# Stati

## MAKROEKONOMETRICKÝ MODEL EUROZÓNY

**Ondřej Čížek,** Vysoká škola ekonomická v Praze*

### Úvod

Cílem článku je formulace a ekonometrický odhad parametrů makroekonomického modelu eurozóny. Použitý makroekonomický model jsem vytvořil modifikací lineárního modelu Balla (1999), který je všeobecně znám v literatuře zabývající se měnovou politikou. Velmi podobnou strukturu s právě zmíněným modelem Balla mají také další modely, které v odborné ekonomické literatuře upoutaly značnou pozornost. Pro ilustraci na tomto místě zmíním model Rudebusche, Svenssona (1999), který byl na empirických datech Eurozóny aplikován Peersmanem, Smetsem (1999).

Základní platformou zde formulovaného modelu je tedy velmi známý model, který byl aplikován v mnoha různých obměnách. Model formulovaný v tomto článku se nicméně od uvedených modifikací nakonec poměrně dosti vzdálí. Odlišnost spočívá především v tom, že reálná ekonomika nebude v tomto článku reprezentována lineárním modelem popisujícím vývoj mezery produktu. Koncept mezery produktu zde bude nahrazen cyklickou složkou míry nezaměstnanosti, přičemž trh práce bude modelován dynamickým nelineárním modelem.

### 1. Model

Formulaci modelu jsem založil na Ballově (1999) makroekonomickém modelu hospodářských cyklů. Hlavní odlišnost mojí formulace spočívá v tom, že reálnou ekonomiku nepopisuji mezerou produktu, ale pomocí míry nezaměstnanosti. Vliv reálné ekonomiky na inflaci je modelován tzv. akcelerující Phillipsovou křivkou. Tento vztah jsem ve svém modelu modifikoval tak, že jsem připustil možnost pozvolna akcelerujících cen. Úroková politika centrální banky (ECB) je popsána Taylorovým pravidlem jak v Ballově, tak i v mém modelu.

* Tento článek vznikl za finanční podpory Grantové agentury České republiky v rámci grantu č. P402/12/G097.

Při formulaci modelu budu dodržovat úmluvu, že všechny parametry budou kladné, takže před některými budu psát znaménko minus. Další úmluva se týká stochastické specifikace jednotlivých vztahů modelu. Předpokládá se, že náhodné chyby mají normální pravděpodobnostní rozdělení s nulovou střední hodnotou, v čase konstantním rozptylem. Dále se v souladu s běžnou praxí předpokládá, že náhodné chyby nejsou korelovány jak v čase, tak vůči ostatním náhodným chybám. Při formulaci funkčních vztahů v této kapitole nebudou tyto vlastnosti explicitně uváděny. Co se týče značení, všechny náhodné chyby budou značeny symbolem $\eta$. Odlišení náhodných chyb v různých rovnicích bude provedeno pomocí horního indexu. Například $\eta^u$ značí náhodnou chybu v rovnici určující vývoj proměnné $u$.

## 1.1 Nezaměstnanost

Obsahem prvního oddílu je stručný popis základního dynamického modelu trhu práce, který slouží jako výchozí platforma pro formulaci vlastního modelu trhu práce. Rozšíření základního modelu spočívá v endogenizaci vybraných parametrů a je popsáno ve druhé subkapitole. Závěrečný třetí oddíl je věnován konceptu NAIRU (Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment).

### *1.1.1 Základní model*

Na trhu práce jsou předpokládány pouze dva stavy, a to stav zaměstnaný a nezaměstnaný. Pravděpodobnosti přechodu mezi těmito stavy budou značeny takto:

$q$... pravděpodobnost, že zaměstnanec ztratí práci,
$p$... pravděpodobnost, že nezaměstnaný nalezne práci.

Základní model trhu práce zanedbává:[1]

1) závislost pravděpodobností přechodu na cyklických fázích a hospodářské politice,
2) cyklické pohyby pracovní síly,
3) heterogenitu zaměstnaných, resp. nezaměstnaných,[2]
4) nepřipouští se situace, ve které by zaměstnanec ztratil zaměstnání a současně našel v časovém rámci jednoho časového období.

Vývoj počtu nezaměstnaných je určen následujícím vztahem:

$$U_t = q \cdot E_{t-1} + (1-p) \cdot U_{t-1}, \tag{1}$$

kde $U_t$ je počet nezaměstnaných v časovém okamžiku $t$,
$E_t$ značí počet zaměstnaných v čase $t$.

1 Později v subkapitole 1.1.2 bude odstraněn první z uvedených čtyř předpokladů.

2 Zanedbává se tedy například skutečnost, že kvalifikovanější pracovníci mají menší pravděpodobnost ztráty zaměstnání a vyšší pravděpodobnost nalezení zaměstnání.

Vydělím-li levou i pravou stranu rovnice (1) celkovou pracovní silou $W \equiv E_t + U_t$:

$$u_t = q \cdot e_{t-1} + (1-p) \cdot u_{t-1}, \tag{2}$$

přičemž $u_t + U_t/W$, resp. $e_t + E_t/W$, značí míru nezaměstnanosti, resp. zaměstnanosti. Substitucí výrazu $e_t = 1 - u_t$ do této rovnice dostávám:

$$u_t = (1-p-q) \cdot u_{t-1} + q \cdot \tag{3}$$

Metodou opakované substituce se získá vztah:

$$u_t = (1-p-q)^t \cdot u_0 + q \cdot \sum_{i=0}^{t-1} (1-p-q)^i,$$

resp.

$$u_t = (1-p-q)^t \cdot \left( u_0 - \frac{q}{p+q} \right) + \frac{q}{p+q} \cdot \tag{4}$$

Právě uvedenou rovnost lze vyjádřit takto:

$$(u_t - \bar{u}) = (1-p-q)^t \cdot (u_0 - \bar{u}),$$

resp.

$$(u_t - \bar{u}) = (1-p-q) \cdot (u_{t-1} - \bar{u}), \tag{5}$$

přičemž $\bar{u}$ značí stacionární úroveň míry nezaměstnanosti, pro kterou platí:

$$\bar{u} = q/(p+q). \tag{6}$$

Stacionární úroveň $\bar{u}$ popisuje makroekonomickou rovnováhu, při které se počet propuštěných zaměstnanců rovná počtu nově přijatých pracovníků na agregátní úrovni celé ekonomiky. Rovnováha $\bar{u}$ je stabilním rovnovážným bodem, ke kterému míra nezaměstnanosti směřuje, je-li z této pozice vychýlena. Hodnotu $\bar{u}$ by tedy bylo možné chápat jakožto (konstantní) trendovou složku proměnné $u_t$. Trendová složka veličiny $u_t$ bude nicméně v tomto článku zavedena odlišně později v subkapitole 1.1.3. V tomto oddíle bude také diskutována souvislost mezi trendovou mírou nezaměstnanosti a konceptem NAIRU.

### 1.1.2 Endogenizace pravděpodobností přechodu

Cílem tohoto oddílu je zabudovat do právě popsaného základního modelu vliv hospodářských cyklů a úrokové politiky centrální banky na nezaměstnanost. Uvažovaný transmisní mechanismus směřující od úrokových sazeb k nezaměstnanosti je následující:

$$\boxed{\begin{array}{l}\text{krátkodobá úroková míra} \rightarrow \downarrow \text{ dlouhodobá úroková míra} \rightarrow \uparrow \text{ spotřeba domácností} \\ \text{a investice firem} \rightarrow \uparrow \text{ poptávka po finálních statcích} \rightarrow \uparrow \text{ poptávka firem po práci} \rightarrow \\ \rightarrow \left\{\begin{array}{l}\downarrow \text{ pravděpodobnost ztráty zaměstnání} \\ \uparrow \text{ pravděpodobnost nalezení zaměstnání}\end{array}\right\} \rightarrow \downarrow \text{ nezaměstnanost.}\end{array}} \tag{7}$$

Úrokové sazby tedy působí na nezaměstnanost až zprostředkovaně. Pro účely zkoumání vlivu úrokové politiky centrální banky na reálnou ekonomiku je obvyklejší použít ukazatel produkce. Míru nezaměstnanosti jsem ve zde formulovaném modelu zvolil z následujících důvodů:

- Mezera produktu je (přes všeobecnou rozšířenost) poměrně kontroverzním konceptem. Podrobněji vyloženou kritiku konceptu mezery produktu podávají Kodera, Quang (2013).
- Časová řada nezaměstnanosti má měsíční periodicitu, zatímco informace o produkci publikují statistické úřady ve čtvrtletní či roční frekvenci. Vyšší frekvence dat umožňuje zvýšit počet pozorování, což má význam pro ekonometrický odhad parametrů modelu.
- Existují empirické studie – Bierens, Broersma (1993); Modeste, Mustafa (2002) – ukazující, že vliv úrokové míry na nezaměstnanost je překvapivě silný. Bierens a Broersma ve své studii došli k závěru, že úroková sazba působí v mnoha zemích na míru nezaměstnanosti dokonce mnohem intenzivněji než reálná mzda.
- V současné době věnuje ekonomická teorie analyzující úrokovou politiku centrálních bank zvýšenou pozornost modelování trhu práce. Významnou publikací je v této oblasti článek od Blancharda, Galího (2010). Autoři rozšířili základní DSGE model[3] s cílem explicitně modelovat trh práce, analyzovat vliv úrokové politiky na nezaměstnanost, jakož i vliv nezaměstnanosti na inflaci.

Úrokovou sazbu zabuduji do modelu endogenizací parametrů *p, q*.Ovšem dříve než tak učiním, připomenu Ballovu formulaci dynamické IS křivky:[4]

$$\hat{y}_t = \alpha \cdot \hat{y}_{t-3} - \beta \cdot \hat{r}_{t-3} + \eta_t^y, \tag{8}$$

kde $\hat{y}_t$ je mezera produktu jakožto reprezentant reálné ekonomiky,
$\hat{r}_t$ značí cyklickou složku krátkodobé reálné úrokové sazby,[5]

$\alpha \in (0,1)$.

3 DSGE je zkratkou pro Dynamic Stochastic General Equilibrium. Tento typ modelů tvoří v současnosti hlavní proud v makroekonometrickém modelování.

4 Ballův model má čtvrtletní (a nikoli měsíční) periodicitu. Z tohoto důvodu jsou vysvětlující proměnné na pravé straně rovnice zpožděny o tři měsíce.

5 Přesné vymezené reálné úrokové sazby $r_t$ použité ve zde formulovaném modelu bude uvedeno později. Cyklickou složku reálné úrokové sazby $r_t$ definuje Ball jako $\hat{r}_t = r_t - \overline{r}$, přičemž $r_t$ značí reálnou úrokovou sazbu a $\overline{r}$ její rovnovážnou úroveň. O veličině $\overline{r}$ předpokládá Ball její neměnnost v čase, což je předpoklad zavedený také v tomto článku.

V duchu specifikace Balla se nabízí přeformulovat výše uvedený vztah následujícím (lineárním) způsobem:

$$\left(u_t - \overline{u}\right) = \alpha \cdot \left(u_{t-1} - \overline{u}\right) + \beta \cdot \hat{r}_{t-1} + \eta_t^u \,. \tag{9}$$

Vztah (9) se oproti rovnici (8) liší především použitím proměnné $u_t - \overline{u}$ místo mezery produktu $\hat{y}_t$. Další odlišnost spočívá v délce zpoždění u vysvětlujících proměnných, která byla stanovena na jedno období s ohledem na měsíční periodicitu modelu.[6]

Pro účely popisu výše uvedeného transmisního mechanismu (7) není ovšem formulace daná vztahem (9) vhodná. Ve zmíněně transmisi totiž úroková sazba ovlivňuje nezaměstnanost prostřednictvím svého vlivu na pravděpodobnosti přechodu. S ohledem na vztahy (5), (6) by změna těchto pravděpodobností měla vést ke změně koeficientu $\alpha$ a ke změně veličiny $\overline{u}$. V rovnici (9) jsou ovšem $\alpha$ a $\overline{u}$ považovány za konstanty. Za správnější proto považuji endogenizovat pravděpodobnosti přechodu $p$, $q$ pomocí úrokové sazby. Změna úrokové míry způsobí změnu veličin $p$, $q$, což s ohledem na vztah (3) povede ke změně v míře nezaměstnanosti. Na základě této úvahy modifikuji rovnici (3) následujícím způsobem:

$$u_t = \left(1 - p_{t-1} - q_{t-1}\right) \cdot u_{t-1} + q_{t-1} + \eta_t^u \,, \tag{10}$$

přičemž veličiny $p_{t-1}$, $q_{t-1}$ budu formulovat jako funkce úrokové sazby. Ovšem dříve než tak učiním, zvážím ještě následující transmisní mechanismus:

$$\boxed{\begin{array}{l} \downarrow \text{ nezaměstnanost } \rightarrow \uparrow \text{ koupěschopnost obyvatelstva } \rightarrow \uparrow \text{ poptávka po finálních} \\ \text{statcích } \rightarrow \uparrow \text{ poptávka firem po práci } \rightarrow \begin{cases} \downarrow \text{ pravděpodobnost ztráty zaměstnání} \\ \uparrow \text{ pravděpodobnost nalezení zaměstnání} \end{cases} \end{array}} \tag{11}$$

Není cílem modelu popsat všechny uvedené kauzální vztahy. Pravděpodobnosti přechodu $p_t$, $q_t$ budu místo toho modelovat přímo jako funkce míry nezaměstnanosti a úrokové sazby. Konkrétním funkčním tvarem je logistická regrese, což je standardní nástroj využívaný v ekonometrickém modelování:

$$p_t = \frac{1}{1 + \exp\left(a + a_u \cdot u_{t-s} + a_r \cdot r_{t-k}\right)} \,, \tag{12}$$

$$q_t = \frac{1}{1 + \exp\left(b - b_u \cdot u_{t-s} - b_r \cdot r_{t-k}\right)} \,, \tag{13}$$

přičemž $k,\ s \in \{1,...,36\}$ je délka zpoždění v uvedených transmisních mechanismech vyjádřena v měsících. Délka zpoždění $k$, resp. $s$, není narozdíl od Ballova modelu stanovena předem, nýbrž bude určena empiricky. A priori je předpokládána pouze maximální možná délka zpoždění, a to v délce tří let.

6 Délka zpoždění v transmisním mechanismu úrokové politiky bude ještě diskutována později v této kapitole.

Předpoklad $k \in \{1,...,36\}$ vychází ze všeobecně akceptovaného názoru, dle kterého se zpoždění v transmisních mechanismech směřujících od měnové politiky k ukazateli produkce pohybuje v rozmězí od šesti měsíců do dvou let. Též je všeobecně známo, že nezaměstnanost má tendenci se zpožďovat za produkcí. Z tohoto důvodu byla maximální délka zpoždění $k$ stanovena nikoli na dva roky, nýbrž na roky tři.

Maximální délka zpoždění $s$ byla taktéž stanovena na tři roky. Narozdíl od transmisního mechanismu úrokové politiky není délka zpoždění v případě mechanismu všeobecně rozšířeným a akceptovaným faktem. Časový horizont $s \in \{1,...,36\}$ je nicméně dostatečně dlouhý, takže neznamená prakticky žádné omezení. Délku zpoždění $s$, resp. $k$, předpokládám stejnou v obou vztazích (12), (13). Transmisní mechanismy působící na $p_t$ lze totiž s určitým zjednodušením pokládat na makroekonomické úrovni za obdobné jako transmisní mechanismy, které působí na veličinu $q_t$.

Vztahy (12), (13) postulují, že hospodářské cykly a úroková politika působí na pravděpodobnost nalezení zaměstnání $p_t$ v jistém smyslu „opačně" než na pravděpodobnost ztráty zaměstnání $q_t$. Motivací pro toto modelové východisko jsou výše uvedené dva transmisní mechanismy. V obou mechanismech jsou pravděpodobnosti přechodu přímo ovlivněny poptávkou firem po práci. Vysvětlující proměnné $u_{t-s}$, $r_{t-k}$ mají na proměnnou $q_t$ opačný vliv než na proměnnou $p_t$ proto, že rostoucí poptávka firem po práci vede v obou transmisních mechanismech jednak k růstu $p_t$ a jednak k poklesu $q_t$. Tato poslední fáze uvedených transmisních mechanismů je ekonomicky zdůvodněna tak, že pokles poptávky firem po práci znamená nejen menší šance nezaměstnaných nalézt zaměstnání, ale také zvýšené riziko ztráty práce pro zaměstnané, a to z důvodu rušení pracovních míst.

