Česká zemědělská univerzita v Praze

Provozně ekonomická fakulta

Katedra ekonomických teorií

Diplomová práce

Determinanty měnového kurzu

Genci Deljana

ČESKÁ ZEMĚDĚLSKÁ UNIVERZITA V PRAZE

Katedra ekonomických teorií

Provozně ekonomická fakulta

ZADÁNÍ DIPLOMOVÉ PRÁCE

Deljana Genci

Provoz a ekonomika

Název práce

Determinanty měnového kurzu

Anglický název

Determinants of the Exchange Rate

Cíle práce

Hlavním cílem této práce je analyzovat vliv různých makroekonomických determinantů na nominální měnový pár CZK/EUR. Dílčími cíli této práce jsou vymezení teoretického zázemí diplomové práce (zejména pak určení klíčových determinantů nominálního měnového kurzu z pohledu dosavadních výstupů ekonomické teorie) a identifikace významnosti jednotlivých vymezených faktorů.

Metodika

Teoretická část diplomové práce je zpracována rešeršní formou na základě prostudování odborné literatury. Tato část bude sloužit k identifikaci jednotlivých determinantů a daných předpokladů v souladu s poznatky mainstreamové ekonomické teorie. V praktické části je naformulován ekonometrický model, jehož výstupy, resp. interpretace daných výstupů umožní určit významnost faktorů ovlivňujících velikost nominálního měnového kurzu CZK/EUR.

Harmonogram zpracování

1. Formulace cílů práce a metodiky: 12/2011 - 01/2012
2. Tvorba teoretické části práce: 02/2012 - 06/2012
3. Tvorba praktické části práce: 07/2012 - 01/2013
4. Formulace závěrů práce: 02/2013
5. Finální obsahová a formální kontrola: 03/2013

Rozsah textové části

60 - 80 stran

Klíčová slova

Apreciace, depreciace, česká koruna, euro, export, import, měnový kurz, obchodní bilance, úrokový diferenciál.

Doporučené zdroje informací

ROSENBERG, Michael R. Exchange rate determination: models and strategies for exchange-rate forecasting. Irwin library of investment and finance : Irwin library of investment and finance, 2003. 267 s.

MACDONALD, Ronald. Exchange rate economics: theories and evidence. London, GB : Routledge, 2007. 450 s. ISBN 9780415148788.

HAIRAULT, Jean-Olivier; SOPRASEUTH, Thepthida. Exchange rate dynamics: a new open economy macroeconomics perspective. London, GB : Routledge, 2004. 297 s. ISBN 0415298776.

SOUKUP, Jindřich a kol.Makroekonomie. 2. aktualiz. vyd. Praha: Management Press, 2010. 518 s. ISBN 978-80-7261-219-2.

BRČÁK, J., SEKERKA B. Makroekonomie. 1. vyd. Plzeň: Vydavatelství a nakladatelství Aleš Čeněk, 2010. s. 292. ISBN 978-80-7380-245-5.

Vedoucí práce

Burian Stanislav, Ing., Ph.D.

Termín odevzdání

březen 2014

ČESKÁ ZEMĚDĚLSKÁ UNIVERZITA V PRAZE Provozně ekonomická fakulta

doc. Ing. Josef Brčák, CSc.
Vedoucí katedry

prof. Ing. Jan Hron, DrSc., dr. h. c.
Děkan fakulty

V Praze dne 1.11.2013

Čestné prohlášení

Prohlašuji, že svou diplomovou práci "Determinanty měnového kurzu" jsem vypracoval samostatně pod vedením vedoucího diplomové práce a s použitím odborné literatury a dalších informačních zdrojů, které jsou citovány v práci a uvedeny v seznamu literatury na konci práce. Jako autor uvedené diplomové práce dále prohlašuji, že jsem v souvislosti s jejím vytvořením neporušil autorská práva třetích osob.

V Praze dne 31.03.2014 ______________________________

Poděkování

Rád bych touto cestou poděkoval Ing. Stanislavovi Burianovi, Ph.D. za odborné vedení práce a za odborné rady psaní v českém jazyce.

Determinanty měnového kurzu

Determinants of the exchange rate

Souhrn

Hlavním cílem diplomové práce je identifikovat a vysvětlit některé z hlavních determinantů, které ovlivňují pohyb reálného měnového kurzu pro měnový pár CZK/EUR. Dílčím cílem je uvést teoretická východiska stanovení měnového kurzu s ohledem na délku časového období. Jsou zde vysvětleny jednotlivé potenciální determinanty měnového kurzu a to, jaký mají přesně vztah k determinaci měnového kurzu. V praktické časti hlavním cílem je vytvoření ekonometrického modelu, který se bude opírat o teoretická východiska ekonomických modelů zachycených v teoretické části práce. Ekonometrický model používá běžnou metodu nejmenších čtverců. Je to metoda určená pro odhad neznámých parametrů v lineárním regresním modelu. Model bude sloužit k vysvětlování změn reálného měnového kurzu pomocí vysvětlujících proměnných, které do modelu vstupují jako externí nezávisle proměnné.

Summary

The main objective of this diploma thesis is to identify and explain some of the main determinants that influence the movement of the real exchange rate CZK/EUR. In order to reach this goal, it is important to set up the theoretical framework which will be serving as a tool for detecting the potential determinants of the real exchange rate. In the theoretic part are represented different models of exchange rate determination. In the practical part, the main objective is to create an econometric model, which will be based on the theoretical framework, discussed earlier. The linear regression model uses the method of ordinary least squares OLS, which serves for estimating the unknown parameters of the regressors. The model will serve to explain changes in the real exchange rate by means of the explanatory variables that enter into the model as external independent variables.

Klíčová slova: apreciace, depreciace, česká koruna, euro, export, import, měnový kurz, obchodní bilance, úrokový diferenciál

Keywords: appreciation, depreciation, czech koruna, euro, export, import, exchange rate, trade balance, interest rate differential

Obsah

1 Úvod

Měnový kurz je jedním z nejdůležitějších makro ekonomických faktorů v dané zemi, protože vyjadřuje relativní úroveň ekonomického zdraví. Měnové kurzy hrají důležitou roli v mezinárodní obchodní úrovni. Z tohoto důvodu patří měnové kurzy mezi nejsledovanější ekonomické faktory, které jsou předmětem analýz centrálních bank, neboť mají významný vliv na vnější makroekonomickou rovnováhu.

Dále lze zmínit přímý vliv měnového kurzu na mezinárodní směnu statků a služeb, ale i na přesuny kapitálu mezi jednotlivými státy. Měnové kurzy mají vliv i v mikroekonomickém měřítku, např. vliv na reálný výnos investora portfolia. Na mikroekonomické úrovni má měnový kurz rovněž přímý dopad na firmy, které jsou vázané na vývozy nebo dovozy ze zahraničí anebo v případě, že mají cizí investovaný kapitál. Tím pádem jejich úspěch bude ovlivněn pohybem hladiny nominálního měnového kurzu.

Cena jedné měny vyjádřena v jednotkách měny druhé vyjadřuje, o kolik je silná tato měna oproti druhé. V mezinárodním měřítku je to rozhodující faktor pro určení obchodních vztahů mezi zeměmi. Síla české koruny ovlivňuje např. obchodní bilanci, kapitálové toky, míru růstu HDP, zisky, ceny akcií, míru inflace, úrokové sazby a dokonce i relativní velikost ekonomik.

2 Cíl práce a metodika

Hlavním cílem diplomové práce je identifikovat a vysvětlit některé z hlavních determinantů, které ovlivňují pohyb reálného měnového kurzu pro měnový pár CZK/EUR.

Dílčím cílem je uvést teoretická východiska stanovení měnového kurzu s ohledem na délku časového období. Jsou zde vysvětleny jednotlivé potenciální determinanty měnového kurzu a to, jaký mají přesně vztah k determinaci měnového kurzu.

Dalším dílčím cílem je vytvoření ekonometrického modelu, který se bude opírat o teoretická východiska ekonomických modelů zachycených v teoretické části práce.

Ekonometrický model používá běžnou metodu nejmenších čtverců OLS (Ordinary least squares). Je to metoda určená pro odhad neznámých parametrů v lineárním regresním modelu. Model bude sloužit k vysvětlování změn reálného měnového kurzu pomocí vysvětlujících proměnných, které do modelu vstupují jako externí nezávisle proměnné. Tato metoda minimalizuje součet čtverců svislé vzdálenosti mezi pozorovanými reakcemi datového souboru a předpokládanými reakcemi lineární aproximace.

Další fáze spočívá ve srovnávání výsledků ekonometrického modelu s předpoklady ekonomického modelu. Zde se posuzuje směr a intenzita odhadnutých parametrů modelu se skutečnými ekonomickými předpoklady.

Jako analytický nástroj k posuzování vztahů mezi reálným měnovým kurzem a jeho makroekonomickými determinanty, slouží lineární regresní model. Tento model je založen na některých statistických ukazatelích, jako jsou kovarianční koeficient a korelační koeficient, které slouží k číselnému vyjádření lineárního vztahu mezi dvěma proměnnými sledovanými v čase „t“.

Kovarianční koeficient a korelační koeficient

Teorie byla vytvořena na základě Chatterjee, a další (2006).

Pro měření směru a intenzity vztahu mezi proměnnými je třeba vypočítat kovarianční koeficient a korelační koeficient.

Kovarianční koeficient mezi proměnnou „Y" a „X", Cov (Y, X) se vypočítá pomocí následujícího vzorce:

$$cov(Y,X) = \frac{\sum_{i=1}^{n}[(Y_i - \bar{Y})(X_i - \bar{X})]}{n-1}$$

Kde $(Y_i - \bar{Y})$ – je odchýlení i-tého pozorování proměnné „Y" z jeho střední hodnoty „$\bar{Y}$"; $(X_i - \bar{X})$ je odchýlení i-tého pozorování proměnné „X" z jeho střední hodnoty „$\bar{X}$".

Jednotky tohoto koeficientu souvisí s jednotkami proměnných, pro které se změří kovarianční vztah. Pozitivní nebo negativní hodnota tohoto koeficientu vyjadřuje pozitivní nebo negativní vztah mezi proměnnou X a Y. Z důvodu, že koeficient je vyjádřen v jednotkách proměnných, změna jednotek jedné proměnné působí změnu kovariančního koeficientu. K odstranění této nevýhody kovariance je třeba standardizovat (normovat) data. K standardizování dat nejprve se odečítá průměr z jednotlivých pozorování, poté se vydělí směrodatnou odchylkou. To znamená vypočítat následující vzorec:

$$z_i = \frac{Y_i - \mu_y}{\sigma_Y}$$

Z-hodnota „z_i" je bezrozměrné znaménkové číslo, které vyjadřuje, o kolik krát je určité pozorování nad nebo pod střední hodnotou. Pozitivní z-hodnota znamená, že pozorovaná hodnota je o „z" krát vyšší, než střední hodnota a negativní z-hodnota, znamená opak toho. Tabulka z - hodnot se používá pro výpočet plochy pod křivkou normálního rozdělení. To je důležité, protože oblast pod křivkou představuje pravděpodobnost, že se hodnota nachází v daném intervalu křivky.

Pro výpočet směrodatné odchylky je třeba použít výběrovou směrodatnou odchylku, která je odmocninou výběrového rozptylu. Výběrová směrodatná odchylka se používá z důvodu, že náhodné veličiny pocházejí z výběrového souboru a také z důvodu odstranění zkreslení odhadu. Její vypočet se provádí pomocí následujícího vzorce:

$$\sigma_Y = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n}\left(Y_i - \mu_y\right)^2}{n-1}} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n}\left(Y_i - \mu_y\right)\left(Y_i - \mu_y\right)}{n-1}} = cov(Y,Y) = \sqrt{var(Y)}$$

Směrodatná odchylka udává v měrných jednotkách, kolik se v průměru liší jednotlivé hodnoty ze střední hodnoty.

Standardizaci (normování) lze taktéž provést i pro proměnu X, potom se kovariance mezi normovanými proměnami nazývá korelace a vyjadřuje se pomocí korelačního koeficientu.

$$corr(Y,X) = \frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n}\left(\frac{Y_i - \mu_Y}{\sigma_Y}\right)\left(\frac{X_i - \mu_X}{\sigma_X}\right) = \frac{cov(Y,X)}{\sigma_Y \sigma_X}$$

Korelační koeficient je bezrozměrná veličina, její hodnoty se nacházejí v intervalu <-1 ; 1>. Pomocí korelačního koeficientu je možné posoudit směr a intenzitu lineárního vztahu mezi proměnnou „Y“ a proměnnou „X“. V případě, že koeficient je nulový, to neznamená, že neexistuje vztah mezi X a Y, ale jenom že tento vztah není lineární. Korelační koeficient je velmi citlivý na odlehlé hodnoty v časových řadách, proto je potřeba analyzovat časové řady pomocí krabicových grafů a následně řešit případy, kde se vyskytují odlehlé hodnoty.

Lineární regresní model

Lineární regresní model je ekonometrický model, který zkoumá a vyhodnocuje vztah mezi vysvětlenou (závislou) proměnnou a jejími vysvětlujícími (nezávislými) proměnnými. Tento model předpokládá, že tyto vztahy jsou lineární.

V lineární regresi se předpokládá, že závislá proměnná „Y“ je náhodná (stochastická), a tím ji přiřadíme určitou funkci rozdělení pravděpodobnosti. Na druhou stranu vysvětlující proměnná „X“ je předpokládaná jako daná a obsahující nestochastické hodnoty.

Regresní analýza se liší od korelační analýzy v tom, že u korelační analýzy je vliv dvousměrný. Pro korelační koeficient platí následující pravidlo (Sheppard, 2013):

$$corr(Y,X) = corr(X,Y)$$

To znamená, že korelační koeficient vyjadřuje lineární shodu mezi dvěma proměnnými. V případě regresní analýzy se sleduje reakce endogenní proměnné, při změně exogenních proměnných. Vliv exogenních proměnných na endogenní proměnu je tady jednosměrný.

Obecně jednorovnicový lineární model se zapisuje takto:

$$Y_t = \alpha + \beta_1 X_{1t} + \ldots + \beta_k X_{kt} + u_t$$

Kde, Y_t – endogenní proměnná, X_{kt} – p-tá exogenní proměnná, β_k – koeficient k-té exogenní proměnný, u_t – náhodná složka.

Funkcí náhodné složky je zachytit nevysvětlenou část endogenní variability. To je z důvodu, že variabilitu endogenní proměnné lze pouze částečně vysvětlit exogenními proměnami. Mezi další důvody zahrnování náhodné složky patří: (Jennings, 2014)

- Případ, když jsou chybně vynechané důležité determinanty, které vysvětlují Y_t.
- Část proměnné Y_t není možné namodelovat a vysvětlit.
- Náhodné vnější vlivy na proměnu Y_t, které nelze vysvětlit pomocí vybraných regresorů.

Běžná metoda nejmenších čtverců

Výběr odhadovaných koeficientů musí být takový, aby regresní přímka měla nejmenší vzdálenost od skutečných hodnot. Z toho předpokladu vychází běžná metoda nejmenších čtverců (BMNČ), kde platí následující pravidlo:

$$min\left(\sum_{i=1}^{n}\left(Y - \hat{Y}\right)^2\right) = min\left(\sum_{i=1}^{n} {u_t}^2\right) \quad (1)$$

Kde Y – je skutečná hodnota; $\hat{Y}$ – teoretická hodnota

Běžná metoda nejmenších čtverců minimalizuje rozdíl mezi odhadnutou částí regresí a tou částí, která je z hlediska regresí neznámá anebo náhodná. Pomocí metody BMNČ lze získat estimátory (koeficienty) modelu, které vyjadřují reakce endogenní proměnné pří jednotkové změně exogenních proměnných. V případě, že v modelu nastupuje jenom jedna vysvětlující proměnná, se vychází z minimalizačního předpokladu, který je dán následujícím vztahem:

$$min(RSS) = min\left(\sum_{t=1}^{n}\left(y_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta}x_t\right)^2\right)$$

Cílem je minimalizace součtu čtverců chyb (RSS). Pro obdržení minimální hodnoty výše uvedené funkce (RSS) se musí spočítat její parciální derivace podle „$\hat{\alpha}$“ a „$\hat{\beta}$“. (Federico, 2014)

$$\frac{\partial SSE}{\partial \hat{\alpha}} = \frac{\partial}{\partial \hat{\alpha}}\left[\sum_{t=1}^{n}\left(y_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta}x_t\right)^2\right]$$

$$\frac{\partial SSE}{\partial \hat{\beta}} = \frac{\partial}{\partial \hat{\beta}}\left[\sum_{t=1}^{n}\left(y_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta}x_t\right)^2\right]$$

Po odvození, které je provedeno v příloze číslo 8.1, lze dostat následující estimátory pro konstantu $\hat{\alpha}$ a pro parametr $\hat{\beta}$:

$$\hat{\alpha} = \frac{\sum_{t=1}^{n} y_t}{n} - \hat{\beta}\frac{\sum_{t=1}^{n} x_t}{n}$$

$$\hat{\beta} = \frac{\sum_{t=1}^{n} x_t y_t - \frac{\sum_{t=1}^{n} y_t \sum_{t=1}^{n} x_t}{n}}{\sum_{t=1}^{n} {x_t}^2 - \frac{(\sum_{t=1}^{n} x_t)^2}{n}}$$

V případě multivariátního modelu (více vysvětlujících proměnných) s „n“ pozorování a „k“ exogenní proměnné, se používá maticový estimátor, který má následující podobu:

Rovnice 1 - OLS Estimátor : $\hat{\boldsymbol{\beta}} = (\boldsymbol{X}^T\boldsymbol{X})^{-1}\boldsymbol{X}^T\boldsymbol{Y}$

Kde, $\boldsymbol{Y}$ – vektor endogenní proměnný Y_t, jeho rozměry jsou (n × 1); $\boldsymbol{X}$ –matice, která obsahuje data exogenních proměnných, její rozměry jsou (n × k); $\hat{\boldsymbol{\beta}}$ – vektor, který obsahuje parametry jednotlivých exogenních proměnných, jeho rozměry jsou (k × 1); $\boldsymbol{X}^T$ – je transponovaná matice $\boldsymbol{X}$, její rozměry jsou (k × n); $(\boldsymbol{X}^T\boldsymbol{X})^{-1}$ – inverzní matice matici $\boldsymbol{X}^T\boldsymbol{X}$, její rozměry jsou (k × k).

Jestliže vyjadřujeme regresní rovnice v maticové podobě, dostaneme:

$$\hat{\boldsymbol{Y}} = \boldsymbol{X}\hat{\boldsymbol{\beta}} = \boldsymbol{X}(\boldsymbol{X}^T\boldsymbol{X})^{-1}\boldsymbol{X}^T\boldsymbol{Y} = \boldsymbol{H}\boldsymbol{Y}$$

Kde matice H (n×n) se nazývá „hat matrix“ z důvodu, že jejím násobením vektorem Y, lze získat teoretické hodnoty endogenní proměnné $\hat{Y}$. Matice „hat“ je symetrická a idempotentní. (Němec, 2010) Odvození těchto vlastností je provedeno v příloze číslo 8.3.

$$\boldsymbol{H}^{\boldsymbol{T}} = \boldsymbol{H} \qquad symetricita$$

$$\boldsymbol{H}^{\boldsymbol{2}} = \boldsymbol{H}\boldsymbol{H} = \boldsymbol{H} \qquad idempotence$$

Přímka vygenerovaná pomocí lineárního vztahu udává minimální součet čtverců svislých vzdáleností.

Odhadované parametry $\widehat{\beta_k}$ pomocí estimátoru BMNČ vyjadřují v příslušných jednotkách změnu endogenní proměnné za jednotkovou změnu k-té exogenní (vysvětlující) proměnné. Konstanta $\hat{\alpha}$ – vyjadřuje změnu endogenní proměnné za předpokladu, že každá exogenní proměnná nabývá hodnotu nula.

OLS estimátor musí být konzistentní a nestranný (unbiased). (Christou, 2012) Nestrannost znamená, že v průměru odhad koeficientu bude rovný skutečné hodnotě toho parametru.

$$E[\widehat{\beta_k}] = \beta_k$$

Předpoklady lineárního regresního modelu

Teorie předpokladů LRM vychází primárně z publikace Sheppard (2013).

Kromě předpokladu lineárního tvaru modelu se další předpoklady týkají náhodné složky. Tyto předpoklady jsou známy jako předpoklady Gauss-Markova. (Rosenfeld, 2013)

Předpoklad 1: $E[u_{\boldsymbol{t}}|X_{\boldsymbol{1}} \dots X_{\boldsymbol{k}}] = 0$

První předpoklad náhodné složky říká, že její podmíněná střední hodnota za daný $X_1 \dots X_k$, musí se rovnat nule. Tento předpoklad implikuje další předpoklady:

- $E[u_t] = 0$ – nulová střední hodnota náhodné složky
- $cov(X_1 \dots X_k, u_t) = 0$ – neexistuje žádný vztah mezi exogenními proměnnými a náhodnou složkou. Kde „k" je počet exogenních proměnných.

Předpoklad 2: Homoskedasticita

Homoskedasticita znamená konstantní rozptyl náhodné složky v čase. Podle definice náhodná složka musí být i.i.d – nezávisle identicky rozdělena (independently identically distributed). Tento předpoklad doplňuje výše zmíněnou podmínku náhodné složky. Zápis předpokladu homoskedasticity podle operátorů očekávané hodnoty je následující:

$$var[u_t] = E[(u_t - E[u_t])^2] = E[{u_t}^2 - 2u_t E[u_t] + E[u_t]^2] = E[{u_t}^2] = \sigma^2$$

Rozsáhlejší verze toho předpokladu říká, že podmíněný rozptyl náhodné složky za dany $X_1 \dots X_k$, je nulový:

$$var[u_t | X_1 \dots X_k] = 0$$

Předpoklad 3: Žádná autokorelace reziduí

Autokorelovaná rezidua vyjadřují, že existuje další nezachycený vztah endogenní proměnné. To znamená, že lineární regresní model je neadekvátní k vysvětlení úplného rozptylu endogenní proměnné. Zápis toho předpokladu je:

$$cov(u_t, u_{t-j}) = 0 \quad pro\ t \neq j$$

Porušování podmínky nezávislosti reziduí je velmi závažné z hlediska regresních modelů. Sériová korelace znamená, že existuje prostor pro zlepšení modelu. Extrémní sériová korelace je často příznakem špatně specifikovaných modelů. (Christou, 2012)

Předpoklad 4: žádná multikolinearita

Multikolinearita nastane v případě, když dva nebo více regresorů jsou korelovány mezi sebou. V přítomnosti multikolinearity mohou být hladiny standardních chyb odhadovaných koeficientů zvýšené. Dalším následkem multikolinearity je nestabilita odhadů regresních koeficientů, kde se může stát, že malé změny exogenních proměnných mohou způsobit velké odchylky příslušných koeficientů.

Předpoklad 5: Normalita reziduí

Rezidua musejí pocházet z normálního rozdělení, s nulovou střední **hodnotou** a konstantním rozptylem σ^2.

$$u_t \sim N(0, \sigma^2)$$

Někdy je rozdělení chyb sešikmené z důvodu přítomnosti několika vzdálených odlehlých hodnot. Vzhledem k tomu, že odhad parametrů je založen na minimalizaci kvadratických chyb, může několik extrémních pozorování způsobit nepřiměřený vliv na tyto odhady. Výpočet intervalů spolehlivosti a různé testy významnosti koeficientů jsou založeny na předpokladu normálně rozdělených chyb. Je-li rozdělení náhodné složky výrazně nenormální, intervaly spolehlivosti mohou být příliš široké nebo příliš úzké. K odstranění problému potřebujeme identifikovat příčinu nenormality reziduí. (NAU, 2005)

Maticová podoba předpokladů Gauss-Markova

Výklad této části vychází z publikace Rosenfield (2013).

Varianční a kovarianční matice slouží jako shrnutí předpokladů náhodné složky a k lepšímu pochopení vlastností lineárního regresního modelu. Násobením vektoru reziduí s jeho transpozicí $u * u^T$, lze dostat matici o rozměru (n×n). Suma jednotlivých prvků diagonály je číslo, které vyjadřuje sumu čtverců reziduí (RSS – residual sum of squares), která se rovná čtvercům rozdílů mezi skutečnou hodnotou Y_t a její teoretickou hodnotou $\hat{Y}_t$.

$$\hat{\boldsymbol{u}} * \hat{\boldsymbol{u}}^T = \begin{bmatrix} \hat{u}_1 \\ \vdots \\ \hat{u}_n \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{u}_1 & \dots & \hat{u}_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \hat{u}_1\hat{u}_1 & \dots & \hat{u}_1\hat{u}_n \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \hat{u}_n\hat{u}_1 & \dots & \hat{u}_n\hat{u}_n \end{bmatrix}$$

Podmíněná očekávaná hodnota matice $E[\hat{\boldsymbol{u}}\hat{\boldsymbol{u}}^T|\boldsymbol{X}]$ je rovna:

$$E[\hat{\boldsymbol{u}}\hat{\boldsymbol{u}}^T|\boldsymbol{X}] = E\begin{bmatrix} \hat{u}_1\hat{u}_1|\boldsymbol{X} & \dots & \hat{u}_1\hat{u}_n|\boldsymbol{X} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \hat{u}_n\hat{u}_1|\boldsymbol{X} & \dots & \hat{u}_n\hat{u}_n|\boldsymbol{X} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} E[\hat{u}_1\hat{u}_1|\boldsymbol{X}] & \dots & E[\hat{u}_1\hat{u}_n|\boldsymbol{X}] \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ E[\hat{u}_n\hat{u}_1|\boldsymbol{X}] & \dots & E[\hat{u}_n\hat{u}_n|\boldsymbol{X}] \end{bmatrix}$$

$$= \begin{bmatrix} var[\hat{u}_1|\boldsymbol{X}] & \dots & cov[\hat{u}_1\hat{u}_n|\boldsymbol{X}] \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ cov[\hat{u}_n\hat{u}_1|\boldsymbol{X}] & \dots & var[\hat{u}_n|\boldsymbol{X}] \end{bmatrix}$$

Z předpokladu neautokorelovaných reziduí, kde platí: $cov\left[\hat{u}_j\hat{u}_m|\boldsymbol{X}\right] = 0$ a konstantního rozptylu v čase $var[\hat{u}_n|\boldsymbol{X}] = \sigma^2$, varianční a kovarianční matice náhodné složky vypadá takto:

$$E[\hat{\boldsymbol{u}}\hat{\boldsymbol{u}}^T|\boldsymbol{X}] = \begin{bmatrix} \sigma^2 & \dots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & \sigma^2 \end{bmatrix} = \sigma^2 \begin{bmatrix} 1 & \dots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & 1 \end{bmatrix} = \sigma^2 \boldsymbol{I_n}$$

Tato rovnice vyjadřuje předpoklady Gauss-Markova o reziduích. Matice $\sigma^2\boldsymbol{I_n}$ se nazývá varianční a kovarianční matice náhodné složky. Hlavní myšlenkou je, že rezidua musejí být vygenerována náhodně a nesmějí mít žádný vztah mezi sebou a s exogenními proměnnými.

V případě, že nelze jednoznačně tvrdit normalitu reziduí, potom varianční a kovarianční matice náhodné složky bude vypadat takto: (Christou, 2012)

$$cov(\boldsymbol{u}) = \sigma^2(\boldsymbol{I_n} - \boldsymbol{H}) = \begin{bmatrix} \sigma^2(1-h_{11}) & \dots & -h_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ -h_{n1} & \dots & \sigma^2(1-h_{nn}) \end{bmatrix}$$

Kde h_{nn} – n-ty člen diagonály matici „hat“ (hat matrix); $\boldsymbol{I_n}$ – jednotková matice rozměru (n×n);

Dále rozptyl náhodné složky bude roven: $var(u_i) = \sigma^2(1-h_{ii})$. Nestranny odhad σ^2 dostaneme pomocí následujícího vzorce:

$$\sigma^2 = \frac{\hat{u}^T\hat{u}}{n-k}$$

Hodnota skaláru vycházející z násobení následujících vektorů: $\hat{u}^T\hat{u}$, opět dává sumu čtverců reziduí (RSS), která je rozdělena podle stupňů volnosti systému. „*Výsledkem toho je nestranný odhad rozptylu reziduí. Odhad směrodatné odchylky se nazývá směrodatná chyba (s.e.) odhadu.*“ (Chatterjee a kol., 2006, s. 33). 7

Pro případ regrese s konstantou se bude stupeň volnosti rovnat: df = n-k-1. (Dallal, 2003)

Analýza stacionarity časových řad

Stacionarita je důležitou podmínkou, na které jsou založeny výše zmíněné předpoklady lineárního regresního modelu. Časová řada je slabě stacionární v případě, když její rozptyl je konečný, její střední hodnota je konstantní a její autokovarianční funkce je závislá pouze na jejím zpoždění „s". Pro dané podmínky platí, že časová řada Y_t je kovarianční stacionární. (Sheppard, 2013)

$$E[Y_t] = \mu \qquad pro\ t = 1,2\ ...$$

$$var[Y_t] = \sigma^2 < \infty \qquad pro\ t = 1,2\ ...$$

$$cov[Y_t, Y_{t-s}] = E[(Y_t - E[Y_t])(Y_{t-s} - E[Y_{t-s}])] < \infty \qquad pro\ t = 1, 2\ ...; s = 1, 2\ ...\ t - 1$$

Stacionarita je spojena s myšlenkou náhodných procesů. Stacionarita znamená, že statistické vlastnosti časové řady se nezmění v průběhu času. (Nason, 2010)

Dále je uveden model náhodné procházky:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t$$

Odečtením Y_{t-1} z obou stran modelu náhodné procházky lze dostat hlavní regresní model Dickey-Fullerova testu nestacionarity (jednotkového kořene):

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + u_t$$

Na výše uvedenou rovnici je možné přidat konstantu a časový trend. Volba konstanty nastane v případě, že hodnoty mají tendenci vrátit se k nenulové střední hodnotě. Volba časového trendu nastane v případě, že dlouhodobý vývoj časové řady vykazuje určitý trend. Časový trend však slouží pro modelování jen deterministického trendu. V případě stochastického trendu použijeme diferencování časové řady.

Pokud časová řada obsahuje odlehlé či extrémní hodnoty, lze v DF regresi zahrnout dummy proměnu, která bude nabývat hodnoty jedna v případě odlehlé hodnoty. (Sjö, 2008, s. 4)

Jestliže časová řada je integrovaná nebo stacionární, její kolísání má tendenci se vrátit ke střední hodnotě anebo k deterministickému trendovému průměru. Hodnoty ležící pod střední hodnotou budou mít tendenci se zvyšovat a následkem toho bude diference pozitivní. Naopak, hodnoty ležící nad průměrem, budou mít tendenci se snížit, diference ΔY_t bude negativní. Pro obě situace platí, že předchozí hodnota bude negativně korelovaná s nesledující hodnotou a následně koeficient ρ musí byt negativní nebo menší, než jedna. Podmínkou stacionarity časové řady je: $\gamma = \rho - 1 < 1$.

DF-test testuje nulovou hypotézu oproti její alternativě:

$H_0: \rho - 1 = 0$ časová řada je nestacionární, obsahuje jednotkový kořen

$H_A: \rho - 1 < 0$ časová řada je stacionární, neobsahuje jednotkový kořen

Nulová hypotéza se testuje pomocí testovací statistiky DF_τ, která je dána vztahem:

$$DF_\tau = \frac{\hat{\gamma}}{S.E.(\hat{\gamma})}$$

Jestliže testová statistika DF_τ je menší, než kritická hodnota Dickey-Fullerova rozdělení, pro „n” počet pozorování a hladinu významnosti α, lze zamítat nulovou hypotézu o nestacionaritě a následně konstatovat, že časová řada je stacionární.

Problém nastane v případě, že existuje autokorelace reziduí. V tomto případě spolehlivost testovací statistiky klesá. Autokorelace reziduí DF regresního modelu způsobuje zkreslení této testovací statistiky, proto, před ověřením nulové hypotézy pomocí testovací statistiky DF_τ, je nutné provést testování autokorelace reziduí. V případě, že časová řada není původně stacionární, lze použít její první diferenci. V tomto případě se testuje, jestliže je časová řada integrována řadou jedna. Pokud stupeň diferencování se označuje písmenem „d“, DF - test potom bude vypadat takto:

$$\Delta^{d+1} Y_t = \gamma \Delta^d Y_{t-1} + u_t$$

V případě, že test autokorelace vykazuje vztah mezi rezidui, se používá rozšířený Dickey-Fullerův test jednotkového kořene (ADF test), který je založen na následující regresi:

$$\Delta^{d+1}Y_t = \gamma\Delta^{d}Y_{t-1} + \Delta^{d+1}Y_{t-1} + \cdots + \Delta^{d+1}Y_{t-p} + u_t$$

Tento model odstraňuje problém autokorelace mezi rezidui vyššího řádu, než jedna. Zpoždění „p“ lze zvolit na základě testu autokorelace reziduí z normálního DF modelu. Také v tomto případě je nutné, aby rezidua nebyla autokorelována. Jako nástroj vyšetření autokorelace reziduí slouží korelogram, který obsahuje autokorelační koeficienty vycházející z autokorelační funkce, která je definována následujícím vztahem:

$$\rho_s = \frac{cov(u_t, u_{t-s})}{var(u_t)}$$

Z rovnice vyplývá, že ACF je funkcí délky zpoždění „s“ a následně vyjadřuje vývoj autokorelačních koeficientů vzhledem k délce zpoždění „s“.

Verifikace ekonometrického modelu

Verifikace modelu je založena na:

- shodě směru a intenzitě odhadovaných parametrů
- testování statistické významnosti parametrů
- testování hypotéz o platnosti předpokladů OLS

Shoda směru a intenzity parametrů je velmi důležitá k propojení ekonometrického modelu s vybraným makroekonomickým modelem.

K vysvětlení testu statistické významnosti je třeba nejprve vysvětlit rozptyl odhadovaných parametrů $\hat{\beta}$.

Estimátor parametru $\widehat{\beta_k}$ je dán pomocí operátorů očekávané hodnoty dle vztahu: (**Rovnice 1**). Jeho rozptyl je rovný:

$$var(\widehat{\beta_k}) = E\left[(\widehat{\beta_k} - E[\beta_k])^2\right] \xRightarrow{E[\widehat{\beta_k}]=\beta_k} E\left[(\widehat{\beta_k} - \beta_k)^2\right]$$

Vyšší transformace je provedena na základě předpokladu nestrannosti koeficientu $\widehat{\beta_k}$.

V případě modelu více vysvětlujících proměnných, se pracuje s maticí odhadovaných parametrů $\widehat{\boldsymbol{\beta}}$ a maticí skutečných parametrů $\boldsymbol{\beta}$. Následně je kovariance vyjádřena takto:

$$cov(\widehat{\boldsymbol{\beta}}\widehat{\boldsymbol{\beta}}^T) = E\left[(\widehat{\boldsymbol{\beta}} - \boldsymbol{\beta})(\widehat{\boldsymbol{\beta}} - \boldsymbol{\beta})^T\right]$$

Proměnné, které jsou označeny tučným písmem, jsou definovány jako matice. Po odvození podle Danforth (2009), kterého je možné najít v příloze číslo 8.2, lze dostat:

$$cov(\widehat{\boldsymbol{\beta}}\widehat{\boldsymbol{\beta}}^T) = \sigma^2(\boldsymbol{X}^T\boldsymbol{X})^{-1} = \frac{\widehat{\boldsymbol{u}}^T\widehat{\boldsymbol{u}}}{n-k-1}(\boldsymbol{X}^T\boldsymbol{X})^{-1}$$

Odhad σ^2 je nestranný. Matice $cov(\widehat{\boldsymbol{\beta}}\widehat{\boldsymbol{\beta}}^T)$ reprezentuje varianční a kovarianční matice odhadovaných parametrů. Obsah této matice je následující:

$$cov[\widehat{\boldsymbol{\beta}}\widehat{\boldsymbol{\beta}}^T] = \begin{bmatrix} \sigma^2 var[\hat{\beta}_1] & \dots & \sigma^2 cov[\hat{\beta}_1\hat{\beta}_k] \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma^2 cov[\hat{\beta}_k\hat{\beta}_1] & \dots & \sigma^2 var[\hat{\beta}_k] \end{bmatrix}$$

Diagonála této matice obsahuje nestranné odhady variančních koeficientů jednotlivých parametrů. Odmocnina variančního koeficientu $\sqrt{\sigma^2 var[\hat{\beta}_k]}$, udává směrodatnou chybu parametru $\hat{\beta}_k$:

$$s.e(\hat{\beta}_k) = \sqrt{\sigma^2 var[\hat{\beta}_k]} = \sqrt{MSE\,\frac{var[\hat{\beta}_k]}{n-k-1}}$$

Kde $MSE = \frac{\widehat{\boldsymbol{u}}^T\widehat{\boldsymbol{u}}}{n-k-1}$ - střední kvadratická chyba.

Směrodatná chyba parametru $\hat{\beta}_k$ vyjadřuje přesnost toho daného parametru k vysvětlení variability endogenní proměnné.

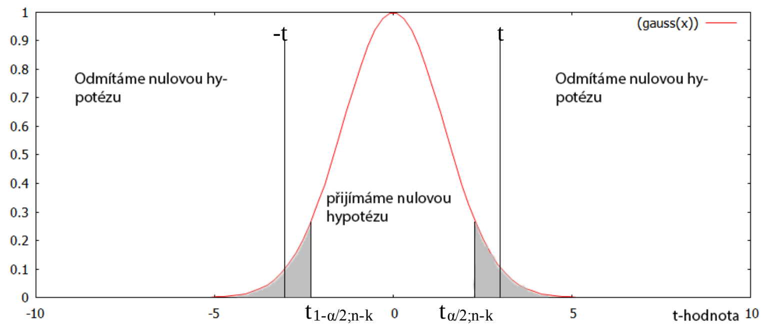
Dále pomocí t-testu lze testovat statistickou významnost parametru $\hat{\beta}_k$. Nulová hypotéza t-testu je H_0: $\hat{\beta}_k = 0$ a jeho alternativní hypotéza je H_A: $\hat{\beta}_k \neq 0$. Testovací statistika pro t-test je následující: (Chatterjee a kol., 2006)

$$t_k = \frac{\hat{\beta}_k}{s.e(\hat{\beta}_k)}$$

Nulovou hypotézu zamítáme na hladinu významnosti α, pokud platí následující podmínka:

$$|t_n| \geq t_{n-k;\alpha/2} \text{ nebo } |t_n| \leq t_{n-k;1-\alpha/2}$$

Kde $t_{n-k;\alpha/2}$ – je kritická hodnota t-testu pro hladinu významnosti α a n-k stupňů volnosti.



Obrázek 1: t-hodnota a testování hypotéz

Alternativním kritériem k zamítnutí nulové hypotézy je p-hodnota, která udává pravděpodobnost, že kritická hodnota $t_{n-k;\alpha/2}$ je větší, než absolutní hodnota t-statistiky. V tom případě zamítáme nulovou hypotézu o nevýznamnosti parametru $\hat{\beta}_n$, pokud:

$$p(|t_n| < t_{n-k;\alpha/2}) < \alpha$$

Potom lze přijmout alternativní hypotézu na hladině významnosti $1 - \alpha$. P-hodnota pomůže k identifikaci platnosti nulové hypotézy a následně k přijímání nebo zamítnutí alternativní hypotézy.

Pro testování autokorelace reziduí lze použít Breusch-Godfreyův test žádné autokorelaci nerozumím výrazu žádné autokorelaci, kde nulová hypotéza je: $H_0 - \textit{žádná autokorelace reziduí}$. (Hristova, 2014)

$$H_0: \rho_1 = \rho_2 = \cdots = \rho_k = 0 \qquad pro\ k \neq 1,2; k > 0$$

Dále testování normality je provedeno pomocí Jarqueův-Berova testu normality. Nulová hypotéza toho testu tvrdí, že výběr pochází z normálního rozdělení. Testovací statistika předpokládá, že funkce distribučního rozdělení výběru má špičatost rovnou nule a šikmost rovnou třem. To je z důvodu porovnání rozdělení našeho výběru s normálním rozdělením. „*Šikmost nám udává, do jaké míry je rozdělení nesymetrické kolem své střední hodnoty a špičatost nám říká, jak tlusté jsou konce tohoto rozdělení a jak je tedy zašpičatělé.*“ (Němec, 2010, s. 120)

Předpoklad homoskedasticity lze testovat pomocí Breusch-Paganova testu heteroskedasticity, s nulovou hypotézou o konstantním rozptylu chyb v čase.

Testování multikolinearity

Párová kolinearita může být stanovena na základě korelační matice nezávislých proměnných. Nicméně, tento způsob neidentifikuje vyšší řad kolinearity. (NIST.GOV, 2002)

Proto jako přesnější kritérium testování multikolinearity lze použít index VIF (variance inflation factors). Index VIF lze definovat dle následujícího vztahu:

$$VIF_k = \frac{1}{1 - R_k^2} = \frac{TSS}{RSS} = 1 + \frac{ESS}{RSS}$$

Kde VIF_k – je index VIF pro k-tou proměnnou, TSS – celkový součet čtverců, RSS – reziduální součet čtverců, ESS – vysvětlený součet čtverců modelu, R_k^2 – je koeficient determinace regresí mezi exogenní proměnnou X_k (tady v roli endogenní proměnné) a ostatními exogenními proměnnými.

$$X_k = \alpha + \psi_1 X_1 + \cdots + \psi_j X_j \qquad pro\, j \neq k;\ k \neq 1$$

Hodnoty VIF_k větší než 10 indikují značný vliv multikolinearity na odhady parametrů lineárního regresního modelu. Logicky, jestliže vysvětlený rozptyl je dominantní, znamená to, že mezi X_k a dalšími exogenními proměnnými existuje kolineární vztah. V případě, že vysvětlený rozptyl je nulový (ESS = 0), index VIF nabývá hodnoty jedna. (Kutner a kol., 2005)

3 Devizový trh

Devizový trh je důležitou součástí trhu, ve kterém se obchoduje s cizími měnami. *„Devizový trh lze definovat jako místo, kde se střetává poptávka po devizách s nabídkou po devizách a následně se vytváří cena deviz nebo tzv. devizový kurz.“* (Revenda a kol., 2008, s. 584)

Kromě devizového trhu existuje i valutový trh, kde se obchoduje s valutami. Valuta vyjadřuje zahraniční měnu v hotovostní podobě, zatímco pojem deviza se vztahuje k zahraniční měně v bezhotovostní formě a to ve formě denominovaných depozitů v příslušné zahraniční měně. (Revenda a kol., 2008)

3.1 Organizace a hlavní subjekty devizového trhu

V dnešních podmínkách má burza minimální vliv na stanovení devizové ceny. Burzovní obchod, který představuje organizovanou formu obchodování, byl postupně vystřídán neorganizovanou formou, která se v anglicky mluvících zemích nazývá „Over the counter“ anebo zkratka OTC. (Investopedia, 2014)

Účastníci devizového trhu mohou být zařazeni do pěti širokých kategorií (Bradstreet & Dun, 2007):

1. Nebankovní subjekty, které chtějí vyměnit měny ke splnění nebo zajištění smluvních závazků (vyplývající z dovozních nebo vývozních kontraktů v cizích měnách). Mnoho mezinárodních firem se zapojilo do forwardových smluv na ochranu domácí měny od zahraničních měnových aktiv a pasiv. Jednotlivci také kupují nebo prodávají cizí měnu podle jejich požadavků.
2. Banky, které přeměňují měny z důvodu splnění požadavků klientů. Dealeři obchodních bank provádějí nákup a prodej deviz na účet své banky. Dealeři mohou na požádání použít dvoucestnou kotaci. Brokeři spojují, v rámci bank, kupující a prodávající devizového trhu. Zde je důležité definovat některé pojmy, které

souvisejí s každodenním obchodováním na měnových burzách. Jedná se o pojmy „bid“ a „ask“. Měnový kurz může nabývat různých hodnot souvisejících s účelem obchodu měny. Jedná-li se o nákup jiné měny, kurz se jmenuje nákupní nebo „bid“. V případě, že se jedná o prodeji, nazývá se to prodejní kurz anebo „ask“. Dealeři mají hlavní roli ve stanovení ceny na devizovém trhu, proto se nazývají jako tvůrci trhu anebo „Market Makers“. (Investopedia, 2014)

3. Spekulanti devizového trhu, kteří kupují nebo prodávají měny v naději na dosažení zisku z pohybů cen. Ve skutečnosti představují spekulativní transakce největší podíl na celkové aktivitě na trhu. Někteří z největších spekulantů devizového trhu jsou: velké komerční a investiční banky, nadnárodní společnosti a investiční fondy.

4. Arbitražéři, kteří se snaží získat finanční prostředky na základě cenových rozdílů. Moderní komunikační systémy zvýšily efektivitu devizového trhu, aby se snížila možnost arbitrážních příležitostí.

5. Dalším účastníkem devizového trhu je vláda, která se prostřednictvím centrální banky pokusí stabilizovat měnový kurz. Toto je velmi důležitá činnost, protože naplňuje důvěru ve fungování devizového trhu. Vlády mohou pravidelně sledovat trhy a zasahovat z politických cílů, z důvodu zlepšeni ekonomiky.

3.2 Typy devizových operaci

Výklad typů devizových operací vychází z publikace Revenda (2008).

Devizové operace se rozdělují na dva hlavní typy: spotové a termínové operace. Termínové operace dále rozdělíme na: forward, swap, opce a futures.

1. Spotová operace – Jedná se o devizovou operaci, při níž je nákup a prodej deviz realizován současným měnovým kurzem, zatímco dodání devizy je realizováno do dvou obchodních dnů po uzavření kontraktu. Nákupy a prodeje deviz spotových operací se provádějí pomocí spotového kurzu, který je kotován v přímém záznamu (počet jednotek domácí měny za jednu jednotku cizí měny). Rozdíl mezi nákupním a prodejním kurzem (bid-ask) se nazývá „spread“. To je v podstatě cenový rozdíl mezi nejvyšší cenou, kterou

je kupující ochoten zaplatit za cizí měnu a nejnižší cenu, za kterou prodávající je ochoten ji prodat. (Investopedia, 2014)

2. Termínové operace – *„Hlavní charakteristikou všech termínových operací je, že zatímco uzavření kontraktu probíhá v přítomné době, plnění kontraktu nastává až v budoucím, předem dohodnutém terminu.“* (Revenda a kol., 2008, s. 589)

Mezi termínové operace patří:

a. Forward – Nejstarší forma termínových operací. Jsou zprostředkovávané prostřednictvím trhu OTC a jejich kontrakty nejsou standardizované z hlediska množství obchodovaných deviz a času. Devizová operace forward je uskutečňována při stanoveném forwardovém kurzu.
b. Devizový swap – Je kombinací dvou neoddělitelných operací, kde je jedna z nich spotová a druhá je termínová. Obě operace se uzavírají v jednom okamžiku se stejným partnerem. Devizové swapy můžou byt spot-forward anebo forward-forward. První případ znamená, že dealer devizu nakupuje (resp. prodává) spotově a současně ji termínově prodává (resp. nakupuje). Ve druhém případě dealer uskutečňuje prodej a nákup deviz termínově a jedna z těchto akcií je kratší než druhá.
c. Měnový futures – V podstatě jde opět o termínový obchod, kde uzavření kontraktu probíhá v současné době, zatímco plnění se uskutečňuje až v budoucnu. Tento typ devizové operace, na rozdíl od forwardových, neprobíhá prostřednictvím trhu OTC, ale prostřednictvím burz.
d. Měnová opce – Smlouva, která uděluje držiteli právo, ale nikoliv povinnost, koupit nebo prodat měnu při stanoveném kurzu během určitého časového období. Za toto právo zaplatí držitel opční prémie vypisovateli opce. Opce mohou být burzovní a bankovní. Bankovní opce umožňují přizpůsobit obsah kontraktu a tím se stanou pro zákazníky oblíbenějšími.

4 Základní teorie měnového kurzu

Definice měnového kurzu můžeme zformulovat jako: „*Devizovým kurzem chápeme cenu měnové jednotky, vyjádřenou v jiné měnové jednotce.*“ (Liška a kol., 2004, s. 566)

Tímto způsobem vznikají měnové páry, které jsou podíly dvou měn a udávají relativní cenu peněžní jednotky vyjádřenou v jiných peněžních jednotkách. Měnové kurzy mají mezinárodní charakter a slouží k uskutečnění směnných relací mezi zeměmi, které používají různé měny.

Měnový kurz lze zapsat ve dvou podobách. Přímá kotace vyjadřuje cenu jedné jednotky zahraniční měny v jednotkách domácí měny (CZK/EUR). Jinak nepřímá kotace vyjadřuje cenu jedné jednotky domácí měny v jednotkách zahraniční měny (např. EUR/CZK). Ve většině zemí se používá nepřímá kotace, s výjimkou Velké Británie, kde se používá nepřímý záznam. (Radová a kol., 2008)

4.1 Nominální a reálný měnový kurz

Rozlišeni mezi nominálním a reálným měnovým kurzem uvádí např. Soukup (2009).

Nominální měnový kurz E je definován jako počet jednotek domácí měny, které můžeme zakoupit za jednotku dané cizí měny. Tato forma měnového kurzu je nejčastěji použitou, protože má přímý vliv na převedení cen mezi různými měnami.

Oproti nominálnímu kurzu je reálný měnový kurz „R“ definován jako poměr zahraniční cenové hladiny, převeden do domácích měnových jednotek přes nominální měnovým kurzem a domácí cenové hladiny.

$$R_{domací/cizí} = \frac{P_f * E_{domaci/cizi}}{P_d}$$

kde domácí cenová hladina se označuje jako P_d a zahraniční cenová hladina jako P_f.

V praxi je důležitější změna reálného kurzu než změna jeho nominální výše. Zvýšení reálného měnového kurzu $R_{domaci/cizí}$ je pojmenováno jako zhodnocování reálného měnového kurzu a jeho pokles jako znehodnocování.

„Na rozdíl od nominálního kurzu je reálný kurz vždy „plovoucí", neboť i v režimu pevného nominálního kurzu E, se může reálný kurz R pohybovat z důvodu změn cenových úrovní.“ (Česká Narodní Banka, 2014)

Devalvace a revalvace měny

Podle fixního systému měnových kurzů, devalvace a revalvace jsou oficiální změny v hodnotě měny dané země vůči ostatním měnám. Devizové intervence jsou však možné i v systému plovoucích měnových kurzů. (Hollander, 2011)

V systému fixního měnového kurzu, politici a/nebo motivované tlaky na trhu mohou přičinit devalvace a revalvace měny. Charta Mezinárodního měnového fondu (MMF) zakazuje manipulace měnového kurzu na úkor získání nespravedlivé konkurenční výhody nad ostatními členy. (Federal Reserve Bank of New York, 2011)

Na konferenci v Bretton Woods v červenci 1944 vznikl systém pevného měnového kurzu. Mezinárodní vůdci se snažili zajistit stabilní poválečné mezinárodní ekonomické prostředí. Spojené státy americké hrály hlavní roli pro stanovení nové dohody, v níž hodnota jiných měn zůstává fixní ve vztahu k dolaru a hodnota dolaru v podmínkách zlata se ustanovila na 35 dolarů za unci. Během 60. let 19. stol. zažily Spojené státy americké období rostoucí inflace. Vzhledem k tomu, že fixní měnový kurz nešlo změnit, aby odrážel posuny v relativních makroekonomických podmínkách mezi Spojené státy americké a další země, systém fixního měnového kurzu se dostal pod tlak. (Novotný, 2008)

V roce 1973 Spojené státy americké oficiálně ukončily svou věrnost ke zlatému standardu. Mnohé další vyspělé země také přešly od systému fixního měnového kurzu na systém plovoucího kurzu. Od roku 1973 mají kurzy pro většinu průmyslových zemí plovoucí charakter a jsou řízeny v závislosti na nabídce a poptávce po různých měnách na mezinárodních trzích. Některé země a některé skupiny zemí však stále využívají fixní měnové kurzy k dosažení hospodářských cílů, jako je cenová stabilita.

Ve fixním systému může oficiální hodnotu měny změnit jenom rozhodnutí vlády dané země nebo i měnových orgánů, jako např. České národní banky. Vlády občas přijmou taková opatření v reakci na neobvyklé tržní tlaky. Devalvace je úmyslná úprava oficiálního měnového kurzu směrem dolů, která snižuje hodnotu měny, naopak revalvace je úmyslná úprava směrem nahoru a zvyšuje hodnotu měny.

Zde se pokládá otázka, za jakých okolností by mohla země devalvovat?

Když vláda devalvuje svou měnu, je to často proto, že vzájemné působení tržních sil a politických rozhodnutí učinilo fixní měnový kurz neudržitelným. V zájmu udržení fixního kurzu, musí mít země dostatečné devizové rezervy, a být ochotna je utratit a následně koupit všechny nabídky ve své měně ve stanoveném kurzu. Když země není schopna nebo ochotna tak učinit, pak musí devalvovat svou měnu na úroveň, pro kterou je schopna a ochotna podpořit nákup cizí měny svými devizovými rezervami. (Currency Solutions, 2014)

Existují i jiné politické otázky, které by mohly vést zemi k tomu, aby změnila hladinu fixního měnového kurzu. Například se vláda může pokusit použít devalvaci ke zvýšení celkové poptávky v ekonomice, ve snaze bojovat proti nezaměstnanosti. Revalvace, která dělá měnu dražší, může být provedena ve snaze snížit přebytek běžného účtu, kde vývozy převyšují dovozy, nebo k pokusu zmírnit inflační tlaky. (Hafeez, 2013)

Účinky devalvace

Významné nebezpečí nastane ve vztahu devalvace k inflaci. Zvýšením cen dovozu a stimulováním větší poptávky po domácích produktech, může devalvace působit k zvýšení inflace. Pokud se tak stane, bude vláda muset zvýšit úrokové sazby, aby měla inflační růst pod kontrolou, ale za cenu pomalejšího hospodářského růstu. Klíčovým vlivem devalvace je to, že domácí měna se stává levnější ve srovnání s jinými měnami. Existují dva důsledky devalvace měny. Za prvé, devalvace je v zemi vývozu relativně méně nákladná pro cizince. Za druhé, devalvace činí zahraniční výrobky relativně dražší pro domácí spotřebitele. V dané zemi to vede ke zvýšení vývozu a poklesu dovozu, a tedy může přispět ke snížení schodku běžného účtu. (Barron, 2012)

Další riziko devalvace je psychologické. K tomu, že je devalvace považována za znamení ekonomické slabosti, může bonita národa být v ohrožení. Tímto, devalvace může snížit důvěru investorů v ekonomiku země a zranit schopnost země zabezpečit zahraniční investice. (Federal Reserve Bank of New York, 2011)

4.2 Determinace měnového kurzu

V dlouhodobém horizontu by se hodnota měnového kurzu posunula směrem k jeho skutečné dlouhodobé rovnovážné hodnotě. Neexistuje obecná shoda mezi ekonomy o tom, jaká kurzová úroveň představuje skutečnou dlouhodobou rovnovážnou úroveň měnového kurzu.

4.2.1 Model náhodné procházky

Výklad modelu náhodné procházky vychází primárně z publikace Moosa (2000).

Jedním z důvodů, proč ekonomové nemohli objevit v krátkém období významný vztah mezi změnami v makroekonomických veličinách a změnami měnových kurzů je, že měnové kurzy často vykazují mnohem vyšší variabilitu než ostatní makroekonomické veličiny v krátkém období. Často chaotické chování směnných kurzů je schopno vygenerovat tolik šumů, že to může zakrývat možný vztah mezi časovými řadami makroekonomických veličin a krátkodobým pohybem měnového kurzu.

Účastníci studií devizového trhu mají tendenci mít extrapolační očekávání v průběhu krátkodobých horizontů, nebo regresivní očekávání v dlouhodobějším horizontu. Většina vědeckých studií došla k závěru, že se kurzové pohyby úzce blíží procesu náhodné procházky. Test náhodné procházky (sériová korelace časových řad) se snaží zjistit, zda existuje pozitivní, negativní, nebo nulový lineární vztah mezi dnešními změnami měnového kurzu a včerejšími změnami měnového kurzu. Existence pozitivního lineárního vztahu by ukazovala existenci vytrvalosti trendu, protože pozitivní změny v hodnotě měny dříve, by následovně působily pozitivní změny také dnes. (Rosenberg, 2003)

Hypotéza náhodné procházky slouží k prognóze spotových a forwardových kurzů na základě současných spotových a forwardových sazeb. Tato hypotéza ukazuje, že okamžité časové změny kurzu jsou náhodné a nepředvídatelné. Zítřejší spotový kurz má stejnou pravděpodobnost nabývat jak vyšší hodnotu, tak i nižší hodnotu ve srovnání s dnešním kurzem. Proto nejlepší předpověď pro zítřejší kurz je dnešní kurz.

Prognózovaná hodnota spotového měnového kurzu, podle teorií náhodné procházky, se rovná:

$$\hat{S}_{t+1} = S_t$$

Kde: $\hat{S}_{t+1}$ je prognózovaná budoucí hodnota.

Podkladem tohoto odhadu je model náhodné procházky, který je reprezentován rovnicí:

$$S_t = S_{t-1} + \varepsilon_t \ (1)$$

Výše uvedená rovnice je reprezentace hypotézy, že spotový kurz v čase „t“ se bude lišit od spotového kurzu v čase „t-1“ o náhodnou složku ε_t, která v podstatě zachycuje stochastické změny proměny S_t.

Charakteristiky náhodné složky říkají, že náhodná složka je bílý šum (white noise), který má nulovou střední hodnotu podle první charakteristiky, konstantní rozptyl (variance je konstantní) a je sériově nekorelovaná anebo její kovariance je nulová. Hledáme-li budoucí hodnotu kurzu, musíme brát poslední zjištěnou hodnotu.

Model náhodné procházky, jak je popsáno rovnicí (1) lze upravit tak, aby umožnil odchýlení kurzu (Exchange rate drifting):

$$S_t = \alpha + S_{t-1} + \varepsilon_t \ (2)$$

Kde α je koeficient odchýlení kurzu.

Jinými slovy, koeficient α vyjadřuje konstantu modelu, která přidává modelu určitý trend. Prognóza je potom vyjádřena takto:

$$\hat{S}_{t+1} = \alpha + \hat{S_t}$$

Rovnice (1) a (2) lze přepsat, s ohledem na změny měnového kurzu, takto:

$$\Delta\hat{S}_t = \varepsilon_t$$

$$\Delta\hat{S}_t = \alpha + \varepsilon_t$$

Z vyšších rovnic vyplývá, že časové změny kurzu jsou náhodné a nepředvídatelné. Důvodem je to, že obchodníci reagují na nově příchozí informace, které jím dorazí náhodným způsobem. V případě driftu (konstanty), je část změny vyjádřena trendem, následně je odhad změny více předpověditelný, než v prvním případě.

Předpověď $S_{t+1} = S_t + \varepsilon_{t+1}$ je nezávislá na $S_{t-1},\ldots,S_1$, můžeme psát:

$$\hat{S}_{t+1} = S_t + E_t(\varepsilon_{t+1}) = S_t$$

Prognóza pro t+2 bude:

$$\hat{S}_{t+2} = E(S_{t+1} + \varepsilon_{t+2}) = E(S_t + \varepsilon_{t+1} + \varepsilon_{t+2}) = S_t$$

Proto obecně lze konstatovat:

$$\hat{S}_{t+j} = S_t$$

Předpovídaná hodnota je stejná bez ohledu na to, jak daleko do budoucnosti zavedeme prognózu (to je, bez ohledu na hodnotu j). Nicméně, zvyšuje se variance odhadu náhodné složky, když hodnota j se zvyšuje. K prokázání tohoto tvrzení nejprve vypočítáme chybu odhadu pro období t+1:

$$e_1 = S_{t+1} - \hat{S}_{t+1} = S_{t+1} - S_t = S_t + \varepsilon_{t+1} - S_t = \varepsilon_{t+1}$$

Variance chyby odhadu je daná:

$$var[\varepsilon_{t+1}] = E(\varepsilon_{t+1}^2) = \sigma_\varepsilon^2$$

Podobně lze vypočítat chybu odhadu pro období t+2:

$$e_2 = S_{t+2} - \hat{S}_{t+2} = S_{t+2} - S_t = S_{t+1} + \varepsilon_{t+2} - S_t = S_t + \varepsilon_{t+2} + \varepsilon_{t+2} - S_t = \varepsilon_{t+1} + \varepsilon_{t+2}$$

Variance chyby odhadu pro období t+2 je:

$$var[\varepsilon_{t+2}] = E[(\varepsilon_{t+1} + \varepsilon_{t+2})^2] = E(\varepsilon_{t+1}^2) + E(\varepsilon_{t+2}^2) + 2E(\varepsilon_{t+1}\varepsilon_{t+2})$$

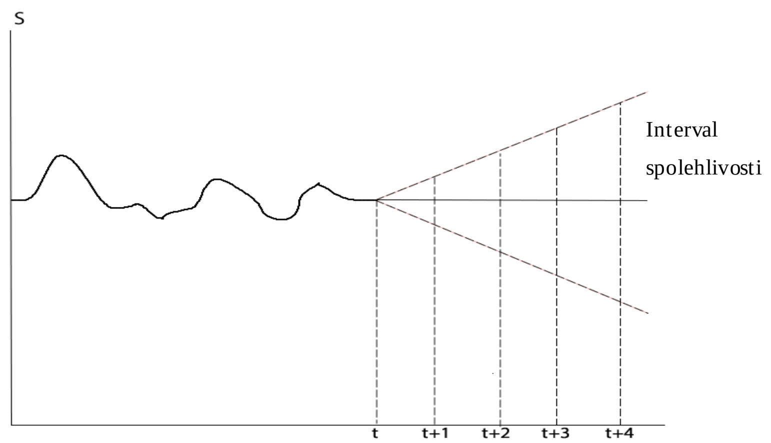
Sice ε_{t+1} a ε_{t+2} jsou nezávislé $E(\varepsilon_{t+1}\varepsilon_{t+2}) = 0$, lze výpočet upravit takto:

$$E[(\varepsilon_{t+1} + \varepsilon_{t+2})^2] = E(\varepsilon_{t+1}^2) + E(\varepsilon_{t+2}^2) = 2\sigma_\varepsilon^2$$

Z toho vyplývá, že variance předpovědních chyb pro „j" období dopředu je $j * \sigma_\varepsilon^2$. Následně lze říci, že interval spolehlivosti pro prognózu se rozšíří se zvýšením j. Stejný závěr je dosažen v případě modelu náhodné procházky s odchýlením. Předpověď pro jedno období dopředu je dána:

$$\hat{S}_{t+1} = E(S_{t+1}|S_t, \dots, S_1) = S_t + \alpha$$

V následujícím obrázku je grafické znázornění změny intervalu spolehlivosti chyb prognózy v průběhu času.



Obrázek 2: Interval spolehlivosti pro odhad nahodné prochazky.

4.2.2 Model parity kupní síly

Model parity kupní síly je nezbytným modelem pro teorii měnových kurzů. Tento model je také nazýván inflační teorií směnných kurzů. Model parity kupní sily (anglický:

purchasing power parity – PPP) má svůj začátek v šestnáctém století ve Španělsku a na začátku sedmnáctého století v Anglii. Přitom prvním, který pojmenoval teorii PPP, byl švédský ekonom Cassel (1918).

Absolutní verze parity kupní síly

Výklad absolutní verze parity kupní síly vychází primárně z publikace Benigno (2002).

Podle „zákona jedné ceny", by cena jednoho statku „i" měla být stejná doma i v zahraničí.

$$p_i = E_{domací/cizí} * p_i^*$$

Kde p_i – domácí cena statku „i"; p_i^* - cizí cena statku „i"

Rovnají-li se ceny každého zboží mezi oběma zeměmi, a váhy spotřebních košů v obou zemích, pak podle absolutní parity kupní síly (PPP) platí:

$$P = E_{domací/cizí} * P^*$$

Kde P, P^* jsou ceny spotřebitelských košů respektive v domácí a v cizí zemi.

Rozdíl mezi zákonem jedné ceny a absolutní verzí PPP je v tom, že zákon jedné ceny se vztahuje pouze k jednomu výrobku, který je označen písmenem i a absolutní PPP je pro kategorii výrobků tzv. spotřebitelský koš. Důležité je, že spotřebitelský koš musí být stejný v každé z obou zemí. Jestli spotřebitelský koš je stejný, tak zákon jedné ceny vždy implikuje absolutní verzi PPP.

Problémy spojené s paritou kupní síly

Zákon jedné ceny je založen na neexistenci nákladů na dopravu a dalších transakčních nákladů. Vyloučení těchto nákladů vede k oddálení této teorie od skutečnosti. Ve skutečnosti tyto náklady mohou být dostatečně vysoké, aby se zabránilo obchodování zboží a služeb v jednotlivých zemích. (Benigno, 2002)

Ne všechno zboží v dané zemi je určeno pro mezinárodní obchod. Existence neobchodovatelného zboží a služeb, jejichž ceny nemohou byt vyrovnány prostřednictvím komoditní arbitráže, umožňuje systematické odchylky od modelu PPP. Posuny v poptávce a nabídce, které určují cenu neobchodovatelného zboží, mohou způsobit rozdíly cenových hladin v jednotlivých zemích. (Taylor a kol., 2004)

Relativní verze parity kupní síly

Odvození teoretických vztahů vychází z publikace Sekerka (2007).

Nedostatek absolutní verze můžeme interpretovat jako neschopnost odrážet realitu, týkající se vzniklých nákladů přesunutím zboží z jednoho místa na druhé. Proto vznikla relativní verze parity kupní síly, která v různých ekonomikách popíše vztah cen k měnovému kurzu. Relativní verze PPP získala daleko větší popularitu mezi ekonomy.

„Její použití lze aplikovat při prognózování pohybu měnového kurzu v dlouhém období. Podle této verze je pro konečný pohyb měnového kurzu rozhodující rozdílné tempo vývoje cenových hladin v příslušných zemích.“ (Revenda a kol., 2008, s. 609)

V relativní verzi PPP vstupuje faktor času. Mějme dvě země A a B. Cenové hladiny v zemi A i B jsou označeny P_A a P_B. Dále podle absolutní verze parity kupní sily PPP, nominální měnový kurz se bude rovnat poměru cenových hladin:

$$E_{A/B}^{t} = \frac{P_A^t}{P_B^t}$$

Kde $E_{A/B}^{t}$ – spotový měnový kurz v období „t“; P_A^t - cenová hladina země A v čase „t“; P_B^t – cenová hladina země B v čase „t“

Změna nominálního měnového kurzu je vyjádřena jako relativní přírůstek v procentech, je daná pomocí následujícího vztahu:

$$\%\Delta E_{A/B}^{t} = \frac{E_{A/B}^{t} - E_{A/B}^{t-1}}{E_{A/B}^{t-1}} = \frac{\frac{P_A^t}{P_B^t} - \frac{P_A^{t-1}}{P_B^{t-1}}}{P_A^{t-1}/P_B^{t-1}}$$

Potom dle dodatku číslo 8.4, relativní přírůstek cenových hladin v zemi A a v zemi B, lze přepsat dle následujícího vztahu:

$$\%\Delta\left(\frac{P_A^t}{P_B^t}\right) = \frac{\frac{\Delta P_A^t}{P_A^{t-1}} - \frac{\Delta P_B^t}{P_B^{t-1}}}{1 + \frac{\Delta P_B^t}{P_B^{t-1}}}$$

Vyjádřením absolutní verze PPP pomocí relativních přírůstků lze dostat:

$$\%\Delta E_{A/B}^t = \%\Delta\left(\frac{P_A^t}{P_B^t}\right)$$

$$= \frac{\frac{\Delta P_A^t}{P_A^{t-1}} - \frac{\Delta P_B^t}{P_B^{t-1}}}{1 + \frac{\Delta P_B^t}{P_B^{t-1}}} \xRightarrow{*\left(1+\frac{\Delta P_B^t}{P_B^{t-1}}\right)} \%\Delta E_{A/B}^t + \%\Delta E_{A/B}^t \frac{\Delta P_B^t}{P_B^{t-1}} = \frac{\Delta P_A^t}{P_A^{t-1}} - \frac{\Delta P_B^t}{P_B^{t-1}}$$

Podle (Sekerka, 2007), násobení: $\%\Delta E_{A/B}^t * \frac{\Delta P_B^t}{P_B^{t-1}} \approx 0$. Dále nominální inflační míra je vyjádřena na základě následujícího vztahu:

$$\pi^t = \frac{\Delta P^t}{P^{t-1}}$$

Potom relativní verze parity kupní síly bude:

$$\%\Delta E_{A/B}^t = \pi_A^t - \pi_B^t$$

Z rovnice vyplývá, že pokud země B bude mít vyšší míru inflace než země A, tak inflační diferenciál bude negativní a následně bude relativní změna měnového kurzu záporná, takže nominální kurz se zhodnocuje. Inflační růst cizí země vede k apreciaci nominálního měnového kurzu, který je vyjádřen přímým zápisem. Opačná situace by způsobila znehodnocení nominálního měnového kurzu, který bude mít vyšší hodnotu.

4.2.3 Teorie parity úrokových měr

Již v období zlatého standardu peněžní politici zjistili, že měnové kurzy byly ovlivněny změnami v měnové politice. Teorie úrokových měr byla vyvinuta od Keynes (1923). Teorie má dvě formy: nekrytá parita úrokových měr a krytá parita úrokových měr.

Nekrytá parita úrokových měr

Výklad nekryté parity úrokových měr vychází primárně z publikace Jindřich (2010).

Nekrytá parita úrokových měr předpokládá rovnováhu devizového trhu, znamená to, že objem aktiv, který investoři devizového trhu drží, odpovídá tržnímu nabízenému objemu aktiv. Dalším předpokladem modelu je, že investiční rozhodnutí se realizuje pouze na základě očekávané výnosnosti aktiv. Pro tento případ za aktiva se považují devizy denominované v různých měnách. Dále výnosnost depozit denominovaných v domácí měně je považována za jistou z důvodu, že je ovlivněna domácí úrokovou mírou, která ve sledovaném období zůstane fixní. Podobně lze předpokládat fixní zahraniční úrokovou sazbu, se kterou investor určuje výnosnost depozit v zahraniční měně.

Z hlediska výnosnosti musí investor porovnat výnosnost devizových aktiv v domácí měně s jejich výnosností v cizí měně. Výnos depozitu v domácí měně R_A^t, při nominální úrokové míře i_A^t, v čase „t“, se bude rovnat:

$$R_A^t = 1 + i_A^t$$

Bude-li chtít investor vložit své prostředky do zahraničního depozitu, musí nejprve dané prostředky směnit na zahraniční měnu. Poté následuje uložení směněných prostředků v podobě depozitu při určité zahraniční úrokové míře na depozita. Aby investor srovnal výnosnost depozitu v cizí měně, musí ho směnit opět v domácí měně. Jeho depozitní výnosnost v domácí měně a v čase „t“, bude vypočítána podle následujícího vzorce:

$$R_B^{t+1} = E_{B/A}^t * (1 + i_B^t) * E_{A/B}^{t+1} = \frac{1}{E_{A/B}^t} * (1 + i_B^t) * E_{A/B}^{t+1}$$

Kde R_B^{t+1} je očekávaný výnos depozitu v cizí měně v zemi B v období t+1.

$\frac{1}{E_{A/B}^t}$ – nepřímá kotace spotového kurzu, pomocí kterého investor smění domácí měnu na cizí.

$(1 + i_B^t)$ – úročitel při úrokové míře i_B, určuje výnos depozitu v cizí měně.

$E_{A/B}^{t+1}$ – měnový kurz v období t+1 při, kterým v budoucnu dojde opět ke směně prostředků z cizí na domácí měnu. Sice $E_{A/B}^{t+1}$ je neznámý, investor se spolehne na očekávanou hodnotu měnového kurzu v období t+1.

Za podmínkou nekryté parity úrokových měr musí existovat rovnost mezi výnosem na domácí depozita a očekávaném výnosu na zahraniční depozita.

$$1 + i_A^t = \frac{1}{E_{A/B}^t} * (1 + i_B^t) * E_{A/B}^{t+1}$$

Po úpravách lze dostat:

$$\frac{1 + i_A^t}{1 + i_B^t} = \frac{E_{A/B}^{t+1}}{E_{A/B}^t} \overset{-1}{\Rightarrow} \frac{(1 + i_A^t) - (1 + i_B^t)}{1 + i_B^t} = \frac{E_{A/B}^{t+1} - E_{A/B}^t}{E_{A/B}^t} \Rightarrow \frac{i_A^t - i_B^t}{1 + i_B^t} = \%\Delta E_{A/B}^t$$

Podle Jindřich (2010), jmenovatel $1 + i_B^t \approx 1$. Z toho důvodu hlavní rovnice nekryté úrokové parity přepíšeme takto:

$$\%\Delta E_{A/B}^t = i_A^t - i_B^t$$

Rovnici na levé straně lze interpretovat jako podmínku rovnosti výnosnosti depozit mezi zemí A a zemí B. Aby se splnila tato podmínka, musí úrokový diferenciál $i_A^t - i_B^t$ být roven očekávané míře změny domácího měnového kurzu.

Při nižší hodnotě nominálního měnového kurzu, výraz $\frac{1}{E_{A/B}^t}$ se zvyšuje. To znamená, že investor při směně domácí měny na cizí měnu, získává větší objem zahraniční měny. Jestli uvažujeme, že domácí měnový kurz zůstal fixní, tak investor při směně cizí měny na domácí získává také větší výnos. Z toho lze odvodit, že zhodnocením domácí měny roste očekávaný výnos zahraničních depozit a následně i jejich očekávaná výnosnost.

Krytá parita úrokových měr

Výklad kryté parity úrokových měr vychází z publikace Muendler (2011) a Gandolfo (2002).

Princip kryté parity úrokových měr je podobný principu nekryté verzi parity úrokových měr. Na rozdíl od nekryté úrokové parity investor při zpětné konverzi do domácí měny nepoužívá očekávaný měnový kurz, ale využije nástroje pro zajištění kurzového rizika. V tom případě se předpokládá, že investor vybere forwardový kontrakt, který mu zajišťuje předem dohodnutý termínový měnový kurz.

Krytá parita úrokových měr je založena na předpokladu, že měnová arbitráž existuje pouze pro krátké období. Při měnové arbitráži platí následující podmínky:

- neexistuje žádné riziko, při žádných investicích
- existuje určitý zisk

V rovnováze finančního trhu taková situace převládá za krátkou dobu. Pokud existuje měnová arbitráž, potom budou chtít účastníci trhu využít příležitosti a rovněž ceny se budou muset upravit, dokud není žádný zisk z arbitráže měnového kurzu.

Výhoda využití forwardového kontraktu spočívá v tom, že investor se zbavuje kurzového rizika, ale na druhou stranu jeho výnos oproti první alternativě je nižší. Výnos domácích depozit a zahraničních depozit je vyjádřen takto:

$$R_A^t = 1 + i_A^t \qquad\qquad R_B^{t+1} = E_{B/A}^t * (1 + i_B^t) * F_{A/B}^t = \frac{1}{E_{A/B}^t} * (1 + i_B^t) * F_{A/B}^t$$

Kde $F_{A/B}^t$ - je forwardový kurz předem sjednaný v čase „t“.

Po vyrovnání obou výnosů $R_A = R_B$ dostaneme následující výsledek:

$$i_A^t - i_B^t = \frac{F_{A/B}^t - E_{A/B}^t}{E_{A/B}^t}$$

Jestliže výraz $\frac{F_{A/B}^t - E_{A/B}^t}{E_{A/B}^t}$ označujeme f_t, potom vyšší rovnici můžeme napsat takto:

$$i_A^t - i_B^t = f_t$$

Kde f_t – termínová prémie

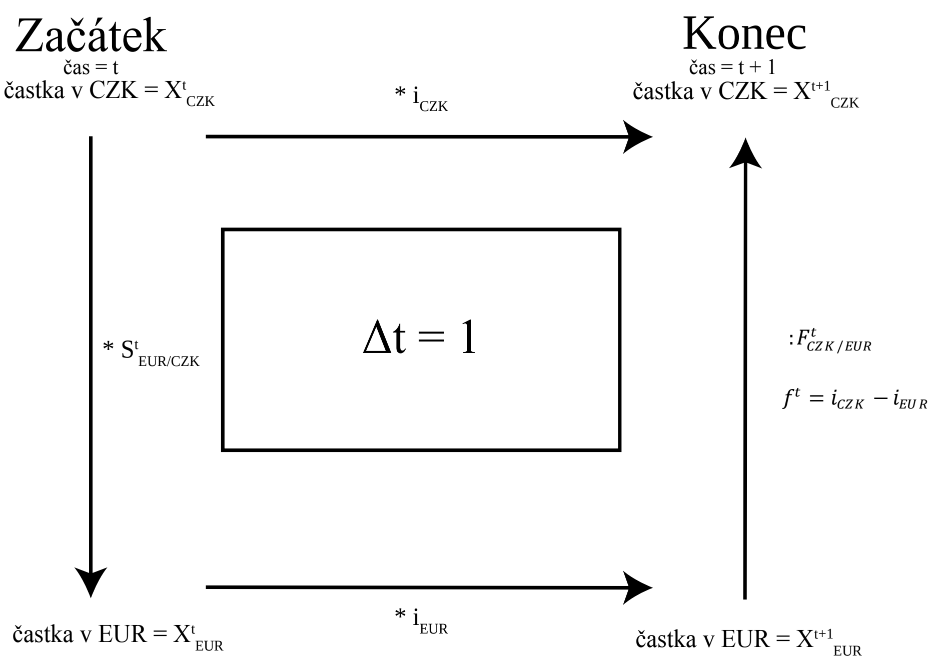
Dále lze říci, že forwardový kurz bude roven:

$$F_t = f_t * S_t$$

Kde, S_t – je spotový kurz

Podle hodnoty f_t lze usoudit změnu hladiny forwardového kurzu oproti hladině spotového kurzu. Jestliže f_t nabývá kladnou hodnotu, zahraniční měna je obchodovaná s prémií. V případě, že f_t nabývá zápornou hodnotu, tak je zřejmé, že hodnota forwardového kurzu je nižší než hodnota spotového kurzu. Tím pádem zahraniční měna je obchodovaná diskontem. Termínová prémie tady slouží jako kompenzace pro investora, který ztratí z důvodu snížení zahraniční úrokové míry oproti domácí.

Jestliže se úrokový diferenciál rovná termínové prémii, termínový devizový trh je v rovnováze.



Obrázek 3: Příklad platnosti principu parity úrokových měr.

Výše uvedený obrázek je ilustrace situace, kdy cizí investor půjčuje v českých korunách částku X v čase „t“ a potom se rozhoduje o vložení na eurový účet při spotovém kurzu $S^t_{EUR/CZK}$. Dále úročenou částku v eurech prodá za české koruny forwardovým kurzem $F^t_{EUR/CZK} = (i_{CZK} - i_{EUR}) * S^t_{EUR/CZK}$. Nakonec jeho výsledná částka v korunách bude rovna počáteční částce v korunách.

$$X^t_{CZK} = X^{t+1}_{CZK}$$

Na závěr lze říci, že krytá a nekrytá parita úrokových měr determinují rovnováhu termínového devizového trhu a spotového devizového trhu.

4.2.4 Mezinárodní Fisherův efekt a determinace měnového kurzu

Výklad mezinárodního Fisherova efektu vychází z publikace Durčáková, a další (2010)

Z hlediska investičního rozhodování se musí investor rozhodnout, kde je vyšší výnos. Jedním z ukazatelů, který investorovi poskytuje takovou informaci, je úroková sazba. Ve skutečnosti úroková sazba nezohledňuje reálný výnos investora, z důvodu, že nezahrnuje inflační očekávání. Bude-li chtít investor zjistit reálný výnos, bude muset brát v úvahu míru inflačního očekávání. Fisherův efekt spočívá v analýze rozložení reálné úrokové míry. Fisherův efekt je vyjádřen pomocí následujícího vztahu takto:

$$i_t = r_t + E_t[\pi_{t+1}] \qquad ex-ante$$

Kde r_t – reálná úroková míra; i_t – nominální úroková míra; $E_t[\pi_{t+1}]$ – očekávaná inflační míra v čase t.

Z rovnice vyplývá, že reálný a nominální výnos je pak rovný v případě, že inflační očekávání je nulové v čase „t“. Výše uvedená verze Fisherovy rovnice je však ex-ante verze, protože zohledňuje očekávanou inflaci, která je v mnoha případech subjektivní. Další verze je ex-post verze, která vyjadřuje nominální úrokovou míru v čase „t“ pomocí reálné úrokové míry v čase „t“ a skutečné míry inflace v čase „t+1“. (Horn, 2008)

$$i_t = r_t + \pi_{t+1} \qquad ex-post$$

Rozdíl mezi ex-post a ex-ante verzí je v tom, že odhadneme hodnotu inflační míry, zatímco v ex-post ji musíme mít již známou.

Pro matematické odvození Fisherovy rovnice předpokládáme situace, kdy investor investuje částku X a očekává částku $X * (1 + i_{t+1})$. Jak již bylo vysvětleno, jeho výnos bude upraven dle míry inflaci.

$$X * (1 + i_t) = (1 + r_t) * (1 + \pi_{t+1}) * X$$

$$i_{t+1} = r_t + \pi_t + r_t \pi_{t+1}$$

Dáno, že $r_t \pi_{t+1} \approx 0$ (Horn, 2008), vycházíme z původní Fisherovy ekvivalence.

V případě mezinárodních situací se jedna o mezinárodním Fisherově efektu. V případě dvou ekonomik bude ekvivalence následující:

$i_t^A - i_t^B = [r_t^A + E_t(\pi_{t+1}^B)] - [r_t^B + E_t(\pi_{t+1}^B)] = (r_t^A - r_t^B) + [E_t(\pi_{t+1}^A) - E_t(\pi_{t+1}^B)]$ – ex ante verze

Kde proměnné indexem „A" vyjadřují domácí země a proměnné indexem „B" vyjadřují cizí země.

Z hlediska determinace reálného měnového kurzu je toto pravidlo zásadní. Podle (Hoffmann a kol., 2006), platí následující vztah:

$$\Delta \ln RER_t^{A/B} = r_t^A - r_t^B = E_t \left[\frac{R_{A/B}^{t+1} - R_{A/B}^t}{R_{A/B}^t} \right]$$

Kde $R_{A/B}^t$ – reálný měnový kurz vyjadřující cenu jedné měnové jednotky zemi „B" v měnových jednotkách zemi „A" v čase „t".

Výše uvedená rovnice připomíná výslednou rovnici v teorii kryté a nekryté parity úrokových sazeb.

4.2.5 Determinace měnového kurzu podle modelu Balassa-Samuelson

Výklad modelu Balassa-Samuelson vychází primárně z publikace Uribe, a další (2014).

Obecně, v dlouhodobém horizontu, lze předpokládat, že reálný měnový kurz je determinován pomocí parity kupních sil, která říká, že reálný měnový kurz je rovný nominálnímu kurzu, pokud ceny v domácí zemi a v zahraniční zemi jsou si rovné. Toto pravidlo však neplatí pro krátko až střednědobý horizont. Jeden z důvodů, proč PPP model selhává, je existence neobchodovatelných statků a služeb. Tyto statky vytvářejí značnou část celkových produktů. V reálných ekonomikách se tyto produkty podílejí na celkovém počtu produktů, přibližně v hodnotě 50% podle (Uribe a kol., 2014, s. 111).

Mějme dvě ekonomiky A a B. V obou ekonomikách existují obchodovatelné a neobchodovatelné statky. Uplatněním zákona parity kupní síly pro odvětví obchodovatelných statků, potom lze dostat:

$$P_T^A = E_{A/B} * P_T^B$$

Zatímco pro neobchodovatelné zboží neplatí výše uvedené pravidlo:

$$P_N^A \neq E_{A/B} * P_N^B$$

Dále vyjadřováním celkové cenové hladiny jako homogenní funkce prvního stupně[1], lze dostat:

$$P^A = f(P_T^A, P_N^A) \qquad P^B = f(P_T^B, P_N^B)$$

Dále se předpokládá, že cenová hladina je průměr cen obchodovatelných statků a neobchodovatelných statků: $P = \frac{P_T + P_N}{2}$. Dle definice homogenních funkcí prvního stupně vyplývá, že růst jednotlivých cen o „x" procent, vede též k růstu celkové cenové hladiny o „x" procent. Dále, vyjádřením reálného měnového kurzu ve vztahu k ceně obchodovatelných a neobchodovatelných statků, lze dostat:

$$R_{A/B} = E_{A/B} \frac{P^B}{P^A} = E_{A/B} \frac{f(P_T^B, P_N^B)}{f(P_T^A, P_N^A)} = E_{A/B} \frac{P_T^B * f\left(1, \frac{P_N^B}{P_T^B}\right)}{P_T^A * f(1, \frac{P_N^A}{P_T^A})}$$

Kde $R_{A/B}$ – reálný měnový kurz; $E_{A/B}$ – nominální měnový kurz; P^A, P^B – obecná cenová hladina respektive v zemi „A" a v zemi „B"; P_T^A, P_T^B – cenová hladina obchodovatelných

[1] Homogenní funkce k-tého stupně se řídí následujícím pravidlem (Stepan, 2014):

$$f(\alpha x_1, \dots, \alpha x_n) = \alpha^k f(x_1, \dots, x_n)$$

Pro homogenní funkci prvního stupně platí:

$$f(\alpha x_1, \dots, \alpha x_n) = \alpha f(x_1, \dots, x_n)$$

statků respektive v zemi „A” a v zemi „B”; P_N^A, P_N^B – cenová hladina neobchodovatelných statků respektive v zemi „A” a v zemi „B”

Jestliže cenový poměr obchodovatelných a neobchodovatelných statků je vyšší v zemi „B“, než v zemi „A“, potom hladina reálného měnového kurzu zvýší. Následně se reálný měnový kurz znehodnotí. V případě, že tento poměr je vyšší v zemi „A“, tak se reálný měnový kurz zhodnotí.

Podle modelu Balassa-Samuelson, odchylky reálného měnového kurzu od absolutní verze parity kupních sil (PPP) jsou způsobeny z důvodu rozdílů v hladinách produktivity a technologií mezi jednotlivými zeměmi, k výrobě obchodovatelných a neobchodovatelných statků.

Předpokladem, že produktivita práce je rozdílná mezi různými odvětvími, potom množství výroby pro jednotlivá odvětví bude vyjádřen takto:

$$Q_T^A = a_T^A L_T^A \qquad\qquad Q_N^A = a_N^A L_N^A$$

Kde: L_T^A, L_N^A – označují pracovní vstup respektive v odvětví obchodovatelných a neobchodovatelných statků v zemi „A“. a_T^A, a_N^A – označují pracovní produktivitu v odvětví obchodovatelných a neobchodovatelných statků v zemi „A“. Tady se pracovní produktivita vyjadřuje jako výstup na pracovní jednotku.

Dále jsou příjmy v jednotlivých odvětvích vyjádřeny dle následujících vztahů:

$$příjem\ v\ obchodním\ sektoru = P_T^A Q_T^A - w^A L_T^A$$

$$příjem\ v\ neobchodním\ sektoru = P_N^A Q_N^A - w^A L_N^A$$

Kde w^A – hladina průměrné mzdy v zemi „A“

V případě, že existuje dokonalá konkurence v obou odvětvích, a že neexistují žádná omezení týkající se vstupu do odvětví nových firem, budou nové firmy mít motivaci pro vstup a následně budou stlačovat ceny směrem dolů. Proto rovnovážné ceny a mzdy musí být takové, aby byly nulové zisky v obou odvětvích. Potom lze psát:

$$P_T^A Q_T^A = w^A L_T^A \qquad\qquad P_N^A Q_N^A = w^A L_N^A$$

Nahrazením: $Q_T^A = a_T^A L_T^A$ a $Q_N^A = a_N^A L_N^A$ do příslušných výše uvedených rovnic, dostaneme:

$$P_T^A a_T^A = w^A \qquad\qquad P_N^A a_N^A = w^A$$

Kombinováním těchto dvou výrazů lze dostat následující vztah:

$$\frac{P_T^A}{P_N^A} = \frac{a_N^A}{a_T^A}$$

Podle výše uvedeného výrazu lze konstatovat, že relativní cena obchodovatelných a neobchodovatelných statků je rovná poměru pracovní produktivity v neobchodním a obchodním odvětví. V případě, že pracovní produktivita odvětví neobchodovatelných statků je vyšší, než pracovní produktivita odvětví obchodovatelných statků, potom cena neobchodovatelných statků bude nižší ve srovnání s cenou obchodovatelných statků. Jedna pracovní jednotka v neobchodním odvětví logicky vyrábí vyšší množství, než vyrábí jedna pracovní jednotka v obchodním odvětví, proto výroba neobchodovatelných statků je levnější a následně i jejich cena bude nižší.

V případě země B, platí analogický vztah:

$$\frac{{P_T}^B}{{P_N}^B} = \frac{{a_N}^B}{{a_T}^B}$$

Za předpokladu uplatnění absolutní verze parity kupní síly, lze paritní verze reálného měnového kurzu vyjadřovat pomocí vztahu $R_{A/B}^{PPP} = E_{A/B}\frac{P_T^B}{P_T^A}$. Potom odchýlení reálného měnového kurzu od své paritní verze lze vyjadřovat následovně:

$$R_{A/B} = E_{A/B}\,\frac{P_T^B * f\left(1\,,\frac{P_N^B}{P_T^B}\right)}{P_T^A * f(1\,,\frac{P_N^A}{P_T^A})} = R_{A/B}^{PPP}\,\frac{f\left(1\,,\frac{{a_T}^B}{{a_N}^B}\right)}{f(1\,,\frac{a_T^A}{a_N^A})}$$

Odchylky reálného měnového kurzu od své paritní verze jsou spojeny se změnami relativního růstu produktivity mezi zeměmi. Tento výsledek zachycuje hlavní myšlenku modelu Balassa-Samuelson. Jestliže poměr produktivity obchodovatelných statků vůči neobchodovatelným statkům je vyšší v domácí zemi, potom se reálný měnový kurz zhodnotí. To je z důvodu, že domácí země je poměrně více specializována ve výrobě obchodovatelných statků, než cizí země. Následně má relativně nižší cenu obchodovatelných statků, než má cizí země. Na druhou stranu cena neobchodovatelných statků roste vůči ceně obchodovatelných statků. Následně to vede k zvýšení domácí cenové hladiny a k zhodnocení reálného měnového kurzu.

4.2.6 Mundell-Flemingův model

Výklad Mundell-Flemingová modelu vychází primárně z publikace Froyen (2008).

Mundell-Flemingův IS-LM-BP model je v podstatě rozšířená varianta IS-LM modelu. V tomto modelu se předpokládá otevřená ekonomika. Mezi zeměmi existuje určitá úroveň volného obchodu a pohybu kapitálu. Tento model slouží k vysvětlení vlivu monetárních a fiskálních politik na měnový kurz.

IS-LM-BP model lze obecně popsat pomocí následujících vztahů:

$$M = L(Y, r)$$

$$S(Y) + T + IM(Y, 1/E_{A/B}) = I(i) + G + EX(Y^*, E_{A/B})$$

Kde M – peněžní zásoba; Y - reálný důchod; i – nominální úroková sazba; T – daně; S(Y) - úspory domácností ve vztahu k jejich reálnému důchodu; I(i) – Investice domácností v souvislosti s nominální úrokovou sazbou „i“; G – vládní výdaje; $IM(Y, 1/E_{A/B})$ – Hladina dovozu závislá na důchodu domácnosti a na měnovém kurzu (vyšší hodnota bilaterálního měnového kurzu vede ke snížení dovozů); $EX(Y^*, E_{A/B})$ – hladina vývozů, která je pozitivně korelována důchodem v cizí zemi a pozitivně korelována s měnovým kurzem (oslabení domácí měny vede ke zvýšení vývozů).

První rovnice vyjadřuje rovnováhu peněžního trhu, která je daná jako funkce produktivity a úrokové sazby. To znamená, že peněžní trh je v rovnováze pro určité dané kombinace těchto dvou faktorů. Druhá rovnice vyjadřuje podmínku rovnováhy pro trh se zbožím v podmínkách otevřené ekonomiky.

Vývozy představují zahraniční poptávku po domácích výrobcích a službách. Zahraniční nákupy zboží a služeb závisí, mimo jiné, na úrovni zahraničních příjmů (stejně jako tuzemské nákupy zboží a služeb závisí na domácí úrovni příjmů). Předpokládáním, že úroveň zahraničních příjmů je konstantní, potom ochota cizinců kupovat zboží domácí země závisí jen na relativních cenách těchto výrobků. Měnový kurz je ukazatelem relativní ceny zboží domácí země pro cizince. S vyšší relativní cenou budou vývozy klesat. To ovlivňuje křivku IS. V podmínkách otevřené ekonomiky musí být křivka IS specifikována pro daný měnový kurz $E_{A/B}$. Výsledně lze říci, že křivka IS se posune vpravo, v případě expanzivní fiskální politiky nebo v případě oslabení měnového kurzu. Zatímco křivka LM se posune vpravo, pokud je expanzivní měnová politika.

Dále aby byla otevřená ekonomika v rovnováze, musí se její platební bilance rovnat nule. Platební bilance zahrnuje běžný účet a kapitálový účet, proto křivka BP vyjadřuje kombinaci reálného důchodu „Y" a nominální úrokové míry, pro které bude běžný účet rovný kapitálovému účtu.

$$BP = EX\left(Y^*, E_{A/B}\right) - IM\left(Y, E_{A/B}\right) + K(r - r^*) = 0$$

Kde $K(r - r^*)$ - čistý příliv kapitálu, je závislý na úrokovém diferenciálu mezi zeměmi.

Pokud se zvyšuje reálný důchod domácí zemi „Y", potom se zvyšuje poptávka po zboží, proto zvyšuje se i hladina dovozů. Platební bilance bude v deficitu. Podmínkou vyrovnání platební bilance je zlepšení salda kapitálového účtu. Důsledkem toho je zvýšení domácí úrokové míry. Z toho důvodu je sklon křivky BP kladný.

Sklon křivky BP má tři rozsahy, charakterizující míru mobility kapitálu v ekonomice. Křivka BP je dokonale vodorovná, jestliže kapitál je dokonale mobilní. „*Stav platební bilance je v tomto případě zcela určen úrokovou mírou a kapitálovým účtem a úloha běžného účtu je zcela zanedbatelná*." (Sekerka, 2007, s. 222) Tato situace nastane, když finanční aktiva jsou ideální náhradou mezi jednotlivými zeměmi. Pokud je domácí úroková míra nižší, než zahraniční úroková míra, odliv kapitálu bude nekonečný. Při opačné situaci bude důsledkem nekonečné množství přílivu kapitálu. V nereálném případě, kde neexistuje žádná kapitálová mobilita, je křivka BP dokonale svislá. Pro případy nedokonalé mobility je sklon křivky pozitivní. Následně úhel α, který vyjadřuje tento sklon, se bude nacházet mezi nula stupňů a devadesát stupňů: $0^\circ < \alpha < 90^\circ$.

V případě, že interní rovnovážný bod (IS-LM) je nad křivkou BP, nominální úroková sazba (r), způsobí vyšší příliv kapitálu, než je potřeba pro danou úroveň reálného důchodu. To znamená, že běžný účet a kapitálový účet si nejsou rovny. Tyto kapitálové toky vyjadřují kreditní položku v kapitálovém účtu a následně i v platební bilanci, proto je platební bilance v přebytku. Analogicky, deficit platební bilance nastane v případě, že interní rovnovážný bod je pod křivkou BP.

4.2.7 Monetaristický přístup k determinaci měnového kurzu

Výklad teorií vychází z publikací Rosenberga (2003) a Revenda, a další (2008)

Monetární přístup je široce považován za neúplnou teorii stanovení měnových kurzů, z důvodu, že ignoruje další důležité vysvětlující proměnné. Nicméně správně upozorňuje, že snaha o příliš expanzivní měnové politiky se bude vyvíjet jako tlak směrem dolů na hodnotu měny.

Při restriktivní měnové politice nabídka peněz klesá. V krátkodobém časovém horizontu dojde ke snižování reálného produktu „Y“ a zároveň poklesu zaměstnanosti. V dlouhodobém horizontu se důsledky restriktivní politiky projevují jako snížení rovnovážné cenové hladiny „P“ a zároveň snížení sumy peněz v oběhu nebo peněžní zásoby „M“. Důsledky při expanzivní měnové politice jsou opačné.

Monetární model determinace měnových kurzů může být odvozen z absolutního modelu parity kupní síly. Proto se předpokládá, že parita kupní síly (PPP) platí za všech okolností a dále, že domácí a zahraniční cenové hladiny se rychle přizpůsobují změnám národních peněžních zásob. Podle absolutní verze PPP, bilaterální měnový kurz $E_{A/B}$ je vyjádřen jako poměr cenových hladin ve dvou zemích A a B.

Podle (Revenda a kol., 2008), monetární rovnováha pro zemi A a B je daná následujícími rovnicemi:

$$M_A = \frac{P_A * Y_A}{V_{Y,A}} \qquad\qquad M_B = \frac{P_B Y_B}{V_{Y,B}}$$

Kde M_A, M_B – peněžní zásoba respektive v zemi A a B

P_A, P_B – cenová hladina respektive v zemi A a B

Y_A, Y_B – reálný produkt respektive v zemi A a B

$V_{Y,A}$, $V_{Y,B}$ – tempo růstu reálného produktu respektive v zemi A a B

Z výše uvedených rovnic lze konstatovat, že peněžní zásoba je kladně korelována s cenovou hladinou a reálným produktem v zemi. Na druhou stranu tempo růstu reálného produktu má negativní dopad na peněžní zásobu.

Po úpravě vyšších výrazů s ohledem na cenovou hladinu, lze dostat:

$$P_A = \frac{M_A * V_{Y,A}}{Y_A} \qquad\qquad P_B = \frac{M_B * V_{Y,B}}{Y_B}$$

Platí-li podmínka parity kupní síly, potom lze vyšší vztahy dosadit do rovnice absolutní verze parity kupní síly a následně lze vyjádřit determinaci nominálního měnového kurzu $E_{A/B}$:

$$E_{A/B} = \frac{\frac{M_A * V_{Y,A}}{Y_A}}{\frac{M_B * V_{Y,B}}{Y_B}} = \frac{M_A * V_{Y,A} * Y_B}{M_B * V_{Y,B} * Y_A}$$

Po zlogaritmování obou stran rovnice lze dostat:

$$e_{A/B} = (m_A - m_B) + \left(v_{Y,A} - v_{Y,B}\right) + (y_B - y_A)$$

Poslední rovnice slouží jako referenční bod pro zastánce monetárního přístupu determinace měnového kurzu. Podle rovnice lze posoudit vliv vývoje peněžní zásoby na determinaci měnového kurzu.

Její interpretaci lze provést takto: Předpokladem, že reálný produkt země A je roven reálnému produktu země B a zároveň tempo růstu reálného produktu „v_Y“ zůstane konstantní, bude se zhodnocovat měna té země, která má rychlejší růst peněžní zásoby.

Pro krátké období se tempo růstu reálného produktu může změnit z důvodu pohybů úrokových sazeb:

$$V_Y = f(\Delta i_t)$$

Tímto lze zlogaritmovanou rovnici upravit takto:

$$e_{A/B} = (m_A - m_B) + (\Delta i_{tA} - \Delta i_{tB}) + (y_B - y_A)$$
$$= (m_A - m_B) + (\Delta i_{tA} - \Delta i_{tB}) - (y_A - y_B)$$

Z rovnice vyplývá, že rychlejší růst reálného důchodu země „A“ vede ke zhodnocení měny. Tento závěr není shodný se závěry keynesiánských modelů, jako např. Mundell-Flemingův model. To je z důvodu, že keynesiánské modely spojují růst reálného důchodu s vyšším dovozem nebo s deficitem běžného účtu a následně se znehodnocením měny. Zatímco v monetárních modelech je reálný důchod chápán jako reálný produkt. Zvyšuje-li se reálný produkt, potom se zvyšuje agregátní nabídka a následně i poptávka po penězích, která vede ke zhodnocení měny. Další rozdíl monetárního přístupu od ostatních modelů spočívá ve vlivu růstu úrokových sazeb. V tradičních modelech způsobuje růst úrokových sazeb příliv kapitálu a následně zhodnocení měny. Zatímco v monetárních modelech je tento růst spojen s poklesem poptávky po penězích, který vede ke znehodnocení měny. (Revenda a kol., 2008)

5 Vlastní analýza

V této kapitole je uvedena endogenní proměnná reálného měnového kurzu CZK/EUR a vybrané determinanty reálného měnového kurzu CZK/EUR. Následně pomocí lineárního regresního modelu se identifikuje skutečný vztah těchto determinantů s reálným měnovým kurzem CZK/EUR. Regresní model se testuje z hlediska předpokladu LRM a nakonec je prováděna ex-post prognóza reálného měnového kurzu. K výběru determinantů reálného měnového kurzu sloužila práce České národní banky, Komárek, a další, (2005).

5.1 Endogenní proměnná: Reálný měnový kurz CZK/EUR

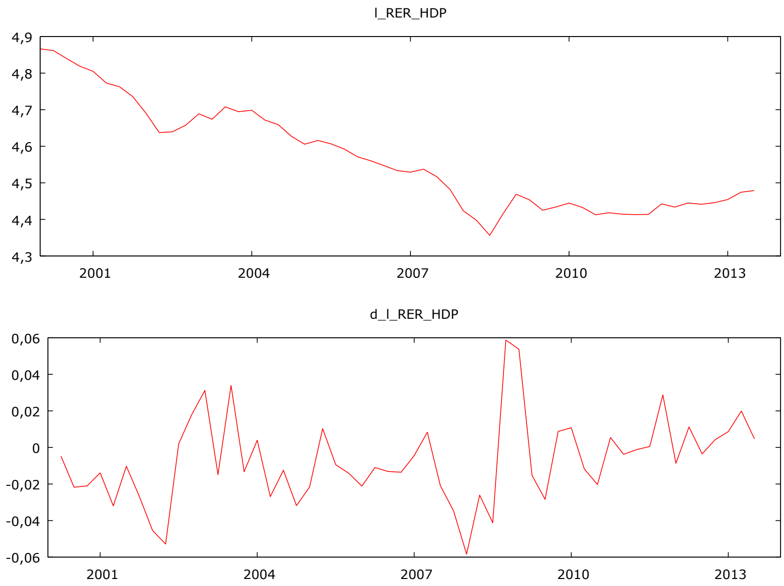
Reálný měnový kurz CZK/EUR je vygenerován pomocí HDP deflátoru na základě následujícího vztahu:

$$\ln RER_{CZK/EUR}^{t} = \ln\left[NER_{CZK/EUR}^{t}\,\frac{HDP\_def_{GER}^{t}}{HDP\_def_{CZ}^{t}}\right]$$

Zpravidla by se mělo použít poměr cenové hladiny eurozóny a České republiky. To se nepodařilo, z důvodů nenalezení některých časových řad ke konstrukci ukazatele produktivity eurozóny. Z toho důvodu jako největším obchodním partnerem České republiky bylo vybráno Německo. (CzechTrade, 2012, s. 18)

Pohyb reálného měnového kurzu je zkoumán čtvrtletně pro období 2000-2013. Dále je vyjádřen graficky vývoj časové řady $RER_{CZK/EUR}^{t}$ a $\Delta RER_{CZK/EUR}^{t}$ (spodní spojnicový graf). Z grafu je zřetelně vidět jeho klesající deterministický trend.

Druhy spojnicový graf vyjadřuje krátkou dobu dynamiky vývoje tohoto ukazatele pomocí první diference. Tady jsou patrně vidět šoky měnového kurzu v roce 2002 a další v roce 2008.



Obrázek 4: Přirozený logaritmus reálného měnového kurzu a jeho první diference

Průměrně reálný měnový kurz CZK/EUR čtvrtletně klesal oproti předchozímu období o 0,715%:

$$\left[1-\sqrt[54]{\frac{26{,}251}{38{,}686}}\right]*100\%=-0{,}715\%$$

Zdroj časových řad: Evropská centrální banka, Eurostat. Sezonní očištění provedeno ze zdrojů.

5.2 Vybrané determinanty reálného měnového kurzu

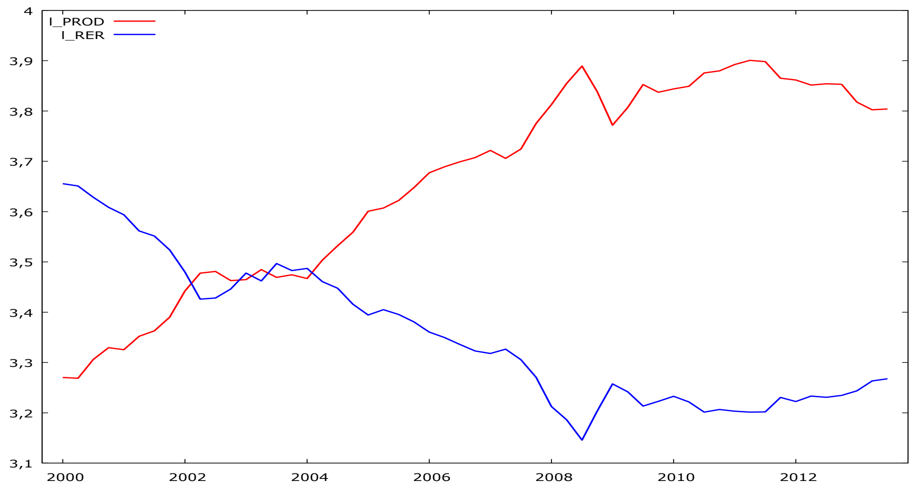
5.2.1 Diferenciál produktivity

Jedná se o diferenciál produktivity mezi Českou republikou a Německem. Ukazatel je vytvořen na základě následující transformace:

$$l\_PROD_t=\ln\left[\frac{R\_HDP_t^{CZ}}{zaměstnanost_t^{CZ}}\right]-\ln\left[\frac{R\_HDP_t^{GER}}{zaměstnanost_t^{GER}}\right]$$

Zvýšení tohoto poměru předpokládá zvýšení relativní produktivity České republiky ve srovnání s Německem. Rychlejší tempo růstu domácí produktivity vede k vyšší inflační míře a následně vede k apreciaci domácí měny. (Podle modelu Balassa-Samuelson)

Dále je uveden vzájemný spojnicový graf diferenciálu produktivity a reálného měnového kurzu. Z grafu lze konstatovat, že diferenciál produktivity je silnou determinantou reálného měnového kurzu. Graficky lze odvodit, že vztah mezi těmito proměnnými je negativní.



Obrázek 5: Spojnicový graf proměnných – „l_PROD" a „l_RER"

Zdroj časových řad: OECD, Eurostat. Sezonní očištění provedeno ze zdrojů.

5.2.2 Stupeň otevřenosti

Stupeň otevřenosti země vyjadřuje její ochotu k mezinárodním směnným relacím. Relativně vyšší stupeň otevřenosti umožňuje dané zemi účinnější předávání znalostí a technologií a lepší využívání komparativních výhod. Na druhou stranu se dá také předpokládat, že s vyšším stupněm otevřenosti roste závislost dané země na jejich mezinárodních partnerech a s jejich možnou ztrátou může země zažít krizi. Tato proměnná by sloužila jako významnou determinantou měnového kurzu v případě tranzitních ekonomik, z důvodu, že ve vyspělých ekonomikách nastanou jen omezené odchylky stupňů otevřenosti. (Komárek a kol., 2005)

Tento ukazatel byl vytvořen na základě následující transformace:

$$l\_OPEN_t = \ln\left[\frac{ceny\_vývozů_t^{CZ} + ceny\_dovozů_t^{CZ}}{N\_HDP_t^{CZ}}\right]$$

Ke srovnání vývoje reálného měnového kurzu a stupně otevřenosti, slouží následující spojnicové grafy, uvedené níže. Stupeň otevřenosti výrazně klesl v roce 2009.

Obrázek 6: Spojnicový graf proměnných – „l_OPEN“ a „l_RER“

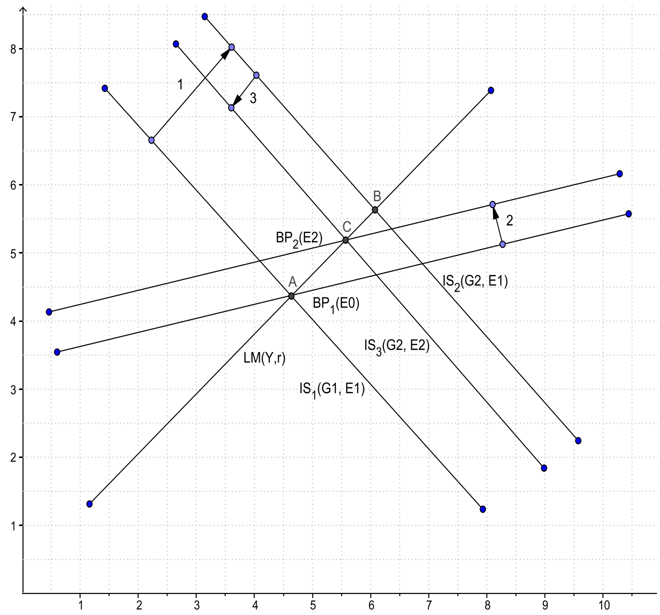
Ukazatele vývozu a dovozu jsou měřeny v mil. Kč. Ukazatel otevřenosti je vyjádřen jako poměr součtu vývozu a dovozu vůči nominálnímu HDP.

Zdroj časových řad: Česká národní banka, OECD. Sezonní očištění provedeno od autora pomocí metody TRAMO/SEATS pro časovou řadu dovozních cen a časovou řadu vývozních cen.

5.2.3 Vládní výdaje

V dlouhodobém horizontu platí, že rostoucí deficit rozpočtu by mohl mít destabilizující účinky na ekonomiku a povede k znehodnocení reálného kurzu. Vliv vládních výdajů na měnový kurz lze vysvětlit pomocí modelu IS-LM-BP.

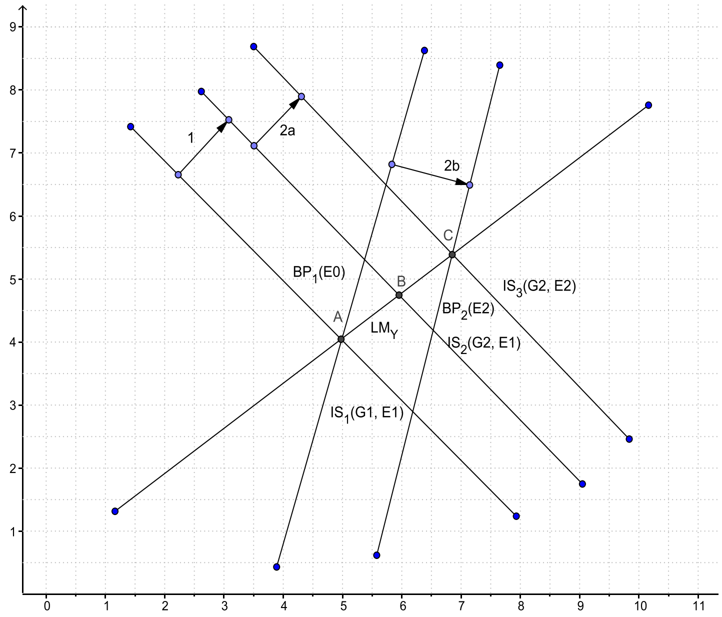
Nyní se uvažuje situace fiskální expanzi při režimu plovoucích měnových kurzů a při podmínce nedokonalé mobility kapitálu. Zde existují dvě varianty. První variantou je, když sklon křivky BP je vyšší, než sklon křivky LM, potom rovnováha nastane v bodě A.



Obrázek 7: IS-LM-BP - Expanzivní fiskální politika a měnový kurz. Křivka BP plošší, než křivka LM

Při zvýšení vládních výdajů z G1 na G2 se posune křivka IS1 na IS2. Nyní vnitřní rovnováha IS-LM je v bodě E2 a platební bilance je v přebytku. V tomto bodě zvýšená nominální úroková sazba přitahuje cizí kapitál. To vede ke zvýšení kapitálového účtu. Aby platební bilance byla opět v rovnováze, musí se měnový kurz zhodnotit. Se zhodnocením měnového kurzu se snižují vývozy a zvyšují se dovozy. Křivka BP1 se přesune na BP2. Snížení vývozů působí také na snížení celkových výdajů a proto křivka IS2 se přesune vlevo na IS3. Novým rovnovážným bodem je bod C, kde hladina měnového kurzu je nižší a proto lze říci, že fiskální expanze v případě nižšího sklonu křivky BP, než sklon křivky LM, působí na zhodnocení měnového kurzu (snížení bilaterálního měnového kurzu).

Druhá varianta nastane v případě, že sklon křivky BP je větší, než sklon křivky LM. Dále je uveden grafické znázornění této varianty:



Obrázek 8: IS-LM-BP - Expanzivní fiskální politika a měnový kurz. Křivka BP je strmější, než křivka LM

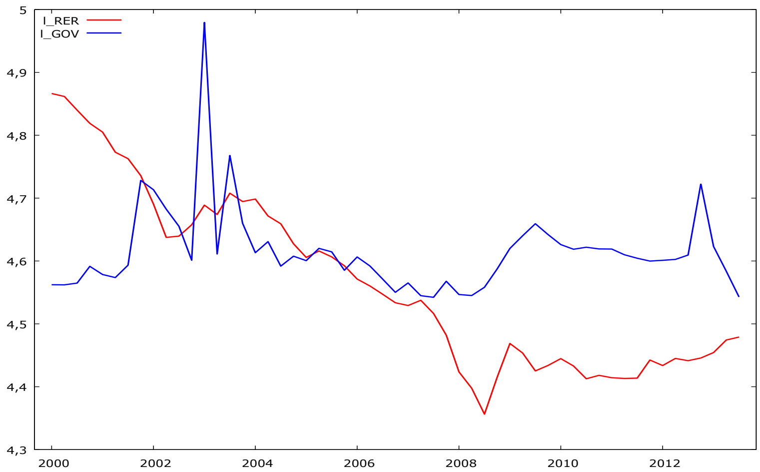
Zvýšení vládních výdajů znamená, že křivka IS se posouvá doprava a nyní rovnovážný bod je bod B. V tomto bodě je platební bilance v deficitu, protože příliv kapitálu je nedostatečný k vyrovnání deficitu kapitálového účtu. Počínající deficit v platební bilanci znamená, že kurz je znehodnocen. Znehodnocením měnového kurzu na hodnotu E2 (zvýšení $E_{A/B}$) se zvyšuje čistý vývoz, protože relativní cena domácího zboží na zahraničních trzích klesla. Růst čistého exportu (NX) generuje dva účinky, které se vyskytují současně: 1) zvyšují se celkové výdaje, tedy křivka IS se posune doprava, a 2) zlepšuje se běžný účet, tedy křivka BP se posune směrem doprava. Tyto posuny jsou respektive označeny pod názvem 2a a 2b, ve výše uvedeném schématu. Novým rovnovážným bodem je bod C, kde ekonomika zažije růst reálného důchodu. V tom případě by vládní výdaje způsobily znehodnocení měny. (Mach, 2001)

Shrnutím výše uvedených případů lze dojít k závěru, že fiskální politika je účinnější v případě vyššího sklonu křivky BP, než sklon křivky LM, znamená to, že kapitálová mobilita je skoro neexistentní. Proto vliv tohoto ukazatele na reálný měnový kurz souvisí s mírou kapitálové mobility. Čím vyšší kapitálová mobilita, tím vyšší bude zhodnocení měny, pod vlivem fiskální expanze.

Ukazatel vládních výdajů je vyjádřen jako poměr celkových vládních výdajů k nominálnímu HDP.

$$l\_GOV = \ln\left[\frac{celkové\ vládní\ vydaje_{CZ}}{N\_HDP_{CZ}}\right]$$

Vzájemný spojnicový graf, uveden níže, udává grafický přehled vývoje reálného měnového kurzu a podílu vládních výdajů k nominálnímu HDP. Z grafu nelze jednoznačně říci, jaký je vztah mezi těmito makroekonomickými ukazateli. Během prvního čtvrtletí roku 2013 měly vládní výdaje značný podíl k nominálnímu HDP.



Obrázek 9: Spojnicový graf proměnných „l_GOV" a „l_RER"

Zdroj časových řad: Evropská centrální banka. Sezonní očištění provedeno od autora pomocí metody TRAMO/SEATS.

5.2.4 Diferenciál reálné úrokové sazby

Podle teorie nekryté parity úrokových měr, měna s kladným úrokovým diferenciálem se očekává, že bude znehodnocena, aby se vyrovnaly výnosy v domácích i cizích měnách. Stejně tak rostoucí úrokový diferenciál vyvolává přerozdělení portfolia a vyšší poptávku po měně s relativně vyšší úrokovou sazbou.

Reálný úrokový diferenciál je vygenerován pomocí následující transformace:

$$l\_RIR\_diff_t = \ln\left[\frac{100 + r_t^{CZ}}{100 + r_t^{GER}}\right]$$

Kde r_t^{CZ} a r_t^{GER} jsou reálné úrokové sazby v procentech, respektive v České republice a v Německu. Ex-post reálné úrokové sazby jsou vypočítány pomocí následujícího vzorce:

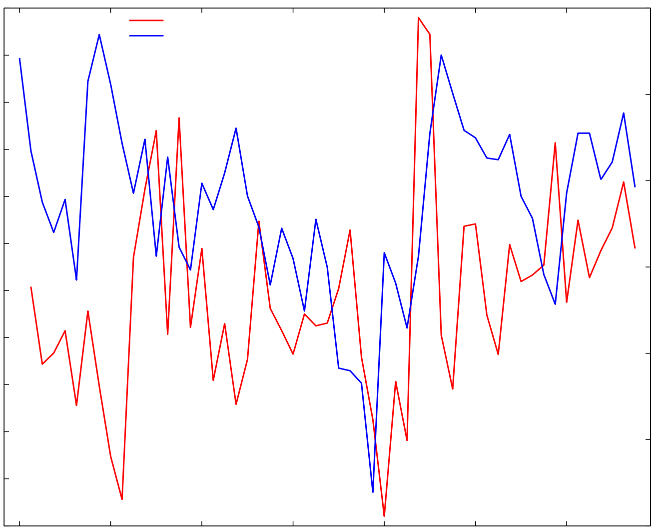
$$r_t^{CZ} = i_t^{CZ} - \pi_{t+1}^{CZ}; \quad r_t^{GER} = i_t^{GER} - \pi_{t+1}^{GER}$$

Kde i_t^{CZ} a i_t^{GER} jsou krátkodobé úrokové sazby, respektive v České republice a v Německu; π_t^{CZ} a π_t^{GER} jsou inflační míry, respektive v České republice a v Německu, vypočítány pomocí indexu spotřebitelských cen dle vztahu:

$$\pi_{t+1} = \frac{CPI_{t+1} - CPI_t}{CPI_t}$$

Za předpokladu, že platí nekrytá parita úrokových měr, musí očekávaná budoucí změna hodnoty reálného měnového kurzu být pozitivně korelována s úrokovým diferenciálem v současném období.

Dále je uveden vzájemný spojnicový graf první diference reálného měnového kurzu v čase „t" a zpoždění reálného úrokového diferenciálu v čase „t-1". Na základě nekryté parity úrokových měr by tento vztah měl být pozitivní.



Obrázek 10: Spojnicový graf proměnných – „d_l_RER" a „l_RIR_diff_(t-1)"

Zdroj časových řad: OECD. Sezonní očištění bylo provedeno pro časové řady indexů spotřebitelských cen pro jednotlivé země na základě metody TRAMO/SEATS.

5.2.5 Saldo investiční pozice vůči zahraničí (NIIP)

Podle The Swiss National Bank (2014), změna salda zahraniční investiční pozice je vyjádřena podle vztahu:

$$\Delta NIIP_t = CA_t + změny\ v\ ocenění_t$$

Kde $\Delta NIIP_t$ – změna salda zahraniční investiční pozice oproti předchozímu období; CA_t – stav běžného účtu v čase „t“; $změny\ v\ ocenění_t$ - změna ceny finančních nástrojů v čase „t“, ze kterých se skládá mezinárodní pozice aktiv a pasiv v zemi. (Humpage a kol., 2011)

Z výše uvedené rovnice vyplývá, že změna salda zahraniční investiční pozice se skládá ze dvou důvodů. Jedním z nich je deficit nebo přebytek běžného účtu a druhým důvodem jsou změny cen finančních nástrojů.

Podle logiky platební bilance se předpokládá, že schodek běžného účtu hromadí čisté zahraniční závazky s příslušnými dividendy a platby nájemného. Za zlepšení obchodní bilance se platí určitý náklad ve formě úroku. To vyžaduje měnu devalvovat, čímž se zvyšuje mezinárodní cenová konkurenceschopnost vývozů zemí.

Úvaha portfoliové rovnováhy naznačuje podobnou úpravu reálného kurzu. Dluh země vyplývající z deficitu běžného účtu má být financován od mezinárodních diverzifikovaných investorů. Aby investoři mohli obětovat svá portfolia, vyžadují vyšší výnos. Podle teorií nekryté parity úrokových měr je vyššího výnosu, s danými úrokovými sazbami, dosaženo budoucím znehodnocením měny dlužníkovy země. (Rosenberg, 2003)

Podle (R. Lane a kol., 2004), reálný měnový kurz RER deflovaný indexem spotřebitelských cen (CPI) je pozitivně silně korelován s ukazatelem salda investiční pozice (NIIP). Pro odvození tohoto ukazatele je třeba znát strukturu finančního účtu, který je součástí platební bilance. Položky finančního účtu jsou:

- Přímé zahraniční investice - FDI
- Portfoliové investice
- Dluhové cenné papíry
- Majetkové cenné papíry - Equities

- Finanční deriváty

Ukazatel salda zahraniční investiční pozice je vyjádřen součtem bilancí aktiv a pasiv pro jednotlivé položky finančního účtu (R. Lane a kol., 2004):

$$NIIP_t = \Delta FDI_t + \Delta EQ_t + \Delta DEBT_t + \Delta PORT_t + \Delta DERIV_t + FX_t$$

Kde: FDI – přímé zahraniční investice; EQ – majetkové cenné papíry (equity); DEBT – dluhové cenné papíry; PORT – portfoliové investice; DERIV – finanční deriváty; FX – devizová rezerva.

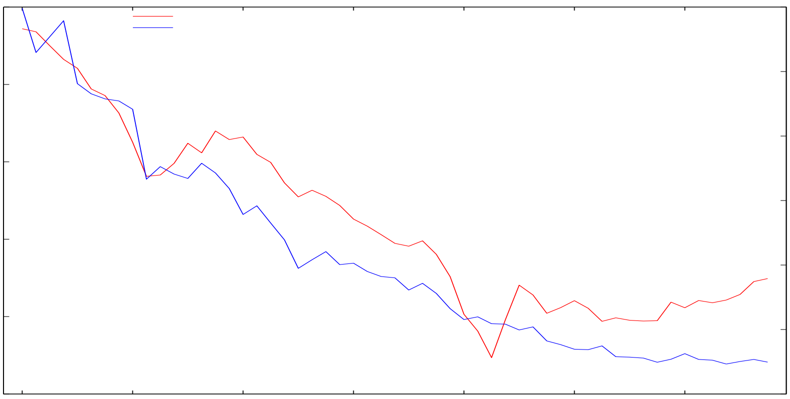
Podle (Edmond, 2008, s. 3), význam pojmu „čistá zahraniční aktiva“ (NFA) je totožný s pojmem „Saldo zahraniční investiční pozice“ (NIIP). Aktiva představují odliv peněz z finančního účtu, zatímco pasiva jsou přílivem peněžních toků.

Ukazatel čistých zahraničních aktiv je vyjádřen jako procento k nominálnímu HDP a je vygenerován na základě následující transformace:

$$l\_NIIP = -\ln\left[-\frac{Aktiva_{fin.učtu} - Pasiva_{fin.učtu}}{N\_HDP}\right]$$

Negativní znaménko je zavedeno z důvodu, že hodnoty dané časové řady jsou během celého období záporné. Po provedení logaritmické transformace se opět převrátí směr časové řady.

Vzájemný spojnicový graf vyjadřuje silnou korelaci mezi reálným měnovým kurzem a saldem investiční pozice. Z grafu lze konstatovat pozitivní vztah mezi těmito proměnnými.



Obrázek 11: Spojnicový graf proměnných - „l_RER“ a „l_NIIP“

Zdroj časových řad: Česká národní banka.

5.3 Odhad lineárního regresního modelu

Výše zmíněné determinanty vstupují jako exogenní proměnné v regresním modelu. Prvním krokem k vytvoření lineárního regresního modelu je testování stacionarity časových řad. Podmínka stacionarity je velmi důležitá z důvodu, že předpoklady LRM jsou založeny na platnosti této podmínky. Testování provedeme na základě DF-testu a popřípadě ADF-testu nestacionarity. Následující tabulka vyjadřuje výsledky testů pro jednotlivé proměnné.

Tabulka 1: Testování stacionarity

Proměnná	Stupeň integrace, tvar modelu	Testovací statistika DF_{τ} (p-hodnota)	Zamítáme nulovou hypotézu (jednotkový kořen) pro hladinou významnosti
Reálný měnový kurz (l_RER)	I(0) [t][c] ADF(1)	-1,68779 (0,757)	nezamítáme
	I(1) [c] ADF(1)	-4,35177 (0,0003558)	0,01
Diferenciál produktivity (l_PROD_diff)	I(0) [t][c] ADF(2)	0,142772 (0,9977)	nezamítáme
	I(1) [c] ADF(2)	-3,56738 (0,006447)	0,01
Reálný úrokový diferenciál (l_RIR_diff)	I(0) [c] ADF(1)	-3,533 (0,01069)	0.01
	I(1) [c] ADF(1)	-8,64723 (1,175e-009)	0,01
Saldo investiční pozice (l_NIIP)	I(0) [t][c] ADF(4)	-1,50243 (0,8292)	nezamítáme
	I(1) [c] ADF(1)	-6,82794 (9,561e-010)	0,01
Vládní výdaje (l_GOV)	I(0) [d][c] ADF(0)	-8,114	0,01
	I(1) [c] ADF(1)	-7,65397 (5,02e-012)	0.01
Otevřenost (l_OPEN)	I(0) [t][c] ADF(1)	-2,37222 (0,3942)	nezamítáme
	I(1) [c] ADF(0)	-6,51233 (7,649e-007)	0,01

Kde [c] - zahrnutí konstanty; [t] – zahrnutí trendu; [d] – zahrnutí dummy proměnné

Ze všech testovaných proměnných pouze reálný úrokový diferenciál a ukazatel vládních výdajů byly integrovány řádem nula I(0). To znamená, že tyto proměnné jsou stacionární v původních verzích a není je třeba diferencovat.

Nyní je možno vypočítat lineární regresní model. Podle prvního modelu, který je uveden v dodatku číslo (8.5), bylo potřeba odstranit proměnu „d_l_OPEN" (první diference logaritmu otevřenosti), z důvodů její statistické nevýznamnosti. Výsledný regresní model je uveden níž:

Model 2: OLS, za použití pozorování 2000:2-2013:3 (T = 54)
Závisle proměnná: d_l_RER

Tabulka 2: Lineární regresní model – odhad parametrů

	Koeficient	*Směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	*Hladina významnosti*
konstanta	-0,357745	0,715087	-0,5003	0,6192	
d_l_PROD_diff	-0,839734	0,0529322	-15,86	1,01e-020	***
l_RIR_diff	-0,357992	0,182344	-1,963	0,0554	*
l_RIR_diff_(t-1)	0,393971	0,194941	2,021	0,0489	**
d_l_NIIP	0,0391967	0,0122606	3,197	0,0025	***
l_GOV	0,0516227	0,0206293	2,502	0,0158	**

Z výstupu regresního odhadu lze konstatovat, že všechny exogenní proměnné jsou statisticky významné na hladině významnosti $\alpha = 0,1$ (10 %), proto s 90% spolehlivostí, konstatujeme, že odhadované parametry $\hat{\beta}$ jsou odlišné od nuly. Na základě p-hodnoty konstanty nelze konstatovat její statistickou významnost na hladině významnosti $\alpha = 0,1$ (10 %). Konstanta je velmi důležitá pro regresní model. Její vyloučení z modelu by znamenalo, že regresní přímka pochází z průsečíku osy „X" a „Y" a následně by to neodpovídalo skutečnému vývoji endogenní proměnné.

Podle (Nau, 2005), pomocí zlogaritmování lze převést absolutní rozdíl na relativní (procentuální) přírůstek. Potom platí následující vztah:

$$\Delta \ln Y_t \approx \frac{Y_t - Y_{t-1}}{Y_t}$$

Z toho důvodu koeficienty exogenních proměnných, ve formě prvních diferencí, vyjadřují procentuální změnou endogenní proměnné. Jednotky ostatních proměnných jsou dány v logaritmickém měřítku.

Vzhledem k tomu že změny přirozeného logaritmu se téměř rovnají procentuální změně původní časové řady, konstanta vyjadřuje průměrnou procentuální změnu endogenní proměnné.

Směr parametru produktivity (l_PROD) odpovídá teoretickým předpokladům. Vyšší produktivita České republiky vůči Německu vede k posílení české koruny a následně ke zhodnocení reálného měnového kurzu CZK/EUR. Proto zvýšení diference produktivity vede ke snížení první diference reálného měnového kurzu.

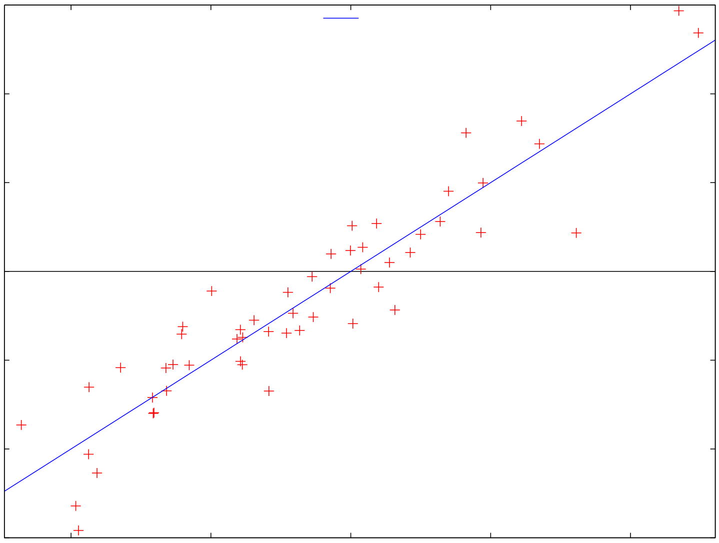
V případě reálného úrokového diferenciálu (l_RIR_diff) směr odhadovaného parametru odpovídá předpokladu teorií kryté parity úrokových měr (UIP). Podle teorií existuje pozitivní korelace mezi úrokovým diferenciálem v období „t" a relativní změně měnového kurzu v období „t+1". V modelu se to projevuje pozitivním znaménkem u proměnné „l_RIR_diff_(t-1)", proto podle výsledků modelu, pozitivní vztah existuje mezi endogenní proměnnou v období „t" a reálným úrokovým diferenciálem v období „t-1".

Saldo zahraniční investiční pozice (l_NIIP) je vyjádřeno jako poměr k nominálnímu HDP. Jeho první diference vykazuje pozitivní vztah k první diferenci reálného měnového kurzu. Vliv zvyšujícího se salda zahraniční investiční pozice působí krátkodobě k znehodnocení reálného měnového kurzu. To neodpovídá teoretickému předpokladu, podle kterého platí, že dlouhodobý zvyšující se deficit finančního účtu vede k dlouhodobému znehodnocení měny. Možným důvodem toho by mohlo být financování deficitu pomocí přílivu přímých zahraničních investic. Síla působení této vysvětlující proměnné na první diference reálného měnového kurzu je však příliš nízká.

Proměnná vládních výdajů (l_GOV), která je vyjádřena jako poměr vládních výdajů vůči nominálnímu HDP, je pozitivně korelována s první diferencí reálného měnového kurzu. Směr působení odpovídá teoretickému předpokladu. Zvýšením vládních výdajů se zvyšuje první diference reálného měnového kurzu. To znamená znehodnocení měny. Dále je uveden zápis rovnice modelu:

$$\begin{aligned}\Delta \ln RER_t = {} & -0{,}357745 - 0{,}839734 \Delta \ln {PROD_{diff}}_t - 0{,}357992 \ln {RIR_{diff}}_t \\ & + 0{,}393971 \ln {RIR_{diff}}_{t-1} + 0{,}0391967 \Delta \ln NIIP_t + 0{,}0516227 \ln GOV_t\end{aligned}$$

Níž je vyjádřen bodový graf teoretických hodnot proti skutečným hodnotám.



Obrázek 12: Bodový graf - stávající proti vyrovnané hodnoty

Většina bodů je umístěna v blízkosti regresní přímky. To indikuje mírně nelineární vztah mezi endogenní proměnnou a exogenními proměnnými.

Výše uvedený graf pomůže k identifikaci odlehlých pozorování. Stejně jako průměr a směrodatná odchylka, regresní přímka může být vážně ovlivněna přítomností odlehlých hodnot.

Odlehlá hodnota, která významně ovlivňuje sklon a průsečík regresní přímky (konstanta), vyznačuje vlivný bod pro regresi. Vlivný bod může být odlehlá hodnota nezávislé nebo závislé proměnné. (Blatná, 2006)

K identifikaci odlehlých hodnot se používají studentizovaná rezidua, které jsou vygenerovaná dle vztahu:

$$u_i^* = \frac{u_i}{směr.chyba(u_i)} = \frac{u_i}{RMSE * \sqrt{1 - h_{ii}}}$$

Kde RMSE – odmocnina střední kvadratické chyby: $MSE = \frac{\sum u_i}{n-k-1}$; h_{ii} – je i-tý člen diagonály matici „hat".

Studentizace proměnné znamená vydělení proměnné s její směrodatnou chybou. Pokud absolutní studentizovaná hodnota je větší, než 3 $|u_t^*| > 3$, potom pozorování „t“ označuje vlivné pozorování pro regresní přímku. (Jennings, 2014).

Graf studentizovaných reziduí je uveden v příloze číslo 0. Z grafu lze konstatovat, že ani jedna hodnota nepřesahuje interval (-3 ; 3). Z toho důvodu poukazujeme na absenci vlivných pozorování.

5.3.1 Hodnocení modelu

Dále jsou uvedeny některé statistiky, které slouží k analytickému hodnocení modelu.

Tabulka 3: Statistiky k hodnocení modelu

Střední hodnota závisle proměnné	-0,007174		Sm. odchylka závisle proměnné	0,023320
Součet čtverců reziduí (RSS)	0,004065		Sm. chyba regrese (RMSE)	0,009202
Koeficient determinace	0,858514		Adjustovaný koeficient determinace	0,843775

První dvě statistiky patří skupině popisujících statistik endogenní proměnné. Střední hodnota závisle proměnné udává její průměrnou hodnotu. Dále její směrodatná odchylka vyjadřuje, kolikrát se v průměru odchyluje závislá proměnná od její střední hodnoty.

Další statistiky se týkají náhodné složky. Součet čtverců reziduí vyjadřuje nevysvětlenou variabilitu endogenní proměnné. Vydělením součtu čtverců rezidui počtem stupňů volnosti n-k-1, lze získat rozptyl náhodné složky MSE (střední kvadratická chyba). Pomocí střední kvadratické chyby lze vypočítat směrodatnou odchylku reziduí, která slouží jako směrodatná chyba regrese jen v případě, že platí předpoklady Gauss-Markova.

Další statistika, která je založena na statistikách variability, je determinační koeficient. Tento koeficient *„vyjadřuje podíl celkové variability závisle proměnné Y, která může být vysvětlena vysvětlující proměnnou X.*“ (Němec, 2010)

Koeficient determinace se vždy zvyšuje, přidáváním do modelu novou exogenní proměnnou, navzdory tomu, že nová přidaná proměnná nemusí působit ke zvýšení podílu vysvětlené variability. Tuto chybu opravuje adjustovaný koeficient determinace, který se zvyšuje jen, pokud nová proměnná je statisticky významná. Adjustovaný koeficient determinace přihlíží ke stupňům volnosti a tímto penalizuje přidávání nových irrelevantních proměn. (Hofler, 2014)

Dále je uveden vzorec determinačního koeficientu „R^2“ a adjustovaného determinačního koeficientu „adj_R^2“.

$$R^2 = 1 - \frac{RSS}{TSS} = \frac{ESS}{TSS} \qquad\qquad adj_R{}^2 = 1 - (1 - R^2)\frac{n-1}{n-k-1}$$

Kde RSS – součet čtverců reziduí; ESS – vysvětlený součet čtverců; TSS – celkový součet čtverců; n – počet pozorování; k – počet exogenních proměn bez konstanty.

Dalším krokem je testování předpokladů lineárního regresního modelu pomocí příslušných testů. Testy byly provedeny pomocí softwaru Gretl, jejichž výsledky jsou uvedené níže:

Tabulka 4: Testování předpokladů lineárního regresního modelu

Název testu	Nulová hypotéza	Testovací statistika	p-hodnota
Breusch-Paganův test heteroskedasticity	Homoskedasticita reziduí	LM = 2,34297	P(Chí-kvadrát(5) > 2,342979) = 0,799934
Jarqueův-Berův test normality	rezidua jsou normálně rozdělena	0,410185	0,814572
Breusch-Godfreyùv test pro autokorelaci až do řádu 4	žádná autokorelace reziduí	LMF = 1,47851	P(F(4,44) > 1,47851) = 0,22499

Z provedených testů lze konstatovat, že rezidua jsou normálně rozdělena, mají konstantní rozptyl v čase „t“ a nejsou mezi sebou autokorelována. Dále se ověřuje platnost předpokladu o žádné multikolinearitě mezi exogenními proměnnými. Jak bylo uvedeno v metodice, multikolinearitu lze identifikovat pomocí koeficientu VIF. Pokud VIF_k (pro k-tou exogenní proměnnou) je vyšší, než 10, potom tato exogenní proměnná je vysoce korelována s ostatními exogenními proměnnými.

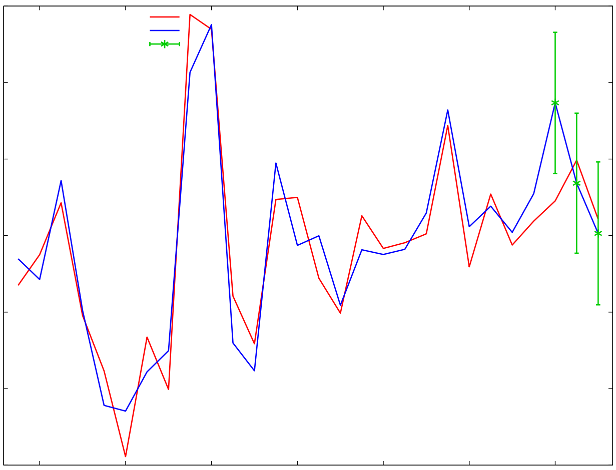
Tabulka 5: Testování multikolinearity

Minimální možná hodnota = 1.0 Hodnoty > 10.0 mohou indikovat problém kolinearity	
d_l_PROD_diff	1,062
l_RIR_diff	1,820
l_RIR_diff_(t-1)	2,189
l_GOV	1,285
d_l_NIIP	1,021
VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2), kde R(j) je vícečetný korelační koeficient mezi proměnnou j a ostatními nezávisle proměnnými	

Z tabulky lze konstatovat že, VIF hodnoty pro jednotlivé proměnné jsou nižší, než hodnota deset, proto v modelu lze tvrdit absenci multikolinearity.

5.3.2 Ex-post prognóza

V případě ex-post prognózy, prognózujeme období zkrácené časové řady. Prognózované hodnoty poté porovnáme se skutečnými „zatajenými" pozorováními. V tomto případě rozsah hodnot je zkrácen o 3 pozorování.



Obrázek 13: Ex-post prognóza pro 3 období

Z grafu lze konstatovat, že předpověď pro první čtvrtletí roku 2013 přesahuje 95 % konfidenční interval. Zatímco další dvě předpovědi se udržují v konfidenčním pásmu.

Odmocnina střední kvadratické chyby (RMSE) prognózy se rovná: 0,015353, zatímco střední absolutní procentuální chyba (MAPE) prognózy činí 133,34 %. Z toho důvodu lze konstatovat, že model není vhodný pro krátkodobé prognózy. Jednotky odmocniny střední kvadratické chyby odpovídají jednotkám endogenní proměnné, která vyjadřuje relativní přírůstek reálného měnového kurzu, oproti předchozímu období v procentech.

Tabulka 6: Předpovědi ex-post prognózy a jejich konfidenční intervaly

Pro 95% konfidenční intervaly, t(45, 0,025) = 2,014				
Pozorování	*d_l_RER*	*předpověď*	*směr. chyba*	*95% interval*
2013:1	0,00906	0,0346948	0,00915744	(0,0162508 - 0,0531388)
2013:2	0,0197	0,0136930	0,00908214	(-0,00459936 - 0,0319854)
2013:3	0,0043	0,000577613	0,00926944	(-0,0180920 - 0,0192472)

Konfidenční intervaly jsou vytvořeny na základě následujícího vztahu:

$$\left(\widehat{d\_l\_RER}_i - t_{45\,;\,0{,}05/2} * RMSE\sqrt{1-h_{ii}}\ ;\ \widehat{d\_l\_RER}_i + t_{45;\,0{,}05/2} * RMSE\sqrt{1-h_{ii}}\right)$$

Kde $\widehat{d\_l\_RER}_i$ – je předpověď pro časové období „i“; $t_{45\,;\,0{,}05/2}$ – t-hodnota při 45 stupních volnosti a 5% hladině významnosti; RMSE – odmocnina střední kvadratické chyby; h_{ii} – „i“-ty element diagonály matici „hat“.

6 Závěr

Diplomová práce obsahuje ekonometrický model pro determinaci pohybu reálného měnového kurzu pro měnový pár CZK/EUR. Volba determinantů reálného měnového kurzu byla založena na různých teoretických makroekonomických předpokladech uvedených v teoretické části práci. Model náhodné procházky vysvětluje, že vývoj směnných kurzů je nepředvídatelný v krátkodobém horizontu. Přesto ve střednědobém a dlouhodobém horizontu může vykazovat určitý trend. Další z teorií se rovněž snaží vysvětlit pohyb směnného kurzu ve střednědobém a dlouhodobém horizontu.

Absolutní verze parity kupní síly ukázala způsob určení kurzu na základě poměru cenových hladin mezi zeměmi. Nicméně to je často obtížné zjistit, zda stejný koš zboží je k dispozici ve dvou různých zemích. Tento problém byl odstraněn zavedením relativní verze PPP, která vyjadřuje kurzové pohyby pomocí rozdílu míry inflace mezi jednotlivými zeměmi.

Podle teorií parity úrokových měr je stanovení pohybu reálného měnového kurzu určeno dle změny diferenciálu nominálních úrokových sazeb v jednotlivých zemích. Očekávaná změna reálného měnového kurzu je pozitivně korelována se změnou nominálního úrokového diferenciálu.

Fisherova rovnice vysvětluje, že rozdíl mezi nominální a reálnou úrokovou sazbou, je dán očekávanou inflační mírou. Na základě Fischerovy rovnice lze odvodit její mezinárodní verzi. Mezinárodní Fischerova rovnice vysvětluje pohyb reálného měnového kurzu, který je pozitivně korelován se změnou reálného úrokového diferenciálu.

Dalším vybraným modelem determinace měnového kurzu je Balassa-Samuelson model. V tomto modelu determinace měnového kurzu je vysvětlena změnami v diferenciálu produktivity mezi zeměmi. Podle daného modelu relativní poměr produktivity obchodovatelných statků vůči produktivitě neobchodovatelných statků je klíčovým faktorem pro stanovení měnového kurzu. Obecně platí, že země, která má vyšší poměr produktivity obchodovatelných statků vůči neobchodovatelným statkům bude evidovat zhodnocení své měny.

Podle rozšířené verze Mundell-Flemingova modelu IS-LM-BP je rovnováha měnového kurzu určena na základě úrokové sazby a reálného důchodu v zemi. V případě této diplomové práce, Mundell-Flemingův model sloužil k analýze vztahu mezi vládními výdaji a měnovým kurzem. Předpokládáním expanzivní fiskální politiky bylo zjištěno, že sklon křivky BP je nezbytný při hodnocení účinku tohoto předpokladu na měnový kurz. Sklon křivky BP určuje mobilitu kapitálu. S vyšší mobilitou kapitálu roste pravděpodobnost znehodnocení měnového kurzu při expanzivní fiskální politice. Zatímco při dokonalé kapitálové imobilitě způsobuje expanzivní fiskální politika znehodnocení měnového kurzu.

Monetaristický přístup k determinaci měnového kurzu vysvětluje pohyby kurzu ve vztahu k změně diferenciálu peněžní zásoby, diferenciálu reálného důchodu a diferenciálu tempa růstu reálného důchodu.

Významnými determinanty reálného měnového kurzu, které sloužily jako vysvětlující proměnné v ekonometrickém modelu uvedeném v analytické části, byly: diferenciál produktivity mezi Českou republikou a Německem, reálný úrokový diferenciál mezi Českou republikou a Německem, poměr vládních výdajů vůči nominálnímu HDP, poměr salda zahraniční investiční pozice vůči nominálnímu HDP. Z výsledků lineárního regresního modelu lze konstatovat, že při vyšší produktivitě České republiky oproti produktivitě Německa se reálný měnový kurz CZK/EUR bude zhodnocovat. Dále, směr koeficientu reálného úrokového diferenciálu vyšel v souladu s teoretickým předpokladem nekryté parity úrokových měr. Očekávaná změna reálného měnového kurzu je pozitivně korelována se současným diferenciálem reálných úrokových sazeb. Dále rostoucí poměr vládních výdajů vůči nominálnímu HDP způsobuje znehodnocení měnového kurzu. Síla působení tohoto ukazatele na reálný měnový kurz je relativně příliš nízká. Poslední vybraná determinanta je poměr salda zahraniční investiční pozice vůči nominálnímu HDP. Parametr této exogenní proměnné vyšel s kladným znaménkem. Tento výsledek tedy není v souladu s ekonomickou teorií. Zvyšující se deficit finančního účtu by měl vyvolat znehodnocení měny. Možným důvodem toho by mohlo být financování deficitu pomocí přílivu přímých zahraničních investic.

Seznam tabulek

Seznam obrázků

Seznam použitých zkratek

CZK – česká koruna (měna České Republiky)

EUR – euro (měna eurozóny)

BMNČ – běžná metoda nejmenších čtverců

OLS – běžná metoda nejmenších čtverců (ordinary least squares)

RSS – reziduální součet čtverců (residual sum of squares)

ESS – vysvětlený součet čtverců (explained sum of squares)

TSS – celkový součet čtverců (total sum of squares)

ČNB – Česká Národní Banka

OECD - Organizace pro hospodářskou spolupráci a rozvoj (Organisation for Economic Co-operation and Development)

PPP – parita kupní síly (purchasing power parity)

UIP – nekrytá parita úrokových měr (uncovered interest rate parity)

MSE – střední kvadratická chyba (mean square error)

RMSE – odmocnina střední kvadratické chyby (root mean square error)

MAPE – střední absolutní procentualní chyba (mean absolute procentual error)

VIF – koeficient vyjadřující multikolinearní vlivy (variance inflation factors)

7 Seznam použitých zdrojů

ALGLIB. Jarque-Bera test. *ALGLIB.com* [online]. 2014. Dostupný z WWW: http://www.alglib.net/hypothesistesting/jarqueberatest.php

BARRON, Patrick. L'indipendenza. *Perche' la svalutazione della moneta e' una pessima soluzione* [online]. 2012 [cit. 2013-05-14]. Dostupný z WWW: http://www.lindipendenza.com/svalutazione-euro-crisi/

BENIGNO, Gianluca D. *Purchasing power parity* [PDF]. LSE economics 2002 [cit. 2013-04-23]. Dostupný z WWW: http://econ.lse.ac.uk/staff/gbenigno/own/teaching/Lecture4.pdf

BLATNÁ, Dagmar. *Outliers in regression* [PDF]. VŠE praha 2006 [cit. 2014-02-06]. Dostupný z WWW: http://statistika.vse.cz/konference/amse/PDF/Blatna.pdf

Bradstreet & Dun. *Foreign exchange markets*. New Delhi: Tata Mcgraw-Hill Publishing Limited, 2007. ISBN 978-0-07-062108-4.

COTTRELL, Allin a LUCCHETTI, Riccardo "Jack". *Gretl User's Guide* [PDF]. 2013. Dostupný z WWW: http://gretl.sourceforge.net/gretl-help/gretl-guide.pdf

Currency Solutions. Why Do Governments Devalue Their Currency Rates? Currency Solutions. *Currency Solutions* [online]. 2014 [cit. 2014-01-12]. Dostupný z WWW: http://www.currencysolutions.co.uk/currency/why-do-governments-devalue-their-currency-rates

CzechTrade. *czechtrade.cz* [PDF]. CzechTrade 2012 [cit. 2014-03-02]. Dostupný z WWW: http://www.czechtrade.cz/d/documents/01/7-infoservis/analyzy-zo-cr/2012/zahr_obchod_za_rok_2011.pdf

Česká Narodní Banka. Co to je nominální a reálný měnový kurz? Česká Narodní Banka. *Česká Narodní Banka* [online]. 2014 [cit. 2014-03-11]. Dostupný z WWW: http://www.cnb.cz/cs/faq/co_to_je_nominalni_a_realny_menovy_kurz.html

DALLAL, Gerard E. Degrees of Freedom. *The Little Handbook of Statistical Practice* [online]. 2003 [cit. 2014-02-25]. Dostupný z WWW: http://www.jerrydallal.com/LHSP/dof.htm

DANFORTH, Ben. *Variance-Covariance Matrix* [PDF]. Jeff Harden's webpage, 1. červen. 2009 [cit. 2014-03-12]. Dostupný z WWW: http://www.unc.edu/~jjharden/methods/vcv_week3.pdf

DURČÁKOVÁ, Jaroslava a MANDEL, Martin. *Mezinarodni Finance*. Praha: Management Press, 2010, 496 s.. ISBN 978-80-7261-221-5.

EDMOND, Chris. *Capital Flows and the Balance of Payments* [PDF]. New York: NYUSTERN, 9. 1. 2008 [cit. 2014-03-20]. Dostupný z WWW: http://pages.stern.nyu.edu/~cedmond/ge08/notes_capflows.pdf

Federal Reserve Bank of New York. Currency Devaluation and Revaluation. Federal Reserve Bank of New York. *Federal Reserve Bank of New York* [online]. 2011 [cit. 2014-02-12]. Dostupný z WWW: http://www.newyorkfed.org/aboutthefed/fedpoint/fed38.html

FEDERICO, Christopher. *The Mathematical Derivation of Least Squares* [PDF]. isites Harvard 2014 [cit. 2014-02-21]. Dostupný z WWW: http://isites.harvard.edu/fs/docs/icb.topic515975.files/OLSDerivation.pdf

FROYEN, Richard T. *Macroeconomics: Theories and policies (eighth edition)*. New Jersey: Pearson Prantice Hall, 2008. ISBN 0-13-143582-5.

GANDOLFO, Giancarlo. *International finance and open-economy macroeconomics*. Springer, 2002. ISBN 3-540-43459-3.

HAFEEZ, Sahil. The market oracle. *Why Do Governments Devalue Their Currency Rates?* [online]. 2013 [cit. 2013-12-20]. Dostupný z WWW: http://www.marketoracle.co.uk/Article42894.html

HOFFMANN, Mathias a MACDONALD, Ronald. *A Re-examination of the link between Real Exchange Rates and Real Interest Rate Differentials* [PDF]. University of Glasgow 2006 [cit. 2014-01-17]. Dostupný z WWW: http://www.gla.ac.uk/media/media_48465_en.pdf

HOFLER, Richard A. *Goodness of Fit: R2 vs. Adjusted R2* [PDF]. University of central Florida 2014 [cit. 2014-02-16]. Dostupný z WWW: http://www.bus.ucf.edu/faculty/rhofler/file.axd?file=2012/2/R2+vs+adj+R2.pdf

HOLLANDER, Barbara Gottfried. *Real world economics: How currency devaluation works*. First edition. New York: The Rosen Publishing Group, Inc. 2011. ISBN 978-1-4488-1270-7.

HORN, Michael. *EC 247 Term Paper* [PDF]. University of Essex 2008 [cit. 2014-03-18]. Dostupný z WWW: http://essex.ac.uk/economics/documents/eesj/sp08/EC247TPMichaelHorn.pdf

HRISTOVA, Daniela. *Breusch-Godfrey LM test for serial correlation* [PDF]. City University London 2014 [cit. 2014-03-05]. Dostupný z WWW: http://www.staff.city.ac.uk/d.hristova/Slides8.pdf

HUMPAGE, Owen F. a JACOBSON, Margaret. *The Net International Investment Position* [PDF]. Federal Reserve Bank of Cleveland 2011 [cit. 2014-02-15]. Dostupný z WWW: http://www.clevelandfed.org/research/trends/2011/0811/01intmar.cfm

CHATTERJEE, Samprit a HADI, Ali S. *Regression Analysis by Example*. Wiley, 2006. ISBN 978-1-118-45624-8.

CHRISTOU, Nicolas. *Introduction to Econometrics* [PDF]. University of California Los Angeles 2012 [cit. 2014-02-03]. Dostupný z WWW: http://www.stat.ucla.edu/~nchristo/introeconometrics/introecon_hat.pdf

Investopedia. Bid-Ask Spread. Investopedia. *Investopedia* [online]. 2014 [cit. 2012-Červen-12]. Dostupný z WWW: http://www.investopedia.com/terms/b/bid-askspread.asp

Investopedia. Over-The-Counter Market. *Investopedia* [online]. 2014 [cit. 2014-01-03]. Dostupný z WWW: http://www.investopedia.com/terms/o/over-the-countermarket.asp

JENNINGS, Kristofer. *Applied linear models: Regression Diagnostics* [PDF]. Purdue University 2014 [cit. 2014-03-03]. Dostupný z WWW: http://www.stat.purdue.edu/~jennings/stat514/stat512notes/topic5.pdf

JINDŘICH, Soukup. *Makroekonomie*. 2. aktualizované vydání. Praha: Management Press, 2010, 520 s.. ISBN 978-80-7261-219-2.

KOMÁREK, Luboš a MELECKÝ, Martin. *WORKING PAPER SERIES 5: The Behavioural Equilibrium Exchange Rate of the Czech Koruna* [PDF]. Prague: Česká Narodní Banka 2005 [cit. 2013-09-30]. Dostupný z WWW: http://www.cnb.cz/en/research/ research_publications/cnb_wp/download/cnbwp_2005_05.pdf

KUTNER, Michael H. a kol. *Applied Linear Statistical Models* [PDF]. Fifth edition. McGraw-Hill Irwin, 2005 [cit. 2014-03-09]. ISBN 0-07-238688-6. Dostupný z WWW: http://ekowiki.ekonomika.be/wiki/images/8/89/Applied_Linear_Statistical_Models_-_M.H._Kutner,_C.J._Nachtsheim,_J._Neter_%26_W._Li.pdf

LIŠKA, Václav a kol. *Makroekonomie*. druhé vydání. Praha: Professional Publishing, 2004. ISBN 80-86419-54-1.

MACH, Miloš. *Makroekonomie II*. Praha: Melandrium, 2001. ISBN 80-86175-18-9.

MOOSA, Imad A., 2000. *Exchange Rate Forecasting: Techniques and Application*. New York: St. Martin's Press. ISBN 0-312-22892-9.

MUENDLER, Marc Andreas. *International Monetary Relations: Covered Interest Rate Parity* [PDF]. San Diego: University of California 2011 [cit. 2014-02-14]. Dostupný z WWW: http://econweb.ucsd.edu/muendler/teach/12s/103/cip-handout.pdf

NASON, G. P. *Statistics in Volcanology: Stationary and non-stationary time series* [PDF]. University of South Florida 2010 [cit. 2014-02-18]. Dostupný z WWW: http:// www.cas.usf.edu/~cconnor/geolsoc/html/chapter11.pdf

NAU, Robert F. Testing the assumptions of linear regression. *Decision 411* [online]. 2005 [cit. 2014-02-03]. Dostupný z WWW: http://people.duke.edu/~rnau/testing.htm

NAU, Robert F. Decision 411. *The logarithm transformation* [online]. 2005 [cit. 2014-03-03]. Dostupný z WWW: http://people.duke.edu/~rnau/411log.htm

NĚMEC, Daniel. *Základy ekonometrie* [PDF]. 2010 [cit. 2014-02-15].

NEUMANN, Pavel, ŽAMBERSKÝ, Pavel a JIRÁNKOVÁ, Martina. *Mezinarodní ekonomie*. Praha: Grada Publishing, 2010. ISBN 978-80-247-3276-3.

NIST.GOV. VARIANCE INFLATION FACTORS. NIST.GOV. *Statistical Engineering Division* [online]. 2002 [cit. 2014-03-15]. Dostupný z WWW: http://www.itl.nist.gov/div898/software/dataplot/refman2/auxillar/vif.htm

NOVOTNÝ, Radovan. Investujeme.cz. *Jak vznikl systém volně směnitelných kurzů?* [online]. 2008 [cit. 2014-01-19]. Dostupný z WWW: http://www.investujeme.cz/jak-vznikl-system-volne-smenitelnych-kurzu/

R. LANE, Philip a MILESI-FERRETTI, Gian Maria. *IMF working paper: The Transfer Problem Revisited: Net Foreign Assets and Real Exchange Rates* [PDF]. International Monetary Fund 2004 [cit. 2014-02-25]. Dostupný z WWW: http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2000/wp00123.pdf

RADOVÁ, Jarmila a kol. *Finanční matematika pro každého*. Praha: GRADA publishing, 2008, 232 s.. ISBN 978-80-247-2364-8.

REVENDA, Zbyněk a kol. *Peněžní ekonomie a bankovnictví*. 4. vydání. Praha: Management Press, 2008, 627 s.. ISBN 978-80-7261-132-4.

ROSENBERG, Michael R., 2003. *Exchange Rate Determination*. Irwin Library of Investment and Finance, 267 s.. ISBN 0-07-141501-7.

ROSENFELD, Michael J. *Introduction to Data Analysis* [PDF]. Stanford: Stanford University 2013 [cit. 2014-Březen-08]. Dostupný z WWW: http://www.stanford.edu/~mrosenfe/soc_meth_proj3/matrix_OLS_NYU_notes.pdf

SEKERKA, Bohuslav. *Makroekonomie*. Praha: Profess Consulting, 2007, 488 s.. IBSN 80-7259-050-2.

SHEPPARD, Kevin. *Financial Econometrics Notes* [PDF]. Oxford: 2013 [cit. 2012-11-29]. Dostupný z WWW: http://www.kevinsheppard.com/images/b/bb/Financial_Econometrics_2013-2014.pdf

SJÖ, Bo. *Testing for Unit Roots and Cointegration* [PDF]. Linköping University 2008 [cit. 2013-05-17]. Dostupný z WWW: http://www.iei.liu.se/nek/ekonometrisk-teori-7-5-hp-730a07/labbar/1.233753/dfdistab7b.pdf

SOUKUP, Alexandr. *Mezinárodní ekonomie*. Plzeň: Aleš Čenek, 2009, 283 s.. ISBN 978-80-7380-197-7.

STEPAN, Vaclav. Kmlinux. *Homogenní funkce* [online]. 2014 [cit. 2014-03-12]. Dostupný z WWW: http://kmlinux.fjfi.cvut.cz/~stepavac/fjfi/tsf/tsf-iso/node8_mn.html

TAYLOR, Alan M. a TAYLOR, Mark P. *The Purchasing Power Parity Debate* [Dokument PDF]. Journal of Economic Perspectives 2004 [cit. 2014-03-06]. Dostupný z WWW: http://www.ssc.wisc.edu/~mchinn/taylor&taylor_PPP_JEP.pdf

The Swiss National Bank. FX Theory: Wealth and International Investment Position. SNBCHF. *SNBCHF.com* [online]. 2014 [cit. 2014-03-15]. Dostupný z WWW: http://snbchf.com/fx-theory/fx-theory-wealth-and-international-investment-position/

URIBE, Martín a GROHÉ, Stephanie Schmitt. *International Macroeconomics* [PDF]. Columbia University 2014 [cit. 2014-02-17]. Dostupný z WWW: http://www.columbia.edu/~mu2166/UIM/notes.pdf

8 Přílohy

8.1 Odvození estimátoru BMNČ lineárního regresního modelu

Odvození provedeme na základě Federico (2014). Ostatní proměnné držíme konstantní.

$$\frac{\partial SSE}{\partial \hat{\alpha}} = \frac{\partial}{\partial \hat{\alpha}}\left[\sum_{t=1}^{n}\left(y_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta}x_t\right)^2\right] = \sum_{t=1}^{n}\frac{\partial}{\partial \hat{\alpha}}\left[\left(y_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta}x_t\right)^2\right]$$

$$= \sum_{t=1}^{n} 2\left(y_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta}x_t\right)\frac{\partial}{\partial \hat{\alpha}}\left[\left(y_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta}x_t\right)\right] = 2\sum_{t=1}^{n}\left(y_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta}x_t\right)(-1)$$

$$= -2\sum_{t=1}^{n}\left(y_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta}x_t\right)$$

$$\frac{\partial SSE}{\partial \hat{\beta}} = \frac{\partial}{\partial \hat{\beta}}\left[\sum_{t=1}^{n}\left(y_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta}x_t\right)^2\right] = \sum_{t=1}^{n}\frac{\partial}{\partial \hat{\beta}}\left[\left(y_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta}x_t\right)^2\right]$$

$$= \sum_{t=1}^{n} 2\left(y_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta}x_t\right)\frac{\partial}{\partial \hat{\beta}}\left[\left(y_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta}x_t\right)\right] = 2\sum_{t=1}^{n}\left(y_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta}x_t\right)(-x_t)$$

$$= -2\sum_{t=1}^{n} x_t\left(y_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta}x_t\right) = -2\sum_{t=1}^{n}\left(y_t x_t - \hat{\alpha}x_t - \hat{\beta}{x_t}^2\right)$$

Rovnáme obě parciální derivace nulou a dostaneme:

$$-2\sum_{t=1}^{n}\left(y_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta}x_t\right) = 0$$

$$\sum_{t=1}^{n} y_t - n\hat{\alpha} - \hat{\beta}\sum_{t=1}^{n} x_t = 0 \overset{+n\hat{\alpha}}{\Longrightarrow} \sum_{t=1}^{n} y_t - \hat{\beta}\sum_{t=1}^{n} x_t = n\hat{\alpha} \overset{:n}{\Rightarrow} \hat{\alpha} = \frac{\sum_{t=1}^{n} y_t}{n} - \hat{\beta}\frac{\sum_{t=1}^{n} x_t}{n}$$

$$= \overline{y_t} - \hat{\beta}\overline{x_t}$$

$$-2\sum_{t=1}^{n}\left(y_t x_t - \hat{\alpha}x_t - \hat{\beta}{x_t}^2\right) = 0$$

$$\sum_{t=1}^{n} x_t y_t - \hat{\alpha}\sum_{t=1}^{n} x_t - \hat{\beta}\sum_{t=1}^{n} {x_t}^2 = 0 \xRightarrow{+\hat{\beta}\sum_{t=1}^{n} {x_t}^2} \sum_{t=1}^{n} x_t y_t - \hat{\alpha}\sum_{t=1}^{n} x_t = \hat{\beta}\sum_{t=1}^{n} {x_t}^2$$

Nahradíme dle vztahu: $\hat{\alpha} = \frac{\sum_{t=1}^{n} y_t}{n} - \hat{\beta}\frac{\sum_{t=1}^{n} x_t}{n}$ a dostaneme **estimátor** pro parametr $\hat{\beta}$:

$$\sum_{t=1}^{n} x_t y_t - \sum_{t=1}^{n} x_t\left(\frac{\sum_{t=1}^{n} y_t}{n} - \hat{\beta}\frac{\sum_{t=1}^{n} x_t}{n}\right) = \hat{\beta}\sum_{t=1}^{n} {x_t}^2 \xRightarrow{-\hat{\beta}\frac{\sum_{t=1}^{n} x_t}{n}} \sum_{t=1}^{n} x_t y_t - \frac{\sum_{t=1}^{n} x_t \sum_{t=1}^{n} y_t}{n}$$

$$= \hat{\beta}\sum_{t=1}^{n} {x_t}^2 - \hat{\beta}\frac{\left(\sum_{t=1}^{n} x_t\right)^2}{n} \xRightarrow{faktorizujeme\ \hat{\beta}} \sum_{t=1}^{n} x_t y_t - \frac{\sum_{t=1}^{n} y_t \sum_{t=1}^{n} x_t}{n}$$

$$= \hat{\beta}\left(\sum_{t=1}^{n} {x_t}^2 - \frac{\left(\sum_{t=1}^{n} x_t\right)^2}{n}\right)$$

8.2 Odvození varianční a kovarianční matice parametru $\hat{\boldsymbol{\beta}}$

Odvození varianční a kovarianční matice bylo provedeno na základě publikace Danforth (Variance-Covariance Matrix, 2009).

Estimátor parametru $\hat{\beta}$ je dán následující rovnicí:

$$\hat{\boldsymbol{\beta}} = (\boldsymbol{X^T X})^{-1}\boldsymbol{X^T Y} = (\boldsymbol{X^T X})^{-1}\boldsymbol{X^T}(\boldsymbol{X\beta} + \boldsymbol{u}) = (\boldsymbol{X^T X})^{-1}\boldsymbol{X^T X\beta} + (\boldsymbol{X^T X})^{-1}\boldsymbol{X^T u}$$

Na základě algebraických vlastností matic platí následující pravidlo $AA^{-1} = A^{-1}A = I$. Potom platí $(\boldsymbol{X^T X})^{-1}\boldsymbol{X^T X} = \boldsymbol{I}$. Z toho důvodu lze dostat:

$$\hat{\boldsymbol{\beta}} = \boldsymbol{\beta} + (\boldsymbol{X^T X})^{-1}\boldsymbol{X^T u} \Rightarrow \hat{\boldsymbol{\beta}} - \boldsymbol{\beta} = (\boldsymbol{X^T X})^{-1}\boldsymbol{X^T u}$$

Z toho vyplývá, že rozdíl mezi odhadem parametru $\hat{\beta}$ a jeho skutečné hodnoty je dán z násobení $(\boldsymbol{X^T X})^{-1}\boldsymbol{X^T u}$, ze kterého lze dostat vektor rozměru $(k \times 1)$. Potom varianční a kovarianční matice parametrů $\hat{\beta}$ je dána vztahem:

$$cov(\widehat{\boldsymbol{\beta}} - \boldsymbol{\beta}) = E\left[(\widehat{\boldsymbol{\beta}} - \boldsymbol{\beta})(\widehat{\boldsymbol{\beta}} - \boldsymbol{\beta})^T\right] = E\left[[(\boldsymbol{X^T X})^{-1}\boldsymbol{X^T u}][(\boldsymbol{X^T X})^{-1}\boldsymbol{X^T u}]^T\right]$$

Pomoci pravidla matic, pro **které** platí: $(\boldsymbol{ABC})^T = \boldsymbol{C}^T\boldsymbol{B}^T\boldsymbol{A}^T$, lze dostat:

$$cov(\widehat{\boldsymbol{\beta}} - \boldsymbol{\beta}) = E[(\boldsymbol{X^T X})^{-1}\boldsymbol{X^T u u}^T\boldsymbol{X}[(\boldsymbol{X^T X})^{-1}]^{\boldsymbol{T}}]$$

Uplatněním pravidla: $[\boldsymbol{A}^T]^{-1} = [\boldsymbol{A}^{-1}]^T$, lze dostat:

$$cov(\widehat{\boldsymbol{\beta}} - \boldsymbol{\beta}) = E[(\boldsymbol{X^T X})^{-1}\boldsymbol{X^T u u}^T\boldsymbol{X}(\boldsymbol{X^T X})^{-1}]$$

Je dáno, že exogenní proměnné jsou fixní, jejich očekávaná hodnota bude: $E[\boldsymbol{X}] = \boldsymbol{X}$. Pomocí toho předpokladu lze dále upravit takto:

$$cov(\widehat{\boldsymbol{\beta}} - \boldsymbol{\beta}) = (\boldsymbol{X^T X})^{-1}\boldsymbol{X^T} E[\boldsymbol{u u}^T]\boldsymbol{X}(\boldsymbol{X^T X})^{-1}$$

Pokud platí předpoklady Gauss-Markova o náhodné složky, potom varianční a kovarianční matice náhodné složky bude rovna: $cov(\boldsymbol{u u}^T) = E[\boldsymbol{u u}^T] = \sigma^2\boldsymbol{I}_n$.

$$cov(\widehat{\boldsymbol{\beta}} - \boldsymbol{\beta}) = (\boldsymbol{X^T X})^{-1}\boldsymbol{X^T}\sigma^2\boldsymbol{I}_n\boldsymbol{X}(\boldsymbol{X^T X})^{-1}$$

Uplatněním $\boldsymbol{I_n A} = \boldsymbol{A I_k}$, kde A – matice rozměru $(n \times k)$, lze dostat:

$$cov(\widehat{\boldsymbol{\beta}} - \boldsymbol{\beta}) = (\boldsymbol{X^T X})^{-1}\boldsymbol{X^T X}\sigma^2\boldsymbol{I}_k(\boldsymbol{X^T X})^{-1} = \boldsymbol{I}_k\sigma^2\boldsymbol{I}_k(\boldsymbol{X^T X})^{-1} = \sigma^2(\boldsymbol{X^T X})^{-1}$$

8.3 Odvození vlastností matici „hat“

První vlastností matici „hat“ je její symetricita:

$$\boldsymbol{H}^T = \boldsymbol{H}$$

$$\boldsymbol{H}^T = [\boldsymbol{X}(\boldsymbol{X}^T\boldsymbol{X})^{-1}\boldsymbol{X}^T]^T = [\boldsymbol{X}^T]^T[(\boldsymbol{X}^T\boldsymbol{X})^{-1}]^T\boldsymbol{X}^T = \boldsymbol{X}[(\boldsymbol{X}^T\boldsymbol{X})^T]^{-1}\boldsymbol{X}^T = \boldsymbol{X}(\boldsymbol{X}^T\boldsymbol{X})^{-1}\boldsymbol{X}^T = \boldsymbol{H}$$

Další vlastnost je idempotence:

$$\boldsymbol{H} * \boldsymbol{H} = \boldsymbol{H}^2 = \boldsymbol{H}$$

$$\boldsymbol{H} * \boldsymbol{H} = [\boldsymbol{X}(\boldsymbol{X}^T\boldsymbol{X})^{-1}\boldsymbol{X}^T][\boldsymbol{X}(\boldsymbol{X}^T\boldsymbol{X})^{-1}\boldsymbol{X}^T] = \boldsymbol{X}(\boldsymbol{X}^T\boldsymbol{X})^{-1}\boldsymbol{X}^T\boldsymbol{X}(\boldsymbol{X}^T\boldsymbol{X})^{-1}\boldsymbol{X}^T = \boldsymbol{X}\boldsymbol{I_k}(\boldsymbol{X}^T\boldsymbol{X})^{-1}\boldsymbol{X}^T$$
$$= \boldsymbol{X}(\boldsymbol{X}^T\boldsymbol{X})^{-1}\boldsymbol{X}^T = \boldsymbol{H}$$

8.4 Odvození relativní verze parity kupní síly

Toto odvození bylo provedeno na základě Sekerka (Makroekonomie, 2007).

Nyní pracujeme na čitatel $\frac{P_A^t}{P_B^t} - \frac{P_A^{t-1}}{P_B^{t-1}}$:

$$\frac{P_A^t}{P_B^t} - \frac{P_A^{t-1}}{P_B^{t-1}} = \frac{P_A^t P_B^{t-1} - P_B^t P_A^{t-1}}{P_B^t P_B^{t-1}} = \frac{(P_A^{t-1} + \Delta P_A^t)P_B^{t-1} - (P_B^{t-1} + \Delta P_B^t)P_A^{t-1}}{(P_B^{t-1} + \Delta P_B^t)P_B^{t-1}}$$

Tady jsme použili transformaci: $X_t = X_{t-1} + \Delta X_t$. Pokračováním v úpravách se dostaneme:

$$\frac{P_B^{t-1}P_A^{t-1}\left[\frac{(P_A^{t-1} + \Delta P_A^t)P_B^{t-1}}{P_B^{t-1}P_A^{t-1}} - \frac{(P_B^{t-1} + \Delta P_B^t)P_A^{t-1}}{P_B^{t-1}P_A^{t-1}}\right]}{(P_B^{t-1} + \Delta P_B^t)P_B^{t-1}}$$
$$= \frac{P_B^{t-1}P_A^{t-1}\left[\frac{P_A^{t-1}}{P_A^{t-1}} + \frac{\Delta P_A^t}{P_A^{t-1}} - \left(\frac{P_B^{t-1}}{P_B^{t-1}} + \frac{\Delta P_B^t}{P_B^{t-1}}\right)\right]}{\left(1 + \frac{\Delta P_B^t}{P_B^{t-1}}\right)(P_B^{t-1})^2}$$
$$= \frac{P_A^{t-1}\left[1 + \frac{\Delta P_A^t}{P_A^{t-1}} - 1 - \frac{\Delta P_B^t}{P_B^{t-1}}\right]}{\left(1 + \frac{\Delta P_B^t}{P_B^{t-1}}\right)P_B^{t-1}} = \frac{P_A^{t-1}}{P_B^{t-1}} * \frac{\frac{\Delta P_A^t}{P_A^{t-1}} - \frac{\Delta P_B^t}{P_B^{t-1}}}{1 + \frac{\Delta P_B^t}{P_B^{t-1}}}$$

Nasadíme zpátky do vzorce: $\%\Delta\left(\frac{P_A^t}{P_B^t}\right)$ a dostaneme:

$$\%\Delta\left(\frac{P_A^t}{P_B^t}\right) = \frac{\frac{P_A^t}{P_B^t} - \frac{P_A^{t-1}}{P_B^{t-1}}}{P_A^{t-1}/P_B^{t-1}} = \frac{\frac{P_A^{t-1}}{P_B^{t-1}} * \frac{\frac{\Delta P_A^t}{P_A^{t-1}} - \frac{\Delta P_B^t}{P_B^{t-1}}}{1 + \frac{\Delta P_B^t}{P_B^{t-1}}}}{\frac{P_A^{t-1}}{P_B^{t-1}}} = \frac{\frac{\Delta P_A^t}{P_A^{t-1}} - \frac{\Delta P_B^t}{P_B^{t-1}}}{1 + \frac{\Delta P_B^t}{P_B^{t-1}}}$$

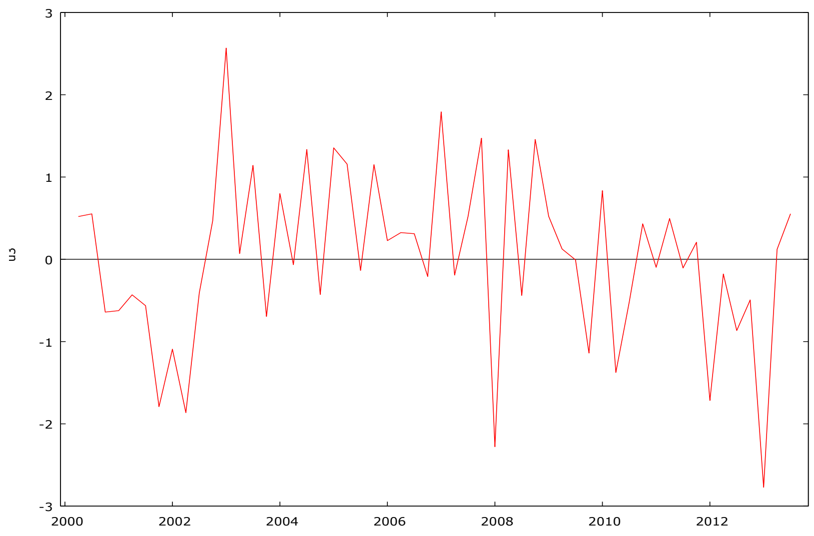
8.5 Původní lineární regresní model

Model 1: OLS, za použití pozorování 2000:2-2012:4 (T = 51)
Závisle proměnná: d_l_RER

	Koeficient	*Směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
Konstanta	-0,414214	0,70191	-0,5901	0,55813	
d_l_PROD	-0,871525	0,0528239	-16,4987	<0,00001	***
l_GOV	0,0552428	0,0205221	2,6919	0,01001	**
d_ l_ NIIP	0,0429457	0,0120152	3,5743	0,00087	***
l_RIR	-0,376768	0,176168	-2,1387	0,03805	**
l_RIR_(t-1)	0,42224	0,194153	2,1748	0,03507	**
d_l_OPEN	-0,0255832	0,0292027	-0,8761	0,38576	

Střední hodnota závisle proměnné	-0,008252	Sm. odchylka závisle proměnné	0,023474
Součet čtverců reziduí	0,003336	Sm. chyba regrese	0,008707
Koeficient determinace	0,878912	Adjustovaný koeficient determinace	0,862400
F(6, 44)	53,22872	P-hodnota(F)	1,45e-18
Logaritmus věrohodnosti	173,3212	Akaikovo kritérium	-332,6424
Schwarzovo kritérium	-319,1196	Hannan-Quinnovo kritétium	-327,4750
rho (koeficient autokorelace)	-0,265556	Durbin-Watsonova statistika	2,502304

8.6 Studentizovaná rezidua



Obrázek 14: Spojnicový graf pro studentizovaná rezidua