

Vztah nezaměstnanosti a mezd na regionální úrovni v České republice v období 2003-2010

Michal Šulc, Jana Borůvková, Roman Fiala

Abstrakt: *Předmětem článku je vztah mezi nezaměstnaností a mzdami na regionální úrovni v České republice v období 2003–2010. Cílem autorů bylo ověřit možnosti konstrukce a platnost regionálních mzdových a Phillipsových křivek v krajích a na národní úrovni. Z analýzy, provedené pomocí lineárních regresních modelů na bázi čtvrtletních dat, vyplývá, že mzdová křivka platila v období 2003–2008 pro celou Českou republiku i jednotlivé kraje. Pro období 2009–2010 není možné mzdovou křivku pro Českou republiku ani pro kraje konstruovat, neboť při velkém zvýšení nezaměstnanosti mzdy neklesaly, ale zůstaly konstantní, což potvrzuje tezi o krátkodobé strnulosti mezd směrem dolů. V období 2003–2008, na rozdíl od období 2009–2010, lze rovněž hovořit o platnosti původní Phillipsovy křivky na národní úrovni, neboť pokles míry nezaměstnanosti vedl ke zvyšování tempa růstu mezd. U jednotlivých krajů až na výjimky tento vztah neplatil, což potvrzuje teoretické poznatky o nemožnosti konstrukce Phillipsovy křivky na nižší než národní úrovni.*

Klíčová slova: Phillipsova křivka · Mzdová křivka · Regiony · Mzdová inflace

JEL Classification: E24 · E31

1 Úvod a přehled literatury

Vztah mezi inflací a nezaměstnaností je jedním z nejproblematictějších statistických vztahů v ekonomii. Na makroekonomické úrovni ho zobrazuje Phillipsova křivka. Za základní stavební kameny teorie Phillipsovy křivky jsou všeobecně považovány statě Fisher (1926), Phillips (1958), Lipsey (1960), Samuelson a Solow (1960), Friedman (1968) a Phelps (1968). Ačkoli je výklad této křivky součástí téměř každé standardní učebnice makroekonomie, ekonomové jednotlivých ekonomických škol se neshodnou ani na základních rysech tohoto vztahu. Dosud není proto zcela jasné, zda trade-off mezi inflací a nezaměstnaností platí v dlouhém i krátkém období, nebo neplatí vůbec, jaký má vlastně křivka tvar, která veličina je vysvětlována a která je vysvětlující, či jak vztah mezi oběma veličinami interpretovat. Přestože Phillipsova křivka zobrazuje dva z hlavních cílů hospodářské politiky, praktické i teoretické použití jejího aparátu je z naznačených důvodů značně omezeno.

V současnosti je většinově přijímána zejména monetaristická interpretace Phillipsovy křivky. Podle ní platí trade-off mezi inflací a nezaměstnaností pouze v krátkém období, ve kterém jsou pracovníky očekávaná míra inflace, nominální mzdy a tedy i reálné mzdy konstantní. Při růstu cenové hladiny a konstantních nominálních mzdách klesají reálné mzdy, roste poptávka po práci a snižuje se míra nezaměstnanosti. V dlouhém období však pracovníci přizpůsobují svá očekávání

Ing. Michal Šulc

Vysoká škola polytechnická Jihlava, Tolstého 16, 586 01 Jihlava, e-mail: sulc.m@vspj.cz.

RNDr. Jana Borůvková, Ph.D.

Vysoká škola polytechnická Jihlava, Katedra matematiky, Tolstého 16, 586 01 Jihlava, e-mail: boruvkova@vspj.cz.

Ing. Roman Fiala

Vysoká škola polytechnická Jihlava, Katedra ekonomických studií, Tolstého 16, 586 01 Jihlava, e-mail: fiala@vspj.cz.

a požadují nárůst nominálních mezd tak, aby odpovídal skutečné inflaci. To vede k růstu nezaměstnanosti na původní úroveň, avšak při vyšší inflaci. V dlouhém období je tak Phillipsova křivka vertikální na úrovni přirozené míry nezaměstnanosti.

Při hodnocení ekonomik regionů je používána především původní mzdová Phillipsova křivka, která zobrazuje trade-off mezi mírou růstu nominálních mezd, tj. mzdovou inflací, a mírou nezaměstnanosti (např. Reed a Hutchinson, 1978; Thirlwall, 1970; Dow a Montagnoli, 2007).

Postupy založené na původní Phillipsově křivce jsou kupříkladu používány k analýze regionálních rozdílů v nezaměstnanosti (Elhorst, 2000). Autor uvádí (Elhorst, 2000), že „pro určení rovnovážných rozdílů v nezaměstnanosti mezi regiony je možné začít stanovením regionálně specifických přirozených měr nezaměstnanosti“. Předpokladem zmíněných přístupů je skutečnost, že v regionech existují významné rozdíly v determinantách úrovně mezd a fungování procesu jejich přizpůsobování. Mezi determinanty úrovně a přizpůsobování mezd, které způsobují rozdílné regionální nastavení přirozených měr nezaměstnanosti, je možno zařadit např. regionální strukturu průmyslu a míru politické nezávislosti regionu (Johnes a Hyclak, 1989) či podíl sektoru služeb v ekonomice regionu a míru urbanizace regionu (Korobilis a Gilmartin, 2010). Podoba regionálních mzdových Phillipsových křivek tedy odráží rozdílnou strukturu ekonomik regionů a podmínek fungování jejich pracovních trhů. Trvalá existence významných regionálních rozdílů v mzdových determinantách je však sporná, protože regiony jsou zejména díky migraci a přeshraniční dojíždě do zaměstnání mnohem otevřenější než národní ekonomiky (Elhorst, 2000).

Další pohled na regionální trade-off mezi oběma veličinami vychází z předpokladu, že regionální rozdílnosti v podobě Phillipsových křivek mají vliv na podobu agregátní Phillipsovy křivky a tedy i na potenciální účinnost národních hospodářských politik. „Jestliže trade-off mezi inflací a nezaměstnaností má různou podobu v různých regionech, pak tento trade-off na národní úrovni, který je výsledkem agregace jednotlivých regionálních trade-off, je méně příznivý“. (Dow a Montagnoli, 2007) Z opačného úhlu pohledu to znamená, že jednotné národní politiky, které nelze regionálně směřovat, respektive agregátní šoky vyvolané těmito politikami, mohou mít regionálně různý dopad. Některé regiony mohou absorbovat agregátní šoky lépe a některé hůře, což v konečném důsledku může znamenat např. nerovnoměrný rozvoj jádrových a periferních regionů a tedy prohlubování regionálních disparit. Tento přístup je v posledním desetiletí používán především pro hodnocení dopadů jednotné měnové politiky na ekonomiky regionů.

V osmdesátých letech minulého století Blanchflower a Oswald (např. 1989) vyvinuli a robustně empiricky ověřili tzv. mzdovou křivku, která zobrazuje vztah mezi úrovní mezd (nikoli tedy mírou změny mezd) a nezaměstnaností na mikroekonomické úrovni. Pomocí odhadů mzdové křivky je určována pružnost mezd na mikroúrovni, která nabývá obvykle hodnotu $-0,1$ (přehled viz Blanchflower a Oswald, 1989). Vztah mezi mikroekonomickou mzdovou křivkou a makroekonomickou Phillipsovou křivkou, resp. mezi úrovní mezd na mikroúrovni a mírou změny mezd na makroúrovni, je od té doby předmětem mnoha diskusí ekonomů. Literatura však potvrzuje platnost mzdových křivek na mikroúrovni (Galuščák a Münich, 2003).

Posledně zmínění autoři uvádějí, že na regionální úrovni může být dynamika mezd popsána vztahem

$$w_{rt} = \alpha_r + \beta u_{rt} + \gamma w_{r,t-1} + \delta_t, \quad (1)$$

kde:

- w_{rt} je logaritmus nominální mzdy v regionu r a čase t ,
- u_{rt} je logaritmus míry nezaměstnanosti v regionu r a čase t ,
- α_r je konstanta, reprezentující regionální rozdílnosti,

- δ_t je konstanta, reprezentující časové rozdílnosti,
- β je elasticita (pružnost) mezd a
- γ nabývá hodnoty z intervalu $\langle 0, 1 \rangle$.

Jestliže $\gamma = 1$, jedná se o klasickou Phillipsovu křivku. Na regionální úrovni se však odhad γ blíží nule a použití Phillipsovy křivky může být proto nesprávné.

Aplikace aparátu původní Phillipsovy a mzdové křivky na české regiony, a tedy zjištění regionálních odlišností v podobě trade-off mezi mzdovou inflací a nezaměstnaností, může být významným příspěvkem k hledání příčin rozdílností v ekonomické výkonnosti regionů. Hledání příčin těchto rozdílností je jedním z aktuálních témat současného regionálního výzkumu v České republice (ČR). Navíc – dle názoru autorů tohoto příspěvku – jsou měnové aspekty při výzkumu regionálních disparit v ČR reflektovány dosud pouze velmi zřídka.

Cílem tohoto článku je ověřit možnosti konstrukce a platnost regionálních mzdových a Phillipsových křivek v krajích ČR a na národní úrovni. Záměrem autorů je i analýza případných regionálních rozdílů v podobě těchto statistických vztahů. Článek je strukturován následujícím způsobem. V bezprostředně následující části je proveden základní přehled dosavadního výzkumu dotčené oblasti v ČR, jsou popsána použitá data, metoda a postup řešení. V části Výsledky a diskuse jsou nejprve sděleny a okomentovány výsledky práce a poté jsou výsledky interpretovány a diskutovány. Závěr obsahuje stručné shrnutí článku.

2 Materiál a metodika

Empirické práce, které se věnují vztahu inflace a nezaměstnanosti na národní úrovni v ČR, nepotvrzují platnost Phillipsovy křivky. Černohorská a Černohorský (2007), kteří analyzovali data za období 1994–2005, konstatují, že v ČR neexistuje ani krátkodobá závislost mezi inflací a nezaměstnaností. Šteker (2006) analyzoval vypovídací schopnost Phillipsovy křivky v ČR v letech 1993–2005. Autor poznamenává (Šteker, 2006:9), že „v podmínkách české ekonomiky v uvedeném období neplatí přesná podoba krátkodobé Phillipsovy křivky. Inverzní vztah mezi těmito veličinami je možné v určitém časovém úseku krátkodobě vysledovat, ale nejedná se o častý a pravidelně se opakující jev. Naopak je také střídán s přímou úměrou, tzn. zároveň rostoucí (klesající) inflace a nezaměstnanost.“ Kotlán (2006:38) na závěr své analýzy vztahu nezaměstnanosti a inflace v období 1993–2004 uvádí, že „v krátkém období, především v jednoletých až dvouletých cyklech lze prokázat vztah mezi nezaměstnaností a cenovými změnami. Z posledního období se jedná např. o celý rok 2004. Zmíněnému můžeme, i vzhledem k tomu, že existuje celá řada období, kde tento vztah neplatí, dát jen stěží kauzální interpretaci.“

Uvedení autoři se shodují na příčinách zjištěných výsledků, mezi které řadí především specifičnost sledovaného období, související s transformací a restrukturalizací české ekonomiky. V tomto období se v ekonomice vykytovalo ještě příliš netržních faktorů, např. regulované ceny, obchodní monopoly, administrativní překážky a nízká mobilita pracovního trhu. Černohorská a Černohorský (2007) uvádějí i vysoký podíl zaměstnanosti ve veřejném sektoru, což vede ke strnulosti mezd směrem dolů.

Trade-off mezi nezaměstnaností a inflací na regionální úrovni v ČR se empiricky zabývali např. Hančlová a Tvrdý (1999), kteří zkoumali závislost mezi úrovní mezd (ročními průměry měsíčních nominálních mezd – závislá proměnná) a průměrnou roční mírou nezaměstnanosti (nezávislá proměnná) v okresech ČR v období 1992–1996. Autoři vytvořili dva lineární a dva nelineární modely založené na reciproké a logaritmické regresní funkci. Některé regresní koeficienty byly statisticky významné, ale všechny koeficienty determinace r^2 byly nízké (pod 30 %). To znamená, že mzdy byly rovněž determinovány i jinými faktory, než pouze mírou nezaměstnanosti.

Pro analýzu v tomto příspěvku autoři zvolili regiony na úrovni vyšších územních samosprávných celků neboli krajů. Na této územní úrovni jsou publikována jak data z oblasti nezaměstnanosti, tak z oblasti mezd, a to v potřebné časové řadě.

Na straně nezaměstnanosti byla použita měsíčně Ministerstvem práce a sociálních věcí (MPSV) publikovaná registrovaná míra nezaměstnanosti v krajích. Pro mzdovou i Phillipsovu křivku byly použity čtvrtletní průměry měsíčních hodnot nezaměstnanosti. Do června 2004 se registrovaná míra nezaměstnanosti počítala z podílu uchazečů o práci na pracovní síle celkem. Od července 2004 jsou do čitatele výpočtu zahrnuti pouze tzv. dosažitelní uchazeči o práci a pracovní síla je rozšířena o pracující cizince. Na druhou stranu je stav pracovní síly snižován tím, že je do jejího výpočtu oproti dřívější metodice zahrnován 12 měsíční klouzavý průměr pouze dosažitelných uchazečů o práci. Na straně mezd byla zvolena čtvrtletní data Regionální statistiky ceny práce publikovaná MPSV, konkrétně u mzdové křivky průměrná mzda v podnikatelském sektoru v krajích a u Phillipsovy křivky pak meziroční míra změny těchto mezd v jednotlivých čtvrtletích. Data o mzdě v podnikatelském sektoru existují v dostatečně dlouhé časové řadě a jsou, na rozdíl od dat nepodnikatelského sektoru, publikována čtvrtletně.

Z hlediska času bylo zvoleno období 2003–2010, přičemž ve vztahu k analyzovanému problému lze toto období rozdělit na dva časové úseky (viz obrázky 1 a 2). Prvním časovým úsekem je období 2003/1Q až 2008/4Q, tedy období stabilního ekonomického růstu všech regionů. Ve všech regionech v tomto období klesala nezaměstnanost. Ve třetím a čtvrtém čtvrtletí 2008 se mírným růstem nezaměstnanosti ve všech krajích již začala projevovat hospodářská recese, nicméně stále rostly mzdy. Hospodářská recese se zřetelně projevila v prvním čtvrtletí roku 2009, kdy došlo k razantnímu zvýšení nezaměstnanosti i poklesu průměrné mzdy jak v ČR, tak v krajích. Z tohoto důvodu bylo druhým časovým úsekem zvoleno období 2009/1Q až 2010/4Q.

Pro obě uvedená období byly zkonstruovány nejprve mzdové křivky. Byl sestaven jednoduchý lineární regresní model pro ČR a jednotlivé regiony, založený na následující rovnici mzdové křivky (upraveno podle Babetskii a Galuščák, 2005):

$$\log w_{rt} = \alpha_r + \beta u_{rt} + \delta_t \quad (2)$$

kde

- w_{rt} a u_{rt} je nominální mzda a míra nezaměstnanosti v regionu r a čase t ,
- α_r je konstanta, reprezentující regionální rozdílnosti,
- δ_t je konstanta, reprezentující časové rozdílnosti a
- β je elasticita (pružnost) mezd.

Závisle proměnnou v modelu je logaritmus nominální mzdy v daném regionu a čase, který byl použit proto, aby se zmenšily rozdíly mezi úrovní mezd v jednotlivých regionech (zatímco autoři citovaného článku použili dekadický logaritmus, autoři tohoto článku použili se stejným výsledkem přirozený logaritmus). Model obsahuje pouze jednu nezávisle proměnnou, a tou je míra nezaměstnanosti v daném regionu a čase. Absolutní člen modelu ($\alpha_r + \delta_t$) je konstanta, která reprezentuje regionální a časové rozdílnosti.

Jednoduchý lineární regresní model pro ČR a jednotlivé regiony byl použit i v případě Phillipsovy křivky:

$$w_{rt} = \alpha_r + \beta u_{rt} + \delta_t \quad (3)$$

kde

- w_{rt} a u_{rt} je míra změny nominální mzdy a míra nezaměstnanosti v regionu r a čase t ,
- α_r je konstanta, reprezentující regionální rozdílnosti,

- δ_t je konstanta, reprezentující časové rozdílnosti a
- β je elasticita (pružnost) mezd.

Závisle proměnnou v modelu je míra změny nominální mzdy v daném regionu a čase. Model obsahuje pouze jednu nezávisle proměnnou, a tou je míra nezaměstnanosti v daném regionu a čase. Absolutní člen modelu ($\alpha_r + \delta_t$) je opět konstanta, která reprezentuje regionální a časové rozdílnosti.

3 Výsledky a diskuse

Výsledky konstrukce regionálních modelů mzdových křivek v období 2003–2008 jsou uvedeny v tabulce 1. Všechny modely mají velmi vysoký a statisticky významný (p -hodnota menší než 0,00000) koeficient determinace (r^2), jehož hodnota neklesá pod 80 % a ve více než polovině modelů dokonce převyšuje 90 %. Tato hodnota ukazuje, že převážnou část rozptylu v pozorování závisle proměnné se podařilo modelem vysvětlit.

Vysoké hodnoty korelačních koeficientů, které se blíží -1 , také ukazují na vhodnost použitého lineárního modelu. V žádném regionu se nevyskytují odlehle hodnoty, které by mohly uměle zvyšovat míru lineární závislosti mezi oběma proměnnými. Záporná hodnota korelačního koeficientu a elasticity dokládá negativní vztah mezi nominální mzdou a mírou nezaměstnanosti v regionech – ve sledovaném období klesala nezaměstnanost a rostly mzdy.

Koeficient β , elasticita mezd, nabývá hodnot od $-0,034$ v Moravskoslezském kraji po $-0,155$ v Praze. Hodnoty odpovídají hodnotám uváděným v literatuře zmíněné výše. Mzdy byly kromě Prahy rovněž velmi elastické ve Středočeském a Plzeňském kraji a naopak velmi málo elastické v kraji Ústeckém a Olomouckém. V Praze, Středočeském i Plzeňském kraji byla ve sledovaném období vysoce podprůměrná míra nezaměstnanosti a naopak v Moravskoslezském, Ústeckém a Olomouckém kraji byla míra nezaměstnanosti nadprůměrná.

Ve zvoleném modelu, kde nezaměstnanost je nezávislou proměnnou a úroveň mezd proměnnou závislou, to znamená, že snížení nezaměstnanosti o 1 % vyvolalo největší zvýšení mezd v regionech hospodářsky silných a nejmenší v regionech hospodářsky slabých. Nebo v opačné kauzální interpretaci, pro snížení nezaměstnanosti o 1 % bylo potřeba nejvýše zvýšit mzdy v Praze a naopak nejméně v Moravskoslezském kraji.

Tabulka 2 obsahuje výsledky konstrukce regionálních modelů mzdových křivek v období 2009–2010. I v tomto období lze usoudit, že lineární model je jak pro celou ČR, tak i pro jednotlivé kraje, vhodný, ačkoli koeficienty determinace (R^2) jsou nízké a p -hodnoty $> 0,05$ nedovolují zamítnout nulovou hypotézu H_0 : „Koeficient determinace je roven nule“. Příčinou tohoto jevu je velmi slabá závislost nominální mzdy na nezaměstnanosti v tomto období. Regresní přímka je téměř rovnoběžná s osou x , což je patrné jak z obrázků, tak i z nízkých hodnot směrnice. Data vykazují v porovnání s ostatními intervaly velmi nízkou variabilitu. Koeficient β , elasticita mezd, je v ČR i ve všech krajích velmi nízká. Znamená to, že ačkoli v tomto období velmi rychle rostla nezaměstnanost, mzdy neklesaly, ale byly převážně konstantní (v některých krajích velmi mírně klesaly, v některých velmi mírně rostly). Tento výsledek potvrzuje myšlenku o krátkodobé strnulosti mezd směrem dolů (např. Kahneman, Knetsch a Thaler, 1986; Shafir, Diamond a Tversky, 1997; Bewley, 1998; Howitt, 2002). Rozdíly mezi jednotlivými kraji jsou v tomto období zanedbatelné.

Z obrázku 2 je zřejmé, že i pro konstrukci Phillipsovy křivky na úrovni celé ČR bylo vhodné rovněž vytvořit dva lineární modely – jeden pro období 2003–2008 a druhý pro období 2009–2010. Tento fakt potvrzují i vysoké koeficienty determinace (R^2) a nízké p -hodnoty, které umožňují zamítnout nulovou hypotézu H_0 : „Koeficient determinace je roven nule“. Závislost přírůstku

nominální mzdy na nezaměstnanosti je tedy v těchto dvou obdobích na úrovni celé ČR silná a statisticky významná.

Pro období 2009–2010 je směrnice regresní přímky pro ČR kladná (tabulka 4), tj. nelze hovořit o původní Phillipsově křivce. Pro období 2003–2008 je směrnice regresní přímky záporná (tabulka 3), tj. sklon přímky odpovídá sklonu Phillipsovy křivky. V tomto období tedy minimálně platí vztah mezi mírou nezaměstnanosti a mírou změny nominálních mezd, kdy pokles míry nezaměstnanosti vede ke zvyšování tempa růstu mezd. Je možné přijmout předpoklad, že v období stabilního hospodářského růstu se ekonomika ČR chovala standardním způsobem a platila původní Phillipsova křivka.

V případě jednotlivých krajů je mezi změnou nominální mzdy a nezaměstnaností v celém sledovaném období velmi slabá závislost (v případě některých krajů dokonce nezávislost), což potvrzují i nízké koeficienty determinace (R^2) a p -hodnoty $> 0,05$, které pro většinu krajů neumožňují zamítnout nulovou hypotézu H_0 : „Koeficient determinace je roven nule“. Výjimku tvoří kraje Moravskoslezský, Pardubický, Plzeňský, Středočeský a Ústecký v období 2003–2008 a kraj Karlovarský v období 2009–2010. Pouze v menšině krajů v období 2003–2008 je tedy možno hovořit o teoreticky popisovaném vztahu mezi mírou změny nominálních mezd a nezaměstnaností.

4 Závěr

Cílem autorů bylo ověřit možnosti konstrukce a platnost regionálních mzdových a Phillipsových křivek v krajích ČR a na národní úrovni, včetně analýzy případných regionálních rozdílů v podobě těchto statistických vztahů.

Zvolené období 2003–2010 bylo rozděleno na dvě periody, 2003–2008 a 2009–2010. Pro mzdovou i původní Phillipsovu křivku byly použity jednoduché lineární regresní modely. Na straně nezaměstnanosti byly použity čtvrtletní průměry registrované míry nezaměstnanosti v krajích, na straně mezd pak čtvrtletní data Regionální statistiky ceny práce MPSV, konkrétně u mzdové křivky průměrná mzda v podnikatelském sektoru v krajích a u Phillipsovy křivky pak meziroční míra změny těchto mezd v jednotlivých čtvrtletích.

Z analýzy vyplývá, že mzdová křivka platila v období 2003–2008 pro celou ČR i jednotlivé kraje. Pro období 2009–2010 není možné mzdovou křivku pro ČR ani pro kraje konstruovat, neboť při velkém zvýšení nezaměstnanosti mzdy neklesaly, ale zůstaly konstantní, což potvrzuje tezi okrátkodobé strnulosti mezd směrem dolů. V období 2003–2008, na rozdíl od období 2009–2010, lze rovněž hovořit o platnosti původní Phillipsovy křivky na národní úrovni, neboť pokles míry nezaměstnanosti vedl ke zvyšování tempa růstu mezd. U jednotlivých krajů, až na výjimky, tento vztah neplatil, což potvrzuje teoretické poznatky o nemožnosti konstrukce Phillipsovy křivky na nižší než národní úrovni.

Poděkování

Článek je součástí výsledků interního grantu Vysoké školy polytechnické Jihlava „Phillipsova křivka v českých regionech.“

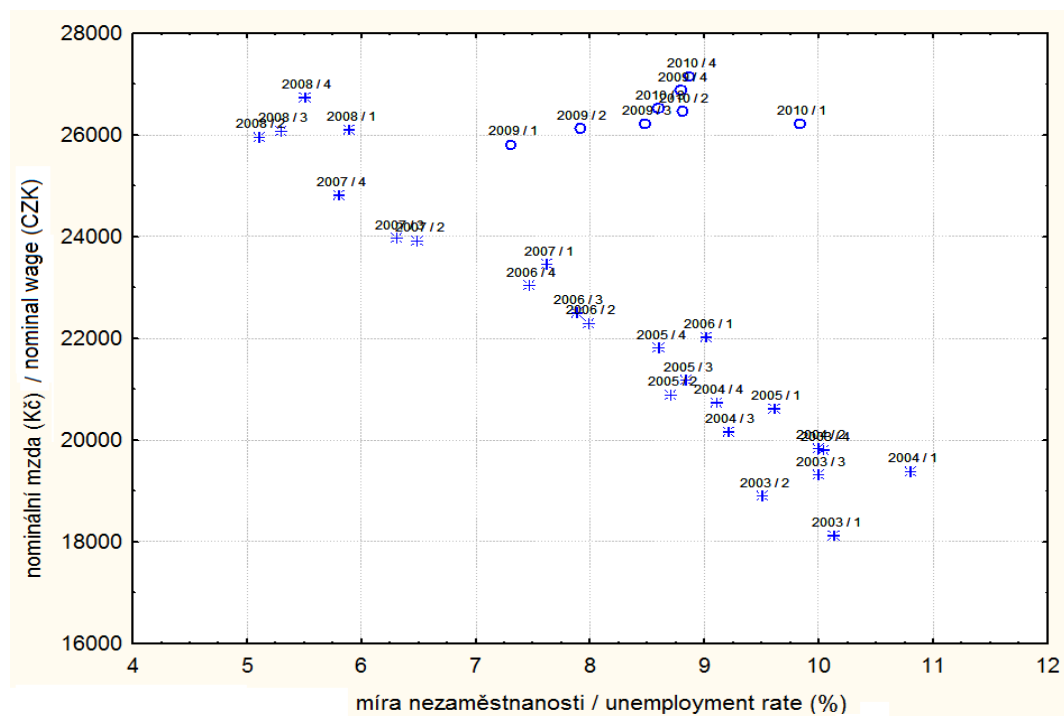
Literatura

- Babetskii, I. a K. Galuščák, 2005. Pružnost mezd. In: *Prezentace na semináři MF „Aktuální otázky makroekonomického vývoje v ČR – zkušenosti po vstupu do EU“*, Smilovice, 6. 12. 2005. [cit. 2011-07-27].
Retrieved from: http://www.mfcr.cz/cps/rde/xbcr/mfcr/Smilovice_p8_P05_ptp.ppt.
- Bewley, T. F., 1998. Why not cut pay? *European Economic Review*, vol. 42, 459–490. ISSN 0014-2921.
- Blanchflower, D. G. a A. G. Oswald, 1989. The Wage Curve. *NBER Working Paper*, No. 3181. ISSN 0898-2937.

- Černohorská, L. a J. Černohorský, 2007. Současné přístupy k predikci míry inflace pomocí Phillipsovy křivky. *Scientific Papers of the University of Pardubice, Series D, Faculty of Economics and Administration*, 11(11), 17-29. ISSN 1211-555X.
- Dow, S. C. a A. Montagnoli, 2007. The Regional Transmission of UK Monetary Policy. *Regional Studies*, 41(6), 797-808. ISSN 0034-3404.
- Elhorst, J. P., 2000. The Mystery of Regional Unemployment Differentials: A Survey of Theoretical and Empirical Explanations. *Research Report 00C06*, University of Groningen, Research Institute SOM (Systems, Organisations and Management), 48 p. Retrieved from: <http://www.sre.wu-wien.ac.at/ersa/ersaconfs/ersa00/pdf-ersa/pdf/60.pdf>.
- Fisher, I., 1926. A Statistical Relation between Unemployment and Price Changes. *International Labour Review*, 13(6), 785-92. ISSN 0020-7780.
- Friedman, M., 1968. The Role of Monetary Policy. *The American Economic Review*, 58(1), 1-17. ISSN 0002-8282.
- Galuščík, K. a D. Münich, 2003. Microfoundations of the Wage Inflation in the Czech Republic. Working Paper Series of the Czech National Bank, Prague, 2003/1, 27 p. ISSN 1803-7070.
- Hančlová, J. a L. Tvrdý, 1999. Cross-Sectional Analysis of Modified Phillips Curve in the Czech Republic. In: 11th joint Czech-German-Slovak Conference Mathematical Method in Economy and Industry. Technická univerzita v Liberci, pp. 27-36. ISBN 80-7083-338-6.
- Howitt, P., 2002. Looking inside the labor market: a review article. *Journal of Economic Literature*, 40(1), 125-138. ISSN 0022-0515.
- Johnes, G. a T. J. Hyclak, 1989. Wage Inflation and Unemployment in Europe: The Regional Dimension. *Regional Studies*, No. 23, 19-26. ISSN 0034-3404.
- Kahneman, D., J. L. Knetsch a R. Thaler, 1986. Fairness as a constraint on profit seeking: entitlements in the market. *American Economic Review*, 76(4), 728-741. ISSN 0002-8282.
- Korobilis, D. a M. Gilmartin, 2010. On regional unemployment: an empirical examination of the determinants of geographical differentials in the UK. *MPRA Paper No. 28542*, 16 p. Retrieved from: http://mpa.ub.uni-muenchen.de/28542/1/MPRA_paper_28542.pdf.
- Kotlán, I., 2006. Inflace, nezaměstnanost a Phillipsova křivka v ČR. *Diplomová práce*, Právnická fakulta Masarykovy university, Brno, 58 s.
- Lipsey, R. G., 1960. The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1862-1957: A Further Analysis. *Economica*, 27(105), 1-31. ISSN 0013-0427.
- Phelps, E. S., 1968. Money-Wage Dynamics and Labor-Market Equilibrium. