Cheung, 1993). Engel (1996) připouští možnost tohoto významového posunu za předpokladu naplnění hypotézy racionálních očekávání.
- 2 Fama (1984) definuje premii takto „..., the premium P_t in the forward rate expression is just the difference between the expected real returns on the nominal bonds of the two countries“. „Thus, the variables that determine the difference between the expected real returns on the nominal bonds (for example differential purchasing power risks of their nominal payoffs) also explain the premium on the forward rates.“

marky, japonského jenu a francouzského franku v období po rozpadu brettonwoodského měnového systému. V tomto směru pokračuje i pozdější výzkum, který se snaží o zdůvodnění častých selhání hypotézy nevychýleného odhadu (např. Bansal a Dahlquist, 2000; Meredith a Ma, 2002; Frankel a Poonawala, 2010; Burnside a kol., 2011 a Loring a Lucey, 2013). Dosažené výsledky však nebyly příliš robustní jak v případech vyspělých, tak i tranzitivních ekonomik.³

Další část výzkumu je zaměřena na vymezení a kvantifikaci rizikové premie za předpokladu, že subjekty jsou averzní k riziku. Jednotlivé přístupy a jejich první poznatky shrnuje Engel (1996). Jedna skupina autorů rozšiřuje Famův přístup k „rizikové“ premii o strukturální ekonomický model (modely všeobecné rovnováhy, portfoliové modely apod.). Tyto přístupy zpravidla neobsahují explicitní výklad jednotlivých forem rizikové premie z pohledu finanční teorie. Druhá skupina autorů odvozuje rizikovou premii na základě porušení platnosti paritních podmínek (parita kupní síly, krytá nebo nekrytá úroková parita). Snahou je vyseparovat v čase se měnící rizikovou premii, jejíž vývoj je následně vysvětlován pomocí ekonometrických nebo statistických přístupů. Tyto empirické přístupy při volbě vysvětlujících proměnných již musí vycházet z „intuitivně“ cítěných forem rizikových premií, avšak pouze zřídka je formulován mikroekonomický model uvažující transakční náklady (rozlišení kurzů bid, ask a mid) a jednotlivé tržní hráče (market makery, spekulanty a arbitrážéry). Posunem v tomto směru je článek Burnsidea a kol. (2009), který v teoretickém modelu pracuje s informovanými a neinformovanými obchodníky na devizovém trhu a s bankovními market makery, kteří kotují kurzy bid a ask. Za sporný však považujeme modelový předpoklad, že jedna skupina obchodníků na devizovém trhu je více informovaná než market makeři v bankách. Značnou pozornost vyvolala i analýza příčin „poruch“ kryté úrokové parity Sushka a kol. (2016). Autoři empiricky analyzují vliv tržní likvidity, kreditního rizika a poptávky po hedgingu na příkladu měnových párů USD/JPY a USD/EUR v období finanční krize a jejího uklidnění, tj. v letech 2007 až 2016.

V domácí odborné literatuře se analýzou vývoje forwardového kurzu české koruny a problematikou rizikové premie postupně zabývali Hlušek (1998), Pošta (2012) Ptatscheková a Draessler, (2013) a Kukul a Van Tran (2014). Hlušek (1998) rizikovou premii vymezuje jako „premií za riziko, které termínový obchodník podstupuje“. Riziková premie „odráží současný tržní pohled na cenu rizika měnového kurzu“. Autor ji tedy chápe ve smyslu tržního rizika. Při empirické verifikaci determinantů forwardových kurzových (kurzy střed pro CZK/DEM a CZK/USD) provádí její aproximaci na základě předchozí pětidenní volatility spotového kurzu. Dochází k závěru, že „zvýšená volatilita spotových měnových kurzů zvyšuje termínové měnové kurzy“. Pošta (2012) postupně empiricky verifikuje na základě kurzů střed pro CZK/EUR a CZK/USD vztahy pro forwardovou premii, chybu forwardové předpovědi a pro vypočítanou v čase se měnící rizikovou premii. Rizikovou premii odhaduje (state-space model) na základě ex-post přístupu k nekryté úrokové paritě a vztahuje ji ke třem vysvětlujícím proměnným:

3 Přehled o zaměření a výsledcích tohoto výzkumu podává článek Arlta a Mandela (2017).

dividendový výnos vypočítaný na základě údajů z Pražské burzy, termínová prémie (propočet na základě variantní výnosové křivky) a čistá aktiva vůči zahraničí (kumulované saldo běžného účtu v poměru k HDP). Ptatscheková a Draessler (2013) explicitně rizikovou premii nezkoumají a empiricky neverifikují. Její existenci však v závěru článku diskutují, a to v kontextu dosažených výsledků empirické verifikace predikční úspěšnosti forwardových kurzů CZK/EUR a CZK/USD. Při analýze využívají kointegrační analýzu, resp. model korekce chyb. Závěry jejich analýzy svědčí o tom, že forwardové kurzy nejsou dobrým predikčním nástrojem ohledně budoucího vývoje spotových kurzů. Kukul a Van Tran (2014) rizikovou premii kalkulují jako reziduum vznikající při neplatnosti kryté úrokové parity (pro kurzy střed CZK/EUR a CZK/USD) a následně její vývoj vysvětlují pomocí neparametrického a parametrického modelu GARCH-M. Dochází k závěru, že „volatilita v měnovém kurzu ovlivňuje výši rizikové premie forwardového měnového kurzu české koruny vůči americkému dolaru a společné měně euro“.

2. Chování arbitrážérů a spekulantů při utváření forwardového kurzu

Hráči na forwardovém devizovém trhu maximalizují zisk z devizové arbitráže a spekulace. Výsledkem těchto maximalizačních úloh jsou podmínky rovnováhy v podobě arbitrážních a spekulacních pravidel. Pro forwardové kurzy jsou klíčová dvě pravidla – krytá úroková parita a vztah forwardového kurzu a očekávaného budoucího spotového kurzu. V prvním přiblížení je možno rovnováhy forwardového devizového trhu popsat na základě chování dvou skupin hráčů – arbitrážérů a spekulantů, při využití instrumentária přebytné nabídky arbitrážérů a přebytné poptávky spekulantů.⁴

Arbitrážéři jsou v rovnováze, pokud je splněna podmínka kryté úrokové parity. Tuto podmínku rovnováhy lze obecně vyjádřit vztahem, kdy přebytná devizová nabídka arbitrážérů na forwardovém trhu ES_A (tj. rozdíl mezi devizovou nabídkou arbitrážérů a devizovou poptávkou arbitrážérů) je rovna nule:

$$ES_{A,t} = f_1(FR_t^{t+n}, SR_t, IR_{D,t}^{t+n}, IR_{F,t}^{t+n}, rp_1) = 0, \quad (1)$$

kde FR_t^{t+n} je forwardový kurz kotovaný v čase t pro termínovaný kontrakt splatný v $t+n$, SR_t je spotový kurz kotovaný v čase t , $IR_{D,t}^{t+n}$ a $IR_{F,t}^{t+n}$ jsou tržní úrokové míry, které v případě depozitních (resp. zápůjčních nebo investičních) operací je nutno očistit o rizikovou premii rp_1 , reprezentující rozdíl v kreditním riziku mezi domácí a zahraniční ekonomikou (resp. měnou). Symboly D a F v dolních indexech značí domácí a zahraniční měnu. Pracujeme s přímoú kotací, tj. počet jednotek domácí měny za jednotku zahraniční měny (D/F).

Spekulanti na forwardovém devizovém trhu jsou v rovnováze, pokud přebytná devizová poptávka spekulantů na forwardovém trhu ED_S (tj. rozdíl mezi devizovou poptávkou spekulantů a devizovou nabídkou spekulantů) je rovna nule:

4 Další výklad rozvíjí model forwardového kurzu prezentovaný v knize Mandel a Tomšík (2018) s akcentem na rizikové premii a možnosti empirické verifikace v případě kurzů střed (*mid*).

$$ED_{S,t} = f_2 \left[FR_t^{t+n}, E_t(SR_{t+n}), rp_2 \right] = 0, \quad (2)$$

kde v čase t očekávaný budoucí spotový kurz v čase $t + n$ značíme $E_t(SR_{t+n})$ a riziková prémie rp_2 odráží riziko budoucího nedostatku tržní likvidity v požadované měně v době uzavírání spekulativní pozice.⁵ Dá se očekávat zhoršení likvidity u měny, která je při spekulaci na forwardu ze strany spekulantů prodávána, resp. je očekáván její budoucí nákup na spotovém trhu. Rizikovou premii lze tedy odvodit od otevřených devizových pozic v jednotlivých měnách, které v okamžiku ukončení devizové spekulace musí být uzavřeny. Riziková prémie bude kladná, pokud je na forwardu spekulativně nakupována domácí měna, a záporná, pokud je na forwardu spekulativně nakupována zahraniční měna. Růst rizikové prémie v absolutní hodnotě vyvolaný růstem otevřených devizových pozic má tendenci s určitým zpožděním spekulaci zastavit.

Dlouhodobá a krátkodobá rovnováha devizového trhu

Dlouhodobá rovnováha forwardového devizového trhu nastává při splnění podmínek rovnováhy (1) a (2), kdy neprobíhá devizová arbitráž ani devizová spekulace. Zároveň musí platit následující rovnosti $IR_{D,t}^{t+n} = IR_{F,t}^{t+n}$, $FR_t^{t+n} = SR_t$, $FR_t^{t+n} = E_t(SR_{t+n})$ a $rp_1 = rp_2 = 0$. Tato rovnováha je v dynamickém systému jen těžko dosažitelná. Krátkodobá rovnováha forwardového devizového trhu nastává při nesplnění podmínek rovnováhy (1) a (2), tj. $ES_{A,t} \neq 0$ a $ED_{S,t} \neq 0$, zároveň však platí $ES_{A,t} = ED_{S,t}$, tj. přebytečná devizová nabídka ze strany devizové arbitráže se rovná přebytečné devizové poptávce ze strany devizové spekulace. Jedná se o krátkodobou tokovou rovnováhu, neboť v delším časovém horizontu není možné, aby spekulanti nebo arbitrážéri na forwardovém devizovém trhu neustále prováděli jednosměrné nákupy nebo prodeje.

Formulace modelu

Předpokládejme, že trhy minimálně splňují podmínku krátkodobé rovnováhy, tj. platí

$$ED_{S,t} = ES_{A,t}. \quad (3)$$

Jestliže mobilita arbitrážního kapitálu reagujícího na nesplnění podmínky kryté úrokové parity (1) je charakterizována parametrem h_A a mobilita spekulativního kapitálu reagujícího na nesplnění podmínky pro forwardový a očekávaný spotový kurz (2) je charakterizována parametrem h_S , potom je možné rovnováhu (3) vyjádřit ve formě rovnice

$$h_S \cdot \left[\ln E_t(SR_{t+n}) + rp_2 - \ln FR_t^{t+n} \right] = h_A \cdot \left[-\ln SR_t - IR_{D,t}^{t+n} + rp_1 + IR_{F,t}^{t+n} + \ln FR_t^{t+n} \right], \quad (4)$$

ze které vyplývá vztah pro forwardový kurz

5 Devizová (měnová) spekulace je zpravidla spojována s rizikovou premii za tržní měnové riziko (očekávaná volatilita spotového kurzu příslušného měnového páru). Market maker na zvýšení tohoto rizika reaguje rozšířením rozpětí nákupních a prodejních kurzů. Pokud pracujeme s kurzy střed, je toto riziko těžko identifikovatelné.

$$\ln FR_t^{t+n} = \frac{h_A}{h_S + h_A} \cdot \ln SR_t + \frac{h_A}{h_S + h_A} \cdot (IR_{D,t}^{t+n} - IR_{F,t}^{t+n}) + \frac{h_S}{h_S + h_A} \cdot \ln E_t(SR_{t+n}) - \frac{h_A}{h_S + h_A} \cdot rp_1 + \frac{h_S}{h_S + h_A} \cdot rp_2. \quad (5)$$

O tom, do jaké míry forwardový kurz sleduje vývoj současného spotového kurzu, úrokového diferenciálu a očekávaného spotového kurzu, rozhoduje mobilita spekulativního, mobilita arbitrážního kapitálu a výše požadovaných rizikových premií. Odvozená teoretická rovnice pro forwardový kurz je základem ekonometrické analýzy.

Problém očekávaných hodnot při empirické verifikaci

„Tradičně“ využívaná aproximace očekávaného spotového kurzu $E_t(SR_{t+n})$ se konkrétní hodnotou budoucího spotového kurzu SR_{t+n} opírá o naplnění hypotézy teorie racionálních očekávání, která předpokládá, že díky aktivní spekulaci se skutečně budoucí ceny budou lišit od očekávaných cen o náhodnou chybu v předpovědi, jejíž střední hodnota je nula a zároveň je nekorelovaná s informacemi ve výchozím období (Muth, 1961). Následující tabulka 1 shrnuje variantní možnosti tržních procesů, které umožňují lépe identifikovat vzájemné vazby mezi uvažovanými proměnnými: očekávaný budoucí spotový kurz, domácí úroková míra, současný spotový kurz, forwardový kurz, skutečný budoucí spotový kurz. Diskutujeme základní paritní trojúhelník teorie efektivních trhů – nekrytá úroková parita, krytá úroková parita a forwardový kurz odráží očekávání trhu, za omezení, že centrální banka kontroluje domácí úrokovou míru. Položme si otázku, v jakých případech nebude budoucí spotový kurz odrážet očekávanou hodnotu spotového kurzu.

Tabulka 1 | Změna v očekávání spotového kurzu a navazující reakce centrální banky (CB)

Varianta	$E_t(SR_{t+n})$	IR_D	SR_t	FR_t	SR_{t+n}
S reakcí CB	Centrální banka reaguje na změnu v očekávání včasnou změnou IR_D				
Varianta 1	×	×	–	×	–
Bez reakce CB	Tržní subjekty reagují na změnu v očekávání, které se naplní				
Varianta 2	×	–	×	×	×
Bez reakce CB	Tržní subjekty reagují na změnu v očekávání, které je chybné				
Varianta 3	×	–	×	×	–
Bez reakce CB	Tržní subjekty nereagují na změnu v očekávání, které se naplní				
Varianta 4	×	–	–	–	×
Bez reakce CB	Tržní subjekty nereagují na změnu v očekávání, které je chybné				
Varianta 5	×	–	–	–	–

Poznámka: × – značí změnu proměnné.

Zdroj: vlastní zpracování

Z naší analýzy vyplývá, že pokud se při empirické verifikaci ekonometrického modelu nepotvrdí vztah mezi skutečně pozorovaným budoucím spotovým kurzem a dnes kótovaným forwardovým kurzem, může to mít následující vysvětlení: a) včasná reakce centrální banky prostřednictvím změny úrokové sazby, b) soustavná chybná očekávání tržních subjektů a c) pasivita spekulantů při správných očekáváním. Centrální banka na vývoj očekávání spotového kurzu reaguje především v systémech pevného kurzu s úzkými pásmy oscilace (varianta 1). V systému cílování inflace tyto reakce budou podstatně slabší a více zpožděné. Při opakované zkušenosti spekulantů s jejich chybnou predikcí (varianta 3) výrazně vzroste kalkulovaná riziková premie, která omezí aktivitu spekulantů (varianta 4).

3. Empirická analýza

Empirická verifikace vztahu byla provedena na časových řadách kurzu (střed) české koruny (CZK) k americkému dolaru (USD) a euru (EUR) za reprezentativně dlouhé období 2001–2017 (denní frekvence dat). Úrokový diferenciál (ID) je definovaný jako $ID_t^{t+n} = (1 + PRIBOR_t^{t+n}) / (1 + LIBOR_t^{t+n})$. Testování bylo provedeno pro forwardové kurzy se splatností tři měsíce ($n = 90$) a šest měsíců ($n = 180$).⁶ Data byla získána ze statistických zdrojů České národní banky. Protože hodnota očekávaného spotového kurzu není v dané frekvenci a délce časové řady k dispozici, nahradili jsme ji konkrétní hodnotou budoucího spotového kurzu SR_{t+n} .

Při empirické analýze jsme ověřovali závislost dynamiky forwardového kurzu FR_t^{t+n} na dynamice časové řady současného spotového kurzu SR_t , budoucího spotového kurzu SR_{t+n} a úrokového diferenciálu ID_t . Z definice jednotlivých veličin vyplývá, že časové řady SR_t , a ID_t jsou exogenní a měly by být chápány jako „dané“ pro vysvětlení dynamiky časové řady FR_t^{t+n} tím spíše, že do modelu vstupují v prvním zpoždění. V případě časové řady SR_{t+n} takové věcné vysvětlení není možné. Jedná se o časovou řadu zpožděnou za vysvětlovanou proměnnou, kde nelze vyloučit ekonomickou vazbu.⁷ Je proto třeba empiricky ověřit, zda je možné tuto časovou řadu považovat také za exogenní. V tomto případě je vhodné uvažovat tzv. slabou exogenitu (Engle, Hendry a Richard, 1983), kdy se odhadovaný model chápe jako tzv. model podmíněný, ve kterém úlohu podmínky hraje časová řada SR_{t+n} , a vhodným modelem pro tuto časovou řadu je tzv. model marginální. Otestováním přítomnosti reziduí marginálního modelu jako další vysvětlující proměnné v modelu podmíněném se ověřuje, zda k odhadu parametrů podmíněného modelu je třeba současně odhadovat i parametry modelu marginálního (Arlt a Arltová, 2009). Statisticky nevýznamný odhad parametru u těchto reziduí v podmíněném modelu potom znamená

6 Finanční matematika tradičně pracuje s finančním rokem 360 dní a měsícem 30 dní. Při zpracování časových řad spotových a forwardových kurzů nebylo možné postupovat mechanicky a bylo nutné respektovat počty pracovních dní a svátků.

7 Například vazba na základě otevírání a uzavírání devizových pozic ze strany spekulantů, kdy je otevřena dlouhá nebo krátká devizová pozice na forwardu a následně v době splatnosti uzavřena na spotovém trhu.

slabou exogenitu SR_{t+n} vzhledem k parametrům podmíněného modelu. Důsledkem tohoto výsledku je potom skutečnost, že k odhadu parametrů podmíněného modelu není třeba současně uvažovat i model marginální.

Nejprve byly zkoumány vztahy uvedených časových řad v logaritmické transformaci pro měnové páry CZK/EUR a CZK/USD za období od 2. 8. 2001 do 29. 12. 2017 pro splatnost 90 dní a za období od 2. 11. 2001 do 29. 12. 2017 pro splatnost 180 dní. Tyto vztahy jsou zachyceny v tabulce 2. Kromě výsledků regresní analýzy tato tabulka obsahuje také ADF (Augmented Dickey-Fuller) testy s konstantou pro všechny časové řady vstupující do modelů. Ve všech případech nebyla zamítnuta nulová hypotéza, že časové řady jsou nestacionární, typu $I(1)$. Ve všech čtyřech modelech, kde vysvětlovaná proměnná je FR_{t+n} , je odhad parametru u vysvětlující proměnné SR_{t-1} blízký jedné a odhad parametru u vysvětlující proměnné SR_{t-n} je velice nízký, blízký nule. Odhady všech parametrů včetně parametru u úrokového diferenciálu jsou statisticky významně odlišné od nuly. Hodnoty Durbinova-Watsonova testu se pohybují v intervalu od 1,6226 do 1,9646 a ukazují tak přítomnost mírné autokorelace. Případné zkreslení výsledků t -testů bylo eliminováno použitím metody HAC (Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent, Newey a West, 1987) pro korekci odhadů směrodatných chyb odhadů parametrů. Hypotéza slabé exogenity časové řady SR_{t+n} vzhledem k parametrům podmíněného modelu nebyla zamítnuta, což potvrzuje korektnost použití uvedeného jednorovnicového modelu pro ověřování teoretického vztahu (5).

Spotový kurz (zpožděný o jedno období, $t-1$) a úrokový diferenciál potvrzují hypotézu, že forwardový kurz market makeri kótují na základě kryté úrokové parity. Záporné, statisticky významné odhady konstant mohou být vysvětleny tím, že kotace forwardových kurzů jsou ovlivněny kreditním rizikem země měřeného na základě ratingu zemí (rating ČR je horší než rating USA nebo hlavních zemí eurozóny). Nízká hodnota parametru v případě budoucího spotového kurzu ($t+90$ a $t+180$) signalizuje, že očekávané hodnoty spotového kurzu mají relativně malý vliv při kotaci forwardového kurzu. Přikláníme se k názoru, že při opakované zkušenosti spekulantů s chybnými predikcemi budoucích spotových kurzů výrazně vzrosteu jimi kalkulované rizikové prémie, která následně utlumí jejich spekulativní aktivitu.

Stejná analýza byla provedena také pro dílčí časové úseky: a) od 2. 8. 2001 do 9. 12. 2014 pro oba měnové páry a splatnost 90 dní, od 2. 11. 2001 do 9. 3. 2015 pro oba měnové páry a splatnost 180 dní (tabulka 3), b) od 10. 12. 2014 do 29. 12. 2017 pro oba měnové páry a splatnost 90 dní, od 10. 3. 2015 do 29. 12. 2017 pro oba měnové páry a splatnost 180 dní (tabulka 4). Výsledky analýzy v časovém úseku do roku 2014, resp. 2015, jsou obdobné jako výsledky za celou časovou řadu. Avšak výsledky za krátký úsek časových řad od roku 2014, resp. 2015, do konce roku 2017 se liší. Hypotéza slabé exogenity časové řady SR_{t+n} zamítnuta nebyla, obdobně jako v předchozích případech, odhady parametrů jsou však méně přesné. U měnového páru CZK/EUR je v modelu přítomná výrazná autokorelace zbytkové složky, odhad konstanty a parametru u úrokového diferenciálu je statisticky nevýznamný.

Tento časový úsek koresponduje s obdobím kurzového závazku ČNB s dolním limitem 27 CZK/EUR. Z hlediska chování trhu jsou důležité následující skutečnosti:

- a) Bankovní rada ČNB do roku 2015 směřovala svá první prohlášení o možnosti ukončení kurzového závazku⁸, které pak bylo postupně posouváno až do roku 2017⁹.
- b) Přibližně v polovině roku 2015 se v hodnocení finančních analytiků začíná objevovat názor, že makroekonomický vývoj podporuje myšlenku o ukončení kurzového závazku.
- c) S tím koresponduje i skutečnost, že devizové intervence ČNB proti apreciaci české koruny jsou zaznamenány v listopadu 2013 a pak pravidelně až od července 2015 do ukončení kurzového závazku v dubnu 2017.

Tabulka 2 | Analýza determinant forwardového kurzu (období 2001–2017)

Vysvětlovaná proměnná	Vysvětlující proměnná	$ADF_c(p)$	Parametr	Směrodatná chyba	t-statistika	p-hodnota	
$FR(CZK/EUR)_t^{t+90}$	C	0,1866	-0,0107	0,0025	-4,2551	0,0000	2. 8. 2001 29. 12. 2017 $T = 3802$ $R^2 = 0,9982$ $F(p) = 0,0000$ $DW = 1,8883$ $ADF(p) = 0,0000$
	$SR(CZK/EUR)_{t-1}$	0,1872	0,9820	0,0035	277,2125	0,0000	
	$SR(CZK/EUR)_{t+90}$	0,2083	0,0210	0,0036	5,7850	0,0000	
	$ID(CZK/EUR)_{t-1}^{90}$	0,5012	0,7885	0,0463	17,0255	0,0000	
$FR(CZK/USD)_t^{t+90}$	C	0,0868	-0,0048	0,0021	-2,2219	0,0264	2. 8. 2001 29. 12. 2017 $T = 3772$ $R^2 = 0,9986$ $F(p) = 0,0000$ $DW = 1,9646$ $ADF(p) = 0,0001$
	$SR(CZK/USD)_{t-1}$	0,0870	0,9855	0,0024	407,7378	0,0000	
	$SR(CZK/USD)_{t+90}$	0,0602	0,0157	0,0025	6,2134	0,0000	
	$ID(CZK/USD)_{t-1}^{90}$	0,4735	1,0009	0,0393	25,4552	0,0000	
$FR(CZK/EUR)_t^{t+180}$	C	0,1754	-0,0237	0,0034	-7,0436	0,0000	2. 11. 2001 29. 12. 2017 $T = 3456$ $R^2 = 0,9980$ $F(p) = 0,0000$ $DW = 1,6226$ $ADF(p) = 0,0000$
	$SR(CZK/EUR)_{t-1}$	0,1721	0,9963	0,0028	356,4920	0,0000	
	$SR(CZK/EUR)_{t+180}$	0,1954	0,0105	0,0030	3,5401	0,0004	
	$ID(CZK/EUR)_{t-1}^{180}$	0,5558	0,7937	0,0304	26,1333	0,0000	
$FR(CZK/USD)_t^{t+180}$	C	0,0782	-0,0100	0,0027	-3,7195	0,0002	2. 11. 2001 29. 12. 2017 $T = 3580$ $R^2 = 0,9986$ $F(p) = 0,0000$ $DW = 1,1440$ $ADF(p) = 0,0000$
	$SR(CZK/USD)_{t-1}$	0,0784	0,9951	0,0020	502,1762	0,0000	
	$SR(CZK/USD)_{t+180}$	0,0625	0,0075	0,0023	3,3202	0,0009	
	$ID(CZK/USD)_{t-1}^{180}$	0,6669	0,9879	0,0245	40,3517	0,0000	

Poznámka: T – délka časové řady, R^2 – index determinace, $F(p)$ – F -test vyjádřený ve formě p -hodnoty, DW – Durbinův-Watsonův test, $ADF(p)$ – rozšířený Dickeyův-Fullerův test vyjádřený ve formě p -hodnoty.

Zdroj: ARAD ČNB a vlastní výpočty

8 Bankovní rada ČNB dne 17. 12. 2013 hovoří o „udržení kurzového závazku do počátku roku 2015“ a dne 26. 6. 2014 konstatuje, že „neukončí používání kurzu jako nástroje měnové politiky dříve než ve druhém čtvrtletí roku 2015“.

9 Tento termín byl poprvé stanoven ve vyjádření Bankovní rady ČNB ze dne 5. 2. 2016.

Forwardový kurz a termínované kontrakty s českou korunou se postupně „ve vlnách“ stávají aktivními nástroji spekulace a arbitráže (Vejmělek, 2014). Postupně roste dlouhá korunová pozice spekulantů, kteří očekávají apreciaci koruny. Konstanty, které v předchozích obdobích odrážely pouze kreditní riziko, se stávají statisticky nevýznamnými, neboť v tomto období odráží nejenom kreditní riziko se záporným znaménkem, ale stále více i devizové likviditní riziko spojené s budoucím uzavíráním spekulacních korunových pozic, které má kladné znaménko.

Forwardový kurz měl tendenci se nacházet v nerovnovážné pozici z hlediska kryté úrokové parity, tj. kvantitativně níže (z pohledu koruny „silnější“) nejenom ve srovnání s intervenovaným spotovým kurzem, ale i ve srovnání s krytou úrokovou paritou. Úrokový diferenciál v případě měnového páru CZK/EUR se tak stává statisticky nevýznamný.

Tabulka 3 | Analýza determinant forwardového kurzu (období 2001–2014)

Vysvětlovaná proměnná	Vysvětlující proměnná	ADF.(p)	Parametr	Směrodatná chyba	t-statistika	p-hodnota	
$FR(CZK/EUR)_t^{t+90}$	C	0,1866	-0,0058	0,0024	-2,4796	0,0132	2. 8. 2001 9. 12. 2014 $T = 3107$ $R^2 = 0,9983$ $F(p) = 0,0000$ $DW = 1,9964$ $ADF(p) = 0,0001$
	$SR(CZK/EUR)_{t-1}$	0,1872	0,9830	0,0035	281,0952	0,0000	
	$SR(CZK/EUR)_{t+90}$	0,2083	0,0186	0,0035	5,2588	0,0000	
	$ID(CZK/EUR)_{t-1}^{90}$	0,5012	0,9239	0,0430	21,5061	0,0000	
$FR(CZK/USD)_t^{t+90}$	C	0,0868	-0,0075	0,0021	-3,5504	0,0004	2. 8. 2001 9. 12. 2014 $T = 3099$ $R^2 = 0,9987$ $F(p) = 0,0000$ $DW = 1,9952$ $ADF(p) = 0,0001$
	$SR(CZK/USD)_{t-1}$	0,0870	0,9862	0,0026	382,3436	0,0000	
	$SR(CZK/USD)_{t+90}$	0,0602	0,0160	0,0027	5,8902	0,0000	
	$ID(CZK/USD)_{t-1}^{90}$	0,4735	0,9205	0,0371	24,8447	0,0000	
$FR(CZK/EUR)_t^{t+180}$	C	0,1754	-0,0147	0,0027	-5,4495	0,0000	2. 11. 2001 9. 3. 2015 $T = 2856$ $R^2 = 0,998334$ $F(p) = 0,0000$ $DW = 1,9191$ $ADF(p) = 0,0000$
	$SR(CZK/EUR)_{t-1}$	0,1721	0,9971	0,0026	380,4042	0,0000	
	$SR(CZK/EUR)_{t+180}$	0,1954	0,0071	0,0027	2,6223	0,0088	
	$ID(CZK/EUR)_{t-1}^{180}$	0,5558	0,9014	0,0229	39,3225	0,0000	
$FR(CZK/USD)_t^{t+180}$	C	0,0782	-0,0158	0,0026	-6,1655	0,0000	2. 11. 2001 9. 3. 2015 $T = 2856$ $R^2 = 0,9988$ $F(p) = 0,0000$ $DW = 1,9309$ $ADF(p) = 0,0000$
	$SR(CZK/USD)_{t-1}$	0,0784	0,9966	0,0020	509,9737	0,0000	
	$SR(CZK/USD)_{t+180}$	0,0625	0,0081	0,0023	3,5576	0,0004	
	$ID(CZK/USD)_{t-1}^{180}$	0,6669	0,9081	0,0201	45,2019	0,0000	

Poznámka: T – délka časové řady, R^2 – index determinace, $F(p)$ – F -test vyjádřený ve formě p -hodnoty, DW – Durbinův-Watsonův test, $ADF(p)$ – rozšířený Dickeyův-Fullerův test vyjádřený ve formě p -hodnoty.

Zdroj: ARAD ČNB a vlastní výpočty

Tabulka 4 | Analýza determinant forwardového kurzu (období devizových intervencí 2014–2017)

Vysvětlovaná proměnná	Vysvětlující proměnná	$ADF_c(p)$	Parametr	Směrodatná chyba	t-statistika	p-hodnota	
$FR(CZK/EUR)_t^{t+90}$	C	0,1866	0,0312	0,0491	0,6346	0,5259	10. 12. 2014 29. 12. 2017 $T = 696$ $R^2 = 0,9840$ $F(p) = 0,0000$ $DW = 1,1897$ $ADF(p) = 0,0001$
	$SR(CZK/EUR)_{t-1}$	0,1872	0,9206	0,0279	33,0417	0,0000	
	$SR(CZK/EUR)_{t+90}$	0,2083	0,0701	0,0199	3,5300	0,0000	
	$ID(CZK/EUR)_{t-1}^{90}$	0,5012	-0,8446	0,6145	-1,3745	0,1697	
$FR(CZK/USD)_t^{t+90}$	C	0,0868	0,0344	0,0174	1,9751	0,0487	10. 12. 2014 29. 12. 2017 $T = 673$ $R^2 = 0,9805$ $F(p) = 0,0000$ $DW = 2,0519$ $ADF(p) = 0,0001$
	$SR(CZK/USD)_{t-1}$	0,0870	0,9754	0,0063	153,7384	0,0000	
	$SR(CZK/USD)_{t+90}$	0,0602	0,0132	0,0069	1,9256	0,0546	
	$ID(CZK/USD)_{t-1}^{90}$	0,4735	2,4180	0,3580	6,7534	0,0000	
$FR(CZK/EUR)_t^{t+180}$	C	0,1754	-0,0368	0,1179	-0,3133	0,7550	10. 3. 2015 29. 12. 2017 $T = 600$ $R^2 = 0,9565$ $F(p) = 0,0000$ $DW = 0,7357$ $ADF(p) = 0,0003$
	$SR(CZK/EUR)_{t-1}$	0,1721	0,9407	0,0340	27,6432	0,0000	
	$SR(CZK/EUR)_{t+180}$	0,1954	0,0704	0,0201	3,4967	0,0005	
	$ID(CZK/EUR)_{t-1}^{180}$	0,5558	-0,6942	0,6165	-1,1261	0,2606	
$FR(CZK/USD)_t^{t+180}$	C	0,0782	0,0413	0,0315	1,3109	0,1904	10. 3. 2015 29. 12. 2017 $T = 599$ $R^2 = 0,9719$ $F(p) = 0,0000$ $DW = 1,8983$ $ADF(p) = 0,0000$
	$SR(CZK/USD)_{t-1}$	0,0784	0,9691	0,0081	120,2150	0,0000	
	$SR(CZK/USD)_{t+180}$	0,0625	0,0168	0,0060	2,7934	0,0054	
	$ID(CZK/USD)_{t-1}^{180}$	0,6669	1,6570	0,1901	8,7177	0,0000	

Poznámka: T – délka časové řady, R^2 – index determinace, $F(p)$ – F-test vyjádřený ve formě p -hodnoty, DW – Durbinův-Watsonův test, $ADF(p)$ – rozšířený Dickeyův-Fullerův test vyjádřený ve formě p -hodnoty.

Zdroj: ARAD ČNB a vlastní výpočty

Závěr

Na základě teoretického modelu devizového trhu s interakcí devizových arbitrážérů a devizových spekulantů jsme formulovali vztah pro rovnovážný forwardový kurz v krátkém období. Vymezili jsme vliv rizikových premií a možnosti jejich empirické verifikace v případě časových řad založených na měnových kurzech střed. V empirické části jsme testovali determinanty vývoje, resp. kótování forwardového kurzu, pro měnové páry CZK/EUR a CZK/USD (splatnost 3 a 6 měsíců) s denní frekvencí v logaritmické transformaci za relativně dlouhé období 2001 až 2017. Při prvotním zpracování časových řad a přiřazování jednotlivých hodnot spotových a forwardových kurzů nebylo možné postupovat mechanicky a bylo nutné respektovat počty pracovních dní a svátků. Bylo zjištěno, že časové řady pro forwardový kurz (zejména v případě eura) vykazují jiné

charakteristiky od konce roku 2014, resp. od začátku roku 2015, a to v souvislosti s přijetím kurzového závazku 27 CZK/EUR a s prováděnými devizovými intervencemi proti apreciaci české koruny. V období před přijetím kurzového závazku se jako statisticky významné potvrdily odhady parametrů u proměnných vstupujících do kryté úrokové parity, tj. poslední známá hodnota spotového kurzu, domácí a zahraniční úroková míra (PRIBOR a LIBOR) ve formě úrokového diferenciálu. Odhady parametrů u budoucího spotového kurzu (proxy proměnné za očekávané hodnoty spotového kurzu) jsou jak v případě CZK/EUR, tak i CZK/USD statisticky významné, avšak jejich nízké hodnoty signalizují malý význam při kótování forwardových kurzů. Statisticky významné odhady konstant se záporným znaménkem (u všech sledovaných časových řad) interpretujeme jako rizikové prémie odrážející vyšší kreditní riziko pro finanční investice v CZK ve srovnání s EUR a USD odvozené od ratingu zemí. Za logický považujeme empirický poznatek, že v období kurzového závazku 27 CZK/EUR a devizových intervencí jsou více deformovány vztahy v případě časových řad pro CZK/EUR (statisticky nevýznamné odhady parametrů u úrokového diferenciálu a konstanty). Statisticky nevýznamné odhady konstant vysvětlujeme skutečností, že postupně narůstala výše spekulativní dlouhé korunové pozice. Odhady konstant v tomto období odráží nejenom kreditní riziko se záporným znaménkem, ale stále více i devizové likviditní riziko (spojené s budoucím uzavíráním spekulativních korunových pozic), jehož výsledkem je riziková premie – konstanta s kladným znaménkem. Oba vlivy tedy působí protisměrně a konstanty jsou statisticky nevýznamné.

Literatura

- Arlt, J., Arltová, M. (2009). *Ekonomické časové řady*. Praha: Professional Publishing. ISBN 978-80-86946-85-6.
- Arlt, J., Mandel, M. (2017). An Empirical Analysis of Relationships between the Forward Exchange Rates and Present and Future Spot Exchange Rates: Example of CZK/USD and CZK/EUR. *Finance a úvěr*, 67(3), 199–220.
- Baillie, T. R., Bollerslev, T. (1990). A Multivariate Generalized ARCH Approach to Modelling Risk Premia in Forward Foreign Exchange Rate Markets. *Journal of International Money and Finance*, 9(3), 309–324, [https://doi.org/10.1016/0261-5606\(90\)90012-o](https://doi.org/10.1016/0261-5606(90)90012-o)
- Bansal, R., Dahlquist, M. (2000). The Forward Premium Puzzle: Different Tales from Developed and Emerging Economies. *Journal of International Economics*, 51(1), 115–144, [https://doi.org/10.1016/S0022-1996\(99\)00039-2](https://doi.org/10.1016/S0022-1996(99)00039-2)
- Burnside, C., Han, B., Hirshleifer, T., Yue Wang, T. (2011). Investor Overconfidence and the Forward Premium Puzzle. *Review of Economic Studies*, 78(2), 523–558, <https://doi.org/10.1093/restud/rdq013>
- Burnside, C., Eichenbaum, M. S., Rebelo, S. (2009). Understanding the Forward Premium Puzzle: A Microstructure Approach. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 1(2), 127–154, <https://doi.org/10.1257/mac.1.2.127>
- 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)

- Chiang, T. C. (1988). The Forward Rate as a Predictor of the Future Spot Rate – A Stochastic Coefficient Approach. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 20(2), 212–232, <https://doi.org/10.2307/1992112>
- Cumby, R. E., Obstfeld, M. (1984). International Interest Rate and Price Level Linkages Under Flexible Exchange Rates: a Review of Recent Evidence, in Bilson, J. F. O., Marston, R. C., eds., *Exchange Rate Theory and Practice*. Chicago: University of Chicago.
- Engel, C. (1984). Testing for the Absence Of Expected Real Profits for Forward Market Speculation. *Journal of International Economics*, 17(3–4), 299–308, [https://doi.org/10.1016/0022-1996\(84\)90025-4](https://doi.org/10.1016/0022-1996(84)90025-4)
- Engel, C. (1996). The Forward Discount Anomaly and the Risk Premium: A Survey of Recent Evidence. *Journal of Empirical Finance*, 3(2), 123–192, [https://doi.org/10.1016/0927-5398\(95\)00016-x](https://doi.org/10.1016/0927-5398(95)00016-x)
- Engle, R. F., Hendry, D. F., Richard, J. F. (1983). Exogeneity. *Econometrica*, 51(2), 277–304, <https://doi.org/10.2307/1911990>
- Fama, E. F. (1984). Forward and Spot Exchange Rates. *Journal of Monetary Economics*, 14(3), 319–338, [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(84\)90046-1](https://doi.org/10.1016/0304-3932(84)90046-1)
- Frankel, J. A. (1982). In Search of the Exchange Risk Premium: A Six-currency Test Assuming Mean-variance Optimization. *Journal of International Money and Finance*, 1(1), 255–274, [https://doi.org/10.1016/0261-5606\(82\)90019-5](https://doi.org/10.1016/0261-5606(82)90019-5)
- Frankel, J., Poonawala, J. (2010). The Forward Market in Emerging Currencies: Less Biased Than in Major Currencies. *Journal of International Money and Finance*, 29(3), 585–598, <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2009.11.004>
- Hlušek, M. (1998). Termínové korunové obchody - empirická studie. *Finance a úvěr*, 48(8), 513–522.
- Keynes, J. M. (1923). *A Tract on Monetary Reform*. London: MacMillan.
- Kukal, J., Van Tran, Q. (2014). Neparametrický heuristický přístup k odhadu modelu GARCH-M a jeho výhody. *Politická ekonomie*, 62(1), 100–116, <https://doi.org/10.18267/j.polek.939>
- Levich, R. M. (1979). Are Forward Exchange Rate Unbiased Predictors of Future Spot Rate. *Columbia Journal of World Business*, 14, 49–61.
- Levich, R. M. (1978). Tests of Forecasting Models and Market Efficiency in the International Money Market, in Frenkel, J. A., Johnson, H. G., eds., *The Economics of Exchange Rates*. Reading, Massachusetts: Addison – Wesley.
- Longworth, D. (1981). Testing the Efficiency of the Canadian-U.S. Exchange Market Under the Assumption of No Risk Premium. *Journal of Finance*, 36(1), 43–49, <https://doi.org/10.2307/2327462>
- Loring, G., Lucey, B. (2013). An Analysis of Forward Exchange Rate Biasedness across Developed and Developing Country Currencies: Do observed Patterns Persist out of Sample? *Emerging Markets Review*, 17, 14–28, <https://doi.org/10.1016/j.ememar.2013.07.001>
- Mandel, M., Tomšík, V. (2018). *Monetární ekonomie v období krize a konvergence*. Praha: Management Press. ISBN 978-80-7261-545-2.
- Meredith, G., Ma, Y. (2002). *The Forward Premium Puzzle Revisited*. International Monetary Fund. Working Papers No. 28, <https://doi.org/10.5089/9781451844672.001>
- Muth, J. F. (1961). Rational Expectations and the Theory of Price Movements. *Econometrica*, 29(3), 315–335, <https://doi.org/10.2307/1909635>

- Newey, W. K., West, K. D. (1987). A Simple Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. *Econometrica*, 55(3), 703–708, <https://doi.org/10.2307/1913610>
- Pošta, V. (2012). Estimation Of The Time-Varing Risk Premium In The Czech Foreign Exchange Market. *Prague Economic Papers*, 21(1), 3–17, <https://doi.org/10.18267/j.pep.407>
- Ptatscheková, J., Draessler, J. (2013). Empirické ověření teorie forwardového kurzu. *Ekonomie a management*, 16(2), 129–137.
- Sushko, V., Borio, C., McCauley, R., McGuire, P. (2016). The Failure of Covered Interest Parity: FX Hedging Demand and Costly Balance Sheets. *BIS Quarterly Review*, September 2016, 45–64, <https://doi.org/10.2139/ssrn.2910319>
- Vejmělek, J. (2014). Dopad intervence ČNB do finančních trhů. *Politická ekonomie*, 62(6), 808–823, <https://doi.org/10.18267/j.polek.983>