Povšimněme si nicméně, že vztahy (12), (13) nevylučují situaci, kdy je jedna z veličin $p_t$, $q_t$ v čase stabilní, zatímco druhá nikoli. Vliv vysvětlujících proměnných na $q_t$ tedy nemusí být „přesně opačný" než na proměnnou $p_t$. Rovnice (12), (13) tudíž umožňují zkoumání faktorů růstu nezaměstnanosti. Tradiční otázkou je, zda je růst nezaměstnanosti vyvolán růstem proměnné $q_t$ (při stabilitě proměnné $p_t$) či poklesem proměnné $p_t$ (při stabilitě proměnné $q_t$). Prvně zmíněnou hypotézu, dle které je růst nezaměstnanosti v recesích vyvolán růstem veličiny $q_t$ (při stabilitě proměnné $p_t$), by bylo možné v rámci uvedeného modelu formulovat takto $H_0 : a_u = a_r = 0$.

Jak z hlediska ekonometrického odhadu, tak z hlediska analýzy trhu práce by bylo ideální mít k dispozici časové řady pravděpodobností přechodu. Tyto veličiny nejsou ovšem přímo pozorovatelné a je třeba je odhadnout. Nutno podotknout, že různé způsoby odhadu poskytují také různé závěry. Ucelený výklad problematiky měření pravděpodobnosti přechodu je popsán v tradiční učebnici, kterou napsali Davis, Haltiwanger a Schuh (1996). Alternativní metodologii popisuje Shimer (2012). Davis, Haltiwanger a Schuh (1996) na datech americké ekonomiky dospívají k závěru, že recese jsou charakteristické vysokou pravděpodobností ztráty zaměstnání, zatímco pravděpodobnost nalezení zaměstnání je stabilní. Oproti tomu Shimer (2012) uvádí, že v recesích je velmi nízká pravděpodobnost nalezení zaměstnání, zatímco pravděpodobnost

ztráty zaměstnání je na hospodářském cyklu nezávislá. Empirická literatura je tedy dosti rozporuplná a závěry závisejí na použité metodologii.

Dalším problémem je nedostatek dat v případě evropských ekonomik. Článek Arpaiaho, Curciho (2010) je jedním z velmi mála příspěvků, zabývající se problematikou měření pravděpodobností přechodu pro evropské ekonomiky. Vzhledem k nedostatečnému množství disponibilních dat pro evropské ekonomiky bylo zapotřebí modifikovat Shimerovu (2012) metodologii odhadu pravděpodobností přechodu. Podrobnosti týkající se této modifikace popisují Arpaia, Curci (2010) ve svém článku.

Veličiny $p_t$, $q_t$ nebudou v tomto článku chápány jako proměnné, které mají své empirické protějšky, nýbrž jako parametry, jejichž hodnoty nejsou známy a je třeba je odhadnout. Zobecnění oproti klasickému regresnímu ekonometrickému modelu spočívá v tom, že opouštím (velmi svazující) předpoklad v čase neměnných parametrů a připouštím závislost koeficientů $p_t$, $q_t$ na hospodářských cyklech a úrokové politice.

V základním modelu z kapitoly 1.1.1 stačilo ekonometricky odhadnout dva parametry $p$ a $q$. V modelu o rovnicích (10), (12), (13) je zapotřebí odhadnout šest parametrů $a$, $a_u$, $a_r$, $b$, $b_u$, $b_r$. Pro účely ekonometrického odhadu[7] bude zapotřebí buď snížit počet odhadovaných parametrů, nebo zvýšit množství informace obsažené v datech. Navýšit informaci v datech by bylo možné využitím nejen údajů o míře nezaměstnanosti, ale také časových řad, pomocí kterých lze přechodové pravděpodobnosti odhadnout. Nejčastěji aplikovanou metodologii formuloval Shimer (2012). Aplikaci těchto metod v rámci zde formulovaného modelu ponechávám na případné rozšíření. V tomto článku bude pro účely ekonometrického odhadu snížen počet odhadovaných parametrů.

Za účelem redukce parametrů využiji některých výsledků již citované empirické práce Arpaiaho, Curciho (2010). Jedním z jejich závěrů je, že průměrná pravděpodobnost ztráty zaměstnání během jednoho měsíce v eurozóně v rámci časového období 2005 q1 až 2008 q1 byla 1 %. Tuto skutečnost označím symbolem $\overline{q} = 0{,}01$. Průměrná míra nezaměstnanosti a průměrná reálná úroková sazba během daného období byla v eurozóně rovna $\overline{u} = 0{,}0819$, $\overline{r} = 0{,}0075$. Využitím těchto faktů ve vztahu (13) dostávám:

$$\overline{q} = \frac{1}{1 + \exp\left(b - b_u \cdot \overline{u} - b_r \cdot \overline{r}\right)},$$

resp.

$$b = \ln\left(\frac{1}{\overline{q}} - 1\right) + b_u \cdot \overline{u} + b_r \cdot \overline{r}, \tag{14}$$

kde $\overline{q} = 0{,}01$, $\overline{u} = 0{,}0819$, $\overline{r} = 0{,}0075$.

Místo tří parametrů $b$, $b_u$, $b_r$ stačí tedy ekonometricky odhadnout pouze dva parametry $b_u$, $b_r$ a třetí parametr $b$ poté dopočítat s využitím rovnice (14).

7 Použitá ekonometrická metodologie bude stručně popsána ve 3. kapitole.

Arpaia, Curci (2010) dále dospívají k závěru, že počátkem ekonomické krize v roce 2009 vzrostla pravděpodobnost ztráty zaměstnání a současně klesla pravděpodobnost nalezení zaměstnání prakticky ve všech evropských ekonomikách. Tento fakt je tedy určitým svědectvím, že veličiny $p_t$, $q_t$ mají tendenci vyvíjet se „opačným" směrem, jak již bylo naznačeno dříve v souvislosti s výše uvedenými transmisními mechanismy. Na základě těchto úvah zavedu následující podmínky $a_r = b_r$, $a_u = b_u$, díky kterým lze rovnici (13) přepsat následovně:

$$q_t = \frac{1}{1 + \exp\left(b - a_u \cdot u_{t-s} - a_r \cdot r_{t-k}\right)}, \tag{15}$$

kde $b = \ln\left(\frac{1}{\overline{q}} - 1\right) + a_u \cdot \overline{u} + a_r \cdot \overline{r}$.

Bylo by možné namítnout, že uvedené podmínky $a_r = b_r$, $a_u = b_u$ jsou dosti silným předpokladem, který de facto vynucuje, že se obě pravděpodobnosti budou v hospodářském cyklu pohybovat proti sobě. Výše zmíněné zkoumání faktorů růstu nezaměstnanosti v recesích již za těchto dodatečných podmínek není možné. Endogenizace veličin $p_t$, $q_t$ v podobě vztahů (12), (15) není ovšem v tomto článku chápána jako snaha identifikovat faktory, které stojí za změnami v nezaměstnanosti. Výše uvedené vztahy (12), (15) jsou v tomto článku chápány spíše jako uvolnění (velmi svazujícího) předpokladu v čase konstantních pravděpodobností přechodu.

### 1.1.3 NAIRU

V této kapitole zobecním koncept rovnovážné míry nezaměstnanosti, který byl v základním modelu s konstantními pravděpodobnostmi přechodu určen vztahem (6). Vzhledem k provedené endogenizaci veličin $p_t$, $q_t$ se nabízí zobecnit pojem rovnovážné míry nezaměstnanosti následujícím způsobem:

$$\overline{u}_t^* = \frac{q_t}{p_t + q_t}. \tag{16}$$

Nevýhodou veličiny $\overline{u}_t^*$ je její veliká volatilita. Z tohoto důvodů budu rovnovážnou míru nezaměstnanosti definovat následujícím způsobem:

$$\overline{u}_t = \omega \cdot \overline{u}_{t-1} + \left(1 - \omega\right) \cdot \frac{q_t}{p_t + q_t}, \tag{17}$$

kde $\omega \in [0,1]$ je tzv. „vyhlazovací" (smoothing) parametr.

Rovnovážná míra nezaměstnanosti $\overline{u}_t$ vymezená vztahem (17) bude v dalším textu chápána jakožto NAIRU. V ekonomické literatuře je nejčastěji NAIRU modelováno jako náhodná procházka. Takovýto způsob modelování NAIRU je využíván v analýzách OECD, přičemž shrnutí uvádějí Gianella et al. (2008). Modelovat NAIRU jakožto

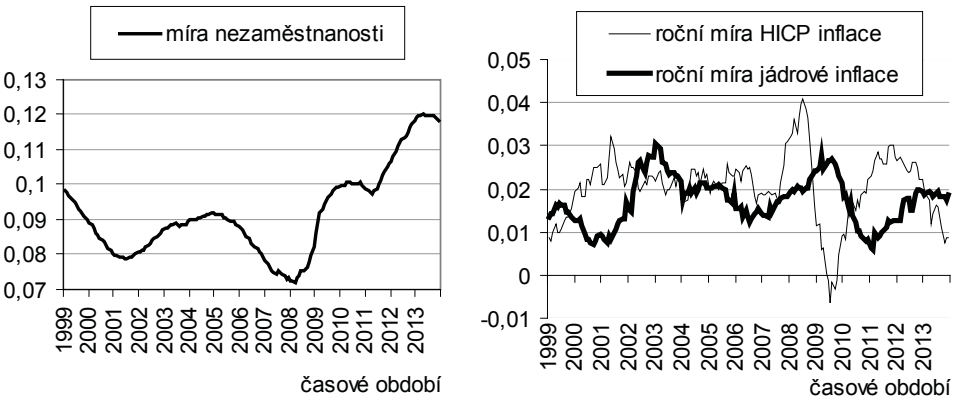
náhodnou procházku ovšem není vhodné z mnoha důvodů (viz Dobbie 2004). Definovat NAIRU pomocí pravděpodobností přechodu představuje zajímavou alternativu, což je nezanedbatelný přínos mého článku.

Pro odhad NAIRU se v literatuře také často používají ryze statistické algoritmy. Typickým příkladem je HP (Hodrick-Prescott) filtr. Setkat se lze také se snahou kombinovat statistické algoritmy s ekonomickou teorií. Poměrně jednoduchý způsob odhadu NAIRU kombinující Phillipsovu křivku a HP filtr popisují Ball, Mankiw (2002). Modernější přístup odhadu NAIRU aplikují na datech české ekonomiky Beneš, N'Diaye (2004). Nevýhodou HP filtru je skutečnost, že stupeň „vyhlazení" veličiny NAIRU závisí na předem pevně stanovené hodnotě „vyhlazovací" konstanty. Odhad NAIRU na základě vztahu má oproti tomuto přístupu výhodu v tom, že hodnota koeficientu $\omega$ bude získána ekonometrickým odhadem.

## 1.2 Inflace

Vzhledem k měsíční periodicitě zde formulovaného modelu by bylo možné použít měsíční míru inflace. Z důvodu značné volatility tohoto ukazatele se přidržím běžné praxe a použiji ukazatel roční míry inflace $\pi_t \equiv \left(P_t - P_{t-12}\right)/P_{t-12}$. Při volbě cenového indexu HICP (Harmonised Index of Consumer Prices) ovšem ukazatel $\pi_t$ nevykazuje cyklický vývoj až do roku 2007. Cyklické kolísání se začíná projevovat až počátkem hospodářské krize v roce 2008. Oproti tomu vykazuje míra nezaměstnanosti cyklické výkyvy již před rokem 2007. Z tohoto důvodu budu namísto celkové inflace pracovat s jádrovou inflací. Časové řady právě zmíněných veličin jsou ilustrovány na následujícím obrázku:

Graf 1
**Vývoj míry nezaměstnanosti a roční míry HICP a jádrové inflace**




Zdroj: databáze Evropské centrální banky[8]

8 Data jsou podrobně popsána ve 2. kapitole.

Rozhodnutí pracovat s jádrovou inflací činí také Stock, Watson (2010), kteří se zabývají vývojem inflace v americké ekonomice. Jádrovou inflaci budu chápat jako celkovou inflaci očištěnou od vývoje cen energií. Míra inflace cen energií je určena spíše politickými než ekonomickými faktory. Dynamiku cen energií určují tedy vlivy stojící „mimo" makroekonomický vývoj eurozóny. Tento ukazatel budu proto pokládat v modelu za exogenní proměnnou.

Z důvodu zavedení značení poznamenejme, že celkový HICP index je dán jakožto vážený průměr:

$$P_t = \kappa_t \cdot P_t^e + \left(1 - \kappa_t\right) \cdot P_t^c , \tag{18}$$

kde $\kappa_t \in \left(0,1\right)$ vyjadřuje váhu položky energie ve spotřebitelském koši,[9]
$P_t^e$ je cenový index položek energie,
$P_t^c$ značí cenový index sloužící pro výpočet jádrové inflace (core inflation).

Nyní přejdu k otázce konkrétní formulace Phillipsovy křivky. Nahradím-li mezeru produktu odchylkou míry nezaměstnanosti od veličiny NAIRU, přejde akcelerující Phillipsova křivka použitá Ballem do tvaru:

$$\pi_t^q = \pi_{t-3}^q - c_u \cdot \left(u_{t-3} - \overline{u}_{t-3}\right) + \eta_t^\pi , \tag{19}$$

kde $\pi_t^q$ je ukazatel čtvrtletní míry (celkové) inflace.[10]

V empirických aplikacích bývá právě uvedená Phillipsova křivka modifikována zahrnutím dalších zpožděných proměnných, např. Peersman, Smets (1999). Předem se nicméně předpokládá, že součet koeficientů u zpožděných hodnot inflace je roven jedné. Tato podmínka je ekonomicky interpretována tak, že Phillipsova křivka je vertikální v dlouhodobém horizontu. Ceny mají v tomto případě stále akcelerující vlastnost, ovšem akcelerují pozvolna.

Na základě faktů uvedených v této kapitole provedu následující modifikace vztahu (19):
- místo čtvrtletní celkové inflace použiji roční jádrovou inflaci,
- zpoždění u nezaměstnanosti budu předpokládat v délce jednoho roku,[11]
- připustím pozvolnou akceleraci cen.

9 Na veličinu $\kappa_t$ nebude nahlíženo jako na parametr, který by měl být ekonometricky odhadován. Veličina $\kappa_t$ bude chápána jakožto proměnná, jejíž hodnoty budou získány z databáze Evropské centrální banky.

10 Čtvrtletní míru (celkové) inflace používá Ball proto, že je jeho model formulován ve čtvrtletní periodicitě. Víceméně ze stejného důvodu volí také délku zpoždění u vysvětlujících proměnných rovnu třem měsícům.

11 Takovýto předpoklad je zcela běžný v empirické literatuře. Zpoždění v délce jednoho roku u nezaměstnanosti ve Phillipsově křivce předpokládají např. také Stock, Watson (2010). Uvedený předpoklad je v souladu se všeobecně akceptovaným názorem, že vliv reálné ekonomiky na ceny se projevuje se zpožděním 6 až 24 měsíců. Alternativně by bylo možné stanovit pouze maximální možné zpoždění a konkrétní délku zpoždění určit empiricky na základě dat tak jako v předešlé kapitole 1.1.2. Takovýto postup by nicméně byl již výpočetně náročný.

Výsledkem uvedených modifikací je následující vztah:

$$\pi_t^c = \overline{\pi}_{t-1}^c - c_u \cdot \left(u_{t-12} - \overline{u}_{t-12}\right) + \eta_t^\pi , \tag{20}$$

kde $\pi_t^c$ je roční míra jádrové inflace,

$$\overline{\pi}_{t-1}^c \equiv \left(1-\lambda\right)\sum_{i=0}^{\infty} \lambda^i \cdot \pi_{t-1-i}^c ,$$

$$\lambda \in \left[0,1\right].$$

Dynamiku proměnné $\overline{\pi}_{t-1}^c$ lze popsat následujícím vztahem:

$$\overline{\pi}_t^c \equiv \lambda \cdot \overline{\pi}_{t-1}^c + \left(1-\lambda\right) \cdot \pi_t^c . \tag{21}$$

Vztah mezi proměnnými , $\pi_t$ je s ohledem na rovnici (18) určen následovně:

$$\pi_t = \kappa_t \cdot \pi_t^e + \left(1-\kappa_t\right) \cdot \pi_t^c . \tag{22}$$

### 1.3 Úroková sazba

Úrokovou politiku Evropské centrální banky popíši stejně jako Ball Taylorovým pravidlem (TP). Konkrétně použitá podoba TP vypadá následovně:

$$r_t - r = -d_u \cdot \left(u_t - \overline{u}_t\right) + d_\pi \cdot \left(\pi_t - \overline{\pi}\right) + \eta_t^r , \tag{23}$$

kde $r_t - r$ značí cyklickou odchylku reálné krátkodobé úrokové sazby od rovnovážné úrovně $i$, kterou (stejně jako Ball) pokládám za neměnnou v čase,[12]
reálná úroková sazba $r_t$ je ve zde použitém modelu vymezena vztahem $r_t = i_t - \pi_t$ , přičemž $i_t$ představuje nominální krátkodobou úrokovou sazbu (per annum),
$\overline{\pi}$ je inflační cíl centrální banky.[13]

Taylorovo pravidlo ve tvaru (23) má „nazpět hledící“ charakter. V realitě se centrální banky snaží o vpřed hledící politiku. Nezajímají se tedy o současné hodnoty vysvětlujících proměnných, ale o jejich prognózy. Existuje velmi rozsáhlá literatura zabývající se vpřed hledící formou Taylorova pravidla. Samotný Taylor (1999a) dochází nicméně k závěru, že (Taylorovo) pravidlo založené na prognózách přináší prakticky stejné výsledky jako pravidlo využívající aktuální ekonomické veličiny.

Na rozdíl od přístupu Balla nebude nyní mým cílem stanovit koeficienty tak, aby byla minimalizována určitá pomocná funkce. Nebudu se tedy zabývat hledáním optimální měnové strategie, ale mým cílem bude zjistit hodnoty koeficientů $d_u, d_\pi$ , které odpovídají skutečné úrokové politice ECB.

12 Úrokové sazby v eurozóně v posledních několika letech klesaly. Implicitně tedy předpokládám, že se mohou na poměrně dlouhou dobu odchýlit od své (neměnné) rovnováhy.

13 Inflační cíl Evropské centrální banky je oficiálně vymezen jakožto hodnota pod úrovní 2 %, ovšem v blízkosti této hodnoty. Průměr hodnot proměnné $\pi_t$ v rámci zkoumaného období 1999 m1 až 2014 m4 je roven 1,99 %. Parametr $\overline{\pi}^{12}$ stanovím roven této průměrné hodnotě.

Existuje veliké množství empirické literatury zabývající se Taylorovým pravidlem. Ucelený popis odlišných specifikací TP uvádí například Lento (2011), který taktéž tato pravidla odhaduje na datech evropské ekonomiky. Pro americkou ekonomiku diskutuje výsledky odhadu odlišných specifikací TP např. Hamalainen (2004), který rovněž uceleně shrnuje problematické aspekty Taylorova pravidla.

Předmětem zájmu tohoto článku je úroková politika v eurozóně. Otázka, zda úroková politika Evropské centrální banky je (resp. by měla být) stanovována dle Taylorova pravidla, byla v ekonomické literatuře diskutována již od samého počátku eurozóny. V těchto počátečních obdobích využívaly empirické práce uměle zkonstruovaná data (např. Peersman, Smets, 1999). V současné době hospodářské krize je aktuální otázka, zda je TP stále vhodným popisem úrokové politiky centrální banky. Tato otázka je v odborné literatuře intenzivně diskutována. Aastrup, Jensen (2010) a Gerlach (2011) argumentují, že lze TP aplikovat i v době současné ekonomické krize. Na základě závěrů těchto empirických studií bude tedy TP použito i ve zde formulovaném modelu, a to za účelem popisu úrokové politiky ECB také v době hospodářské krize.

Taylorovo pravidlo ve tvaru (23) má statickou podobu. Na základě argumentů Rudebusche (2002) provedu dynamizaci TP explicitním modelováním sériové korelace náhodné složky:

$$\eta_t^r = \rho^r \cdot \eta_{t-1}^r + \varepsilon_t^r , \tag{24}$$

kde parametr $\rho^r \in (0,1)$ je koeficientem autokorelace,
$\varepsilon_t^r \sim N\left(0, \sigma^{\varepsilon r}\right)$ je i.i.d. náhodná chyba.

## 2. Data

Jedná se o agregovaná data 17 členských zemí Evropské unie, ve kterých je zavedeno euro.[14] Časové řady byly převzaty z veřejně přístupné databáze Evropské centrální banky. Datový soubor je tvořen empirickými protějšky proměnných $u_t$, $\pi_t^{c,12}$, $\pi_t^{e,12}$, $\kappa_t$ a $i_t$. Až na empirický protějšek proměnné $\kappa_t$ mají časové řady měsíční periodicitu, přičemž začátek je v lednu roku 1999 a konec v dubnu roku 2014. Časová řada $\kappa_t$ je k dispozici pouze v roční periodicitě. Do měsíční periodicity byla převedena pomocí kubického splinu.

14 Eurozóna vznikla 1. ledna 1999 a tvořilo ji nejprve 11 zemí Evropské unie: Belgie, Finsko, Francie, Irsko, Itálie, Lucembursko, Německo, Nizozemsko, Portugalsko, Rakousko a Španělsko. Později k eurozóně přistoupily Řecko (2001), Slovinsko (2007), Kypr a Malta (2008), Slovensko (2009) a Estonsko (2011).

Použité časové řady jsou konkrétně vymezeny následovně:

1) Standardizovaná míra nezaměstnanosti $u_t$ pro všechny věkové skupiny. Míra nezaměstnanosti je v mém článku vyjádřena podílem.[15] Geograficky se jedná o seskupení EU17 v tzv. proměnlivém složení (changing composition).[16] Časová řada byla již sezónně očištěna centrální bankou. Data jsou k dispozici v databázi ECB na internetové adrese:
http://sdw.ecb.europa.eu/quickview.do?series_key=132.sts.m.u2.s.uneh.rtt000.4.000.

   Evropská centrální banka převzala tato data z Eurostatu, který provedl jak sezónní očištění, tak agregaci dat všech členských států do jediného ukazatele. Základní postup je takový, že Eurostat shromáždí měsíční data o počtech zaměstnaných a nezaměstnaných ze všech členských zemích. Tato data jsou sezónně očištěna na úrovni jednotlivých členských států a poté agregována prostým součtem. Tímto se získá (sezónně očištěný) počet zaměstnaných a nezaměstnaných pro celou eurozónu, z čehož je poté spočtena míra nezaměstnanosti. Sezónní očištění provádí Eurostat pomocí programu Demetra+, na jehož vývoji se podílel. Tento software implementuje a rozšiřuje dvě základní metody pro sezónní očišťování – TRAMO/SEATS a X-12 ARIMA. Základní principy sezónního očišťování popisuje Eurostat v dokumentu „ESS Guidelines on Seasonal Adjustment“, který je volně dostupný na internetové adrese:
http://epp.eurostat.ec.europa.eu/cache/ity_offpub/ks-ra-09-006/en/ks-ra-09-006-en.pdf.

2) Roční míra inflace $\pi_t^{12} \equiv \left(P_t - P_{t-12}\right)/P_{t-12}$, měřená pomocí indexu HICP, je dekomponována na ukazatel jádrové míry inflace $\pi_t^{c,12}$ a na míru inflace cen energií $\pi_t^{e,12}$. Geograficky se jedná opět o seskupení EU17 v proměnlivém složení. Roční míru inflace nebylo třeba sezónně očišťovat vzhledem k tomu, že se jedná o meziroční změny cenového indexu.

   Časová řada roční míry inflace cen energií $\pi_t^{e,12}$ je k dispozici na internetové adrese:
http://sdw.ecb.europa.eu/quickview.do?series_key=122.icp.m.u2.n.nrgy00.4.anr.
Časová řada roční míry jádrové inflace $\pi_t^{c,12}$ je dostupná na adrese:
http://sdw.ecb.europa.eu/quickview.do?series_key=122.icp.m.u2.n.xe0000.4.anr.

---

15 Při míře nezaměstnanosti 10 % nabude tedy proměnná $u_t$ hodnoty $u_t = 0{,}1$.

16 Proměnlivé složení znamená, že se časová řada míry nezaměstnanosti vztahuje ke geograficky se měnící eurozóně. Geografická změna eurozóny je vyvolána postupným připojováním nových členských států. Oproti tomu pevné složení (fixed composition) znamená, že celá časová řada obsahuje data za všech 17 zemí, které jsou v současnosti členy Eurozóny, a to bez ohledu na to, že některé státy přijaly euro až později. Důvodem volby proměnlivého složení je zajištění konzistence se zbylými časovými řadami (inflace a úroková sazba), které v pevném složení nejsou k dispozici. Výhodou proměnlivého složení je také skutečnost, že se jedná o data skutečného (a nikoli pouze fiktivního) ekonomického seskupení. Rozdíl mezi proměnlivým a pevným složením je nicméně z praktického hlediska zanedbatelný.

Váha položky energie v reprezentativním spotřebitelském koši je k dispozici na adrese:
http://sdw.ecb.europa.eu/quickview.do?series_key=122.icp.a.u2.n.nrgy00.4.inw.

3) Krátkodobá nominální úroková míra $i_t$ je reprezentována sazbou Eonia. Sazba Eonia je v empirické literatuře zabývající se úrokovou politikou ECB nejčastěji používaným typem úrokové sazby. Úroková míra je vyjádřena podílem[17], per annum a jedná se o průměr v rámci sledovaného měsíce. Připomeňme, že reálná úroková míra byla poté dopočtena dle vztahu $r_t = i_t - \pi_t$. Protože časová řada nebyla zatížena sezónností, nebylo třeba sezónní složku odstraňovat. Data jsou k dispozici v databázi ECB na internetové adrese:
http://sdw.ecb.europa.eu/quickview.do?series_key=143.fm.m.u2.eur.4f.mm.eonia.hsta.

## 3. Ekonometrický odhad

Metodou odhadu parametrů je metoda maximální věrohodnosti (FIML, Full Information Maximum Likelihood). Výpočet byl realizován v programu Matlab. Princip použité metody spočívá v tom, že na stavově prostorový zápis modelu je aplikován algoritmus Kalmanova filtru. Výstupy tohoto algoritmu lze za předpokladu normálního pravděpodobnostního rozdělení náhodných chyb využít k sestavení věrohodnostní funkce, jejíž maximum je poté hledáno numerickým iterativním algoritmem. Podobnou metodologii použili Peersman, Smets (2001) na model, který byl taktéž zobecněním modelu Balla (1999).

Odlišnost mé specifikace oproti modelu použitém Peermanem a Smetsem (2001) spočívá v nelineární formulaci, jež vede na stavově prostorový zápis modelu, ve kterém se parametry mohou měnit v čase. Časová indexace matic parametrů modelu je důsledkem časové indexace pravděpodobností přechodu $p_t$, $q_t$. Harvey (1989) označuje takovéto stavově prostorové modely jako podmíněné Gaussovské modely (conditional Gaussian models). Další podrobnosti týkající se tohoto typu modelů lze nalézt v právě zmíněné učebnici od Harveyho (1989).

Dříve než uvedu odhad parametrů modelu, bude pro přehlednost užitečné zrekapitulovat na tomto místě všechny rovnice modelu:

***Trh práce:***[18]

$$u_t = \left(1 - p_{t-1} - q_{t-1}\right) \cdot u_{t-1} + q_{t-1} + \eta_t^u ,$$

$$p_t = \left[1 + \exp\left(a + a_u \cdot u_{t-s} + a_r \cdot r_{t-k}\right)\right]^{-1} ,$$

17 Při úrokové míře 10 % nabude tedy proměnná $i_t$ hodnoty $i_t = 0{,}1$.

18 Parametr $b$ ve vztahu (15) není ekonometricky odhadován, ale je spočten na základě rovnice $b = \ln\left(1/\overline{q} - 1\right) + a_u \cdot \overline{u} + a_r \cdot \overline{r}$, kde $\overline{q} = 0{,}01$, $\overline{u} = 0{,}0819$, y $\overline{r} = 0{,}0075$.

$$q_t = \left[1 + \exp\left(b - a_u \cdot u_{t-s} - a_r \cdot r_{t-k}\right)\right]^{-1},$$

$$\overline{u}_t = \omega \cdot \overline{u}_{t-1} + \left(1 - \omega\right) \cdot q_t / \left(p_t + q_t\right),$$

***Phillipsova křivka:***

$$\pi_t^c = \overline{\pi}_{t-1}^c - c_u \cdot \left(u_{t-12} - \overline{u}_{t-12}\right) + \eta_t^\pi,$$

$$\overline{\pi}_t^c \equiv \lambda \cdot \overline{\pi}_{t-1}^c + \left(1 - \lambda\right) \cdot \pi_t^c,$$

$$\pi_t = \kappa_t \cdot \pi_t^e + \left(1 - \kappa_t\right) \cdot \pi_t^c,$$

***Taylorovo pravidlo:***

$$r_t - r = -d_u \cdot \left(u_t - \overline{u}_t\right) + d_\pi \cdot \left(\pi_t - \overline{\pi}\right) + \eta_t^r$$

$$\eta_t^r = \rho^r \cdot \eta_{t-1}^r + \varepsilon_t^r.$$

Při ekonometrickém odhadu se náhodná složka ve Phillipsově křivce $\eta_t^\pi$ ukázala být sériově korelována. Do uvedeného modelu jsem proto přidal následující vztah:

$$\eta_t^\pi = \rho^\pi \cdot \eta_{t-1}^\pi + \varepsilon_t^\pi. \tag{25}$$

Délky zpoždění $k$, $s \in \{1,...,24\}$ ve vztazích (12), (15) byly vždy zafixovány na konkrétních hodnotách a poté bylo hledáno maximum věrohodnostní funkce. Nejlepších výsledků bylo dosaženo při $s = 1$, přičemž s růstem délky zpoždění $s$ optimální hodnota věrohodnostní funkce čím dál více klesala. Tento výsledek znamená, že míra nezaměstnanosti z předešlého měsíce $u_{t-1}$ má největší vliv na pravděpodobnosti přechodu $p_t$, $q_t$. Délka zpoždění $k$ neměla na hodnotu věrohodnostní funkce v bodě optima prakticky žádný vliv. Parametr $a_r$ se navíc ukázal být satatisticky nevýznamný pro libovolnou volbu zpoždění $k$. V dalším textu uvádím konkrétní výsledky pro $k = 1$.[19]

Výsledek ekonometrického odhadu je uveden v tabulce 1. Kromě odhadu parametrů uvádím též odhad jejich směrodatných chyb a intervaly spolehlivosti.

19 Tímto nechci říci, že zpoždění v transmisním mechanismu úrokové politiky je jeden měsíc. Místo hodnoty $k = 1$ by mohla být zvolena jakákoli jiná hodnota. Ekonometrický odhad totiž ukázal, že úroková sazba prakticky neovlivňuje přechodové pravděpodobnosti, a to bez ohledu na volbu délky zpoždění $k$.

Tabulka 1
**Odhad parametrů metodou maximální věrohodnosti společně s odhady směrodatných chyb a intervaly spolehlivosti 95 %**

| | parametr | odhad parametru | směrodatná chyba | t-poměr | interval spolehlivosti |
|---|---|---|---|---|---|
| **trh práce** | $a$ | 1,54 | 0,04 | 40,5 | (1,46; 1,61) |
| | $a_u$ | 6,52 | 0,36 | 17,9 | (5,81; 7,23) |
| | $a_r$ | 0,05 | 0,34 | 0,16 | (–0,61; 0,72) |
| | $\omega$ | 0,99 | 0,01 | 147 | (0,98; 1,00) |
| **Phillipsova křivka** | $c_u$ | 0,32 | 0,10 | 3,3 | (0,13; 0,51) |
| | $\lambda$ | 0,99 | 0,02 | 47,8 | (0,95; 1,03) |
| | $\rho^{\pi}$ | 0,96 | 0,03 | 34,2 | (0,90; 1,01) |
| **Taylorovo pravidlo** | $r$ | 0,02 | 0,002 | 12,0 | (0,018; 0,024) |
| | $d_u$ | 1,06 | 0,12 | 8,9 | (0,83; 1,29) |
| | $d_{\pi}$ | -0,87 | 0,04 | 22,0 | (–0,96; –0,81) |
| | $\rho^r$ | 0,99 | 0,01 | 161 | (0,97; 1,00) |

Zdroj: vlastní výpočty

### *Model trhu práce:*

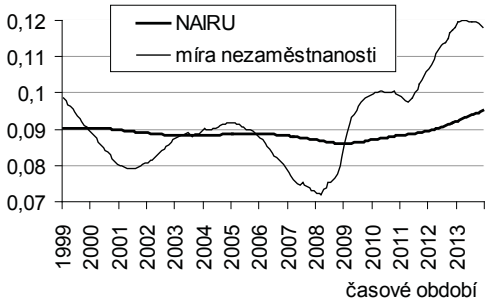
Hodnoty parametrů $a_u = 6{,}52$ a $a_r = 0{,}05$ ukazují, že vliv úrokové politiky na cyklický vývoj nezaměstnanosti je výrazně slabší než efekt vyvolaný samotným hospodářským cyklem. Na základě standardních *t*-testů navíc nelze zamítnout nulovou hypotézu $H_0 : a_r = 0$. Tento závěr je nezávislý na volbě délky zpoždění $k$ ve vztazích (12), (15).

Statistická nevýznamnost parametru $a_r$ je podstatná především z hlediska tvorby hospodářské politiky. Statisticky nevýznamný koeficient $a_r$ naznačuje, že Evropská centrální banka má pouze velmi omezenou schopnost pomocí úrokové politiky ovlivnit vývoj nezaměstnanosti v eurozóně. Nutno ovšem podotknout, že jiné empirické práce dospívají k opačnému závěru ohledně vlivu úrokové míry na nezaměstnanost. Již dříve citovaní Bierens, Broersma (1993), či Modeste, Mustafa (2002) vliv úrokové sazby na nezaměstnanost potvrdili. Otázka vlivu úrokové politiky na nezaměstnanost má zásadní praktický význam, a proto bude ještě třeba podrobit ji dalšímu zkoumání.

Parametr $\omega$ v definičním vztahu pro NAIRU se dle očekávání ukázal být velmi blízký hodnotě jedna, díky čemuž má proměnná $\overline{u}_t$ značnou setrvačnost.[20] Získaný odhad veličiny NAIRU je ilustrován následujícím grafem:

20 Veličina NAIRU je zpravidla chápána jakožto míra nezaměstnanosti udržitelná z dlouhodobého hlediska, neboť neakceleruje inflaci. NAIRU je tedy dlouhodobě rovnovážnou mírou nezaměstnanosti, a proto je zpravidla předpokládáno, že má značnou setrvačnost.

Graf 2
**Porovnání míry nezaměstnanosti s odhadem NAIRU**




Zdroj: časová řada veličiny NAIRU byla získána vlastními výpočty autora. Míra nezaměstnanosti byla převzata z databáze Evropské centrální banky.[21]

Uvedený graf dokládá růst hodnoty NAIRU během hospodářské krize přibližně o jeden procentní bod. Nárůst hodnoty NAIRU v období hospodářské krize dokládají také např. Guichard, Rusticelli (2011).

### *Phillipsova křivka:*

Parametr $c_u$ = 0,32 ve Phillipsově křivce modeluje klíčový makroekonomický vztah. Vzhledem k důležitosti tohoto vztahu by bylo žádoucí, kdyby interval spolehlivosti tohoto koeficientu (0,13; 0,51) nebyl takto široký. Parametr $c_u$ je dle *t*-testu sice statisticky významný, nicméně směrodatná chyba odhadu tohoto parametru je poměrně veliká. Lepších výsledků nebylo dosaženo ani volbou jiné délky zpoždění u nezaměstnanosti ve Phillipsově křivce (20). Alternativní formulace Phillipsovy křivky by nicméně mohla být zajímavým tématem pro rozšíření výše formulovaného modelu. Porovnáním alternativních specifikací Phillipsovy křivky v kontextu eurozóny se zabývá např. Paloviita (2008).

Dlouhodobá míra inflace $\overline{\pi}_t$ se dle očekávání podobně jako dlouhodobá míra nezaměstnanosti $\overline{u}_t$ ukázala být dosti setrvačná. Parametr $\lambda$ = 0.99 ukazuje velmi pozvolnou akceleraci cen, což je výrazný rozdíl oproti akcelerující Phillipsově křivce použité v modelu Balla (1999).

### *Taylorovo pravidlo:*

V Taylorově pravidle jsou sice všechny parametry statisticky významné, nicméně záporné znaménko koeficientu $d_\pi$ není v souladu s ekonomickou teorií. Záporná hodnota parametru $d_\pi$ znamená, že při růstu inflace ECB snižuje reálnou úrokovou sazbu, což má příznivý dopad na ekonomický růst, který bude poté inflaci dále zvyšovat.

21 Podrobně byla data popsána ve 2. kapitole.

Takovéto chování centrální banky by bylo v rozporu s její snahou dosáhnout stabilní inflace, což je jejím hlavním cílem.

Pro názornost vyjádřím získaný odhad Taylorova pravidla uvedený v tabulce 1 ve formě regresní rovnice:

$$r_t - 0{,}02 = -1{,}06 \cdot \left(u_t - \overline{u}_t\right) - 0{,}87 \cdot \left(\pi_t - \overline{\pi}\right),$$

resp.[22]

$$i_t = (1{,}87 \cdot 0{,}02) - 1{,}06 \cdot \left(u_t - \overline{u}_t\right) + 0{,}13\ \pi_t. \tag{26}$$

Z tohoto tvaru je názorně vidět, že ECB při růstu inflace sice zvyšovala nominální úrokovou sazbu, ovšem nedostatečně, neboť koeficient u inflace v regresní rovnici (26) je menší než jedna. Výsledek odhadu je tedy v rozporu s tzv. Taylorovým principem. Dle tohoto principu by úroková sazba centrální banky měla při růstu inflace vzrůst více než „jedna ku jedné". Tento princip upoutal poměrně značnou pozornost v odborné ekonomické literatuře. Taylor (1999b) ilustroval na empirických datech, že odklon od tohoto principu vede k vyšší inflaci a nižšímu využití kapacit. Taylorův princip je často citován také v teoretické ekonomické literatuře. Woodford (2003) ukázal, že tento princip je postačující podmínkou pro existenci jednoznačně určeného rovnovážného řešení[23] novokeynesiánského DSGE modelu.

Nesplnění Taylorova principu v odhadnuté reakční funkci ECB zde vede k prakticky zaměřené otázce: „Byla argumentace Taylora (1999b) správná a způsobuje skutečně nesplnění Taylorova principu v eurozóně vyšší inflaci a nižší využití kapacit?" Na podrobnou analýzu této problematiky není v tomto článku prostor. Uvedenou otázku proto ponechávám otevřenou pro případný budoucí výzkum.

Uvedené zjištění, že reakční funkce ECB nesplňuje Taylorův princip, je podepřeno několika dalšími empirickými studiemi. Ke stejnému závěru dochází též Aastrup (2010), Pinkwart (2011), Lento (2011) či Rabanal (2008), a to i přesto, že použili odlišnou specifikaci TP i jinou ekonometrickou metodologii. Aastup a Pinkwart místo míry nezaměstnanosti použili v Taylorově pravidle mezeru produktu. Rabanal zkoumal TP při použití jak mezery produktu, tak míry nezaměstnanosti. Aastrup vycházel z „vpřed-hledící" podoby Taylorova pravidla. Nezávisle na těchto odlišnostech dospívají citovaní autoři ke stejnému výsledku. Uvedený závěr je tedy poměrně dosti robustní.

Nabízí se také otázka, zda odhad parametru $d_\pi$ nemohl být zkreslen použitím dat z období hospodářské krize. V období krize byla totiž pozornost ECB přesunuta od kontrolování inflace na podporu reálné ekonomiky (resp. na snížení míry nezaměstnanosti). Tato hypotéza se nicméně nepotvrdila, neboť znaménko koeficientu $d_\pi$ zůstalo záporné i při použití pouze dat před hospodářskou krizí.

22 Využit byl definiční vztah $r_t = i_t - \pi_t^{12}$ a skutečnost, že cílová hodnota roční míry celkové inflace byla odhadnuta pomocí průměru za sledované období jako $\overline{\pi}^{12} \cong 0{,}02$.

23 V anglické literatuře je toto rovnovážné řešení označováno „rational expectations equilibrium".

## Závěr

Cílem této práce byla modifikace a ekonometrický odhad parametrů všeobecně známého makroekonomického modelu Balla (1999). Hlavní nevýhodou Ballova modelu je jeho linearita. Přínosem mé práce je proto nelineární formulace v podobě endogenizace vybraných koeficientů. Oproti modelu Balla byl namísto mezery produktu použit ukazatel nezaměstnanosti. Provedená endogenizace spočívá v explicitním modelování pravděpodobnosti nalezení a ztráty zaměstnání. Ekonometrický odhad parametrů ukázal významnou závislost těchto pravděpodobností přechodu na hospodářských cyklech.

Přínosem článku je také originální způsob měření veličiny NAIRU. Nejčastěji je NAIRU v empirické literatuře modelováno pomocí náhodné procházky, což ovšem není vhodné (viz Dobbie 2004). V tomto článku navržený způsob odhadu NAIRU je založen na souvislosti pravděpodobností přechodu s dlouhodobě rovnovážnou mírou nezaměstnanosti. Předností navrženého přístupu je, že stupeň „vyhlazení" veličiny NAIRU není stanoven předem (jako např. v HP filtru), nýbrž je určen na základě ekonometrického odhadu. Výsledek ekonometrického odhadu ukázal, že hodnota NAIRU vzrostla v letech 2008–2014 o jeden procentní bod.

V tomto článku byl nahrazen standardní předpoklad o reakci ECB na vývoj HDP méně běžnou hypotézou, že Evropská centrální banka reaguje na situaci na trhu práce. Zjištění, že ECB má pouze velmi omezenou možnost ovlivnit nezaměstnanost, v žádném případě nelze chápat jako chybný výsledek způsobený nesprávnou specifikací modelu. Nezaměstnanost je klíčovou makroekonomickou veličinou, která především v době současné ekonomické krize hraje důležitou roli při tvorbě hospodářské politiky. Z tohoto důvodu je také v odborné ekonomické literatuře čím dál více diskutována souvislost úrokové politiky a nezaměstnanosti. Průkopnickou prací je již citovaný článek od Blancharda, Galího (2010), kteří analyzují souvislost úrokové politiky centrální banky a nezaměstnanosti v rámci DSGE modelu. Závěr článku o velmi omezené schopnosti ECB ovlivnit vývoj nezaměstnanosti má zásadní praktický význam, a proto bude třeba podrobit jej dalšímu zkoumání.

Cílem tohoto článku byl také popis úrokové politiky ECB za uplynulou dekádu existence této významné instituce. Důležitým zjištěním v této oblasti je, že vývoj úrokové sazby je v rozporu s tzv. Taylorovým principem. Otevřenou otázkou k diskusi je ohodnocení ekonomických dopadů takto vedené úrokové politiky.

## Literatura


AASTRUP, M.; Jensen, H. 2010. What Drives the European Central Bank's Interest-Rate Changes? CEPR Discussion Paper 9160, Centre for Economic Policy Research, London.

ARPAIA, A.; CURCI, N. 2010. EU Labour Market Behaviour during the Great Recession. *European Economy.* 2010, No. 405, Brussels: European Commission.

BALL, L. 1999. Efficient Rules for Monetary Policy. *International Finance.* 1999, Vol. 2, No.1, pp. 63–83.

BALL, L.; MANKIW, N. G. 2002. The NAIRU in Theory and Practice. *Journal of Economic Perspectives*. 2002, Vol. 16, No. 4, pp. 115–136.

BENEŠ, J.; N'DIAYE, P. 2004. A Multivariate Filter for Measuring Potential Output and the NAIRU: Application to the Czech Republic. IMF Working Paper WP/04/45.

BIERENS, H. J.; BROERSMA, L. 1993. The Relation between Unemployment and Interest Rate: Some Empirical Evidence. *Econometric Reviews*. 1993, Vol.12, No. 2, pp. 217–256.

BLANCHARD, O.; GALÍ, J. 2010. Labor Markets and Monetary Policy: A New Keynesian Model with Unemployment. *American Economic Journal: Macroeconomics*. 2010, Vol. 2, No. 2, pp. 1–30.

DAVIS, S. J.; HALTIWANGER, J. C.; SCHUH, S. 1996. *Job Creation and Destruction*. Cambridge, MA: The MIT Press, 1996. ISBN 0-262-54093-2.

DOBBIE, M. J. 2004. Hysteresis and Insider-Outsider Theory: A Literature Review. Macquaire University, Faculty of Business and Economics, Research Papers 04/08, 1-30.

GERLACH, S. 2011. ECB Repo Rate Setting During the Financial Crisis, *Economics Letters*. 2011, Vol. 112, No. 2, pp. 186–188.

GIANELLA, C.; KOSKE, I.; RUSTICELLI, E.; CHATAL, O. 2008. What Drives the NAIRU? Evidence from a Panel of OECD Countries. OECD Economics Department Working Paper No. 649. OECD Publishing, 2008.

GUICHARD, S.; RUSTICELLI, E. 2011. Reassessing the NAIRUs after the Crisis. OECD Economics Department Working Papers, No. 918. OECD Publishing, 2011.

HAMALAINEN, N. 2004. A Survey of Taylor-Type Monetary Policy Rules. Canadian Department of Finance Working Paper 2004-02.

HARVEY, A. C. 1989. *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*. Cambridge University Press, 1989.

KODERA, J.; QUANG, T. V. 2013. Modely nové Keynesovské ekonomie: struktura, problémy a perspektivy. *Politická ekonomie*. 2013, Vol. 61, No. 2, pp. 274–295.

LENTO, A. 2011. Monetary Policy Rules and Estimated Reaction Functions for the European Central Bank. Master thesis. Dostupné na: https://helda.helsinki.fi/bitstream/handle/10138/28095/monpolestimatedECB.pdf?sequence=2.

MODESTE, N. C.; MUSTAFA, M. 2002. Do Changes in the Federal Funds Rate Cause Changes in the Unemployment Rate? *Southwestern Economic Review*, South Carolina State University.

PALOVIITA, M. 2008. Comparing Alternative Phillips Curve Specifications: European Results With Survey-Based Expectations. *Applied Economics.* 2008, Vol. 40, No. 17, pp. 2259–2270.

PEERSMAN, G.; SMETS, F. 1999. The Taylor Rule: A Useful Monetary Policy Benchmark for the Euro Area? *International Finance.* 1999, Vol. 2, No. 1, pp. 85–116.

PEERSMAN, G., SMETS, F. 2001. The Monetary Transmission Mechanism in the Euro Area: More Evidence from VAR Analysis. ECB Working Paper, No. 91.

PINKWART, N. 2011. Quantifying the ECB's Interest Rate Smoothing Behavior. IWE Working Paper, No. 01-2011. ISSN 1862-0787.

RABANAL, P. 2008. Should the ECB Target Employment?, "la Caixa" *Economic Paper.* 2008, No. 6.

RUDEBUSCH, G. D. 2002. Term Structure Evidence on Interest Rate Smoothing and Monetary Policy Inertia. *Journal of Monetary Policy Economics.* 2002, Vol. 49, No. 6, pp. 1161–1187.

RUDEBUSCH, G.; SVENSSON, L. E. O. 1999. Policy Rules for Inflation Targeting. In J. B. Taylor, ed. *Monetary Policy Rules.* Chicago: University of Chicago Press, 1999, pp. 203–46.

SHIMER, R. 2012. Reassessing the Ins and Outs of Unemployment. *Review of Economic Dynamics*. 2012, Vol. 15, No 2, pp. 127–148.

STOCK, J. H.; WATSON, M. M. 2010. Modelling Inflation after the Crisis. mimeo. Dostupné na: http://www.kc.frb.org/publicat/sympos/2010/stock-watson.pdf.

TAYLOR, J. B. 1999a. The robustness and efficiency of monetary policy rules as guidelines for interest rate setting by the European central bank. *Journal of Monetary Economics*. 1999a, Vol. 43, No. 3, pp. 655–79.

TAYLOR, J. B. 1999b. A Historical Analysis of Monetary Policy Rules. In J. B. Taylor, ed. *Monetary Policy Rules*. Chicago: University of Chicago Press, 1999b, pp. 319–41.

WOODFORD, M. 2003. *Interest and Prices*. Princeton: Princeton University Press, 2003.

# MACROECONOMETRIC MODEL OF THE EUROZONE

**Ondřej Čížek,** University of Economics Prague, W. Churchill Sq. 4, CZ – 130 67, Prague 3
(cizeko@vse.cz)

**Abstract**
The aim of this paper is the formulation and econometric estimation of a small macroeconomic model, which is intended to provide an understanding of fundamental economic relationships in the eurozone. Unemployment is used to represent real economic activity. Phillips curve links unemployment with inflation and Taylor rule describes the monetary policy of the European Central Bank. The results from econometric estimation indicate that interest rate policy of the European Central Bank has only a very limited effect on unemployment. Furthermore, the reaction coefficient for inflation in the Taylor rule does not support Taylor principle. This paper also presents original method for measuring NAIRU. The proposed method for estimating NAIRU uses probabilities of finding and loosing a job. These probabilities are made endogenous in the model, which is the main contribution of the paper.

**Keywords**
macroeconometric modeling, monetary policy, Taylor rule, Phillips curve, unemployment, NAIRU

**JEL classification**
E31, E32, E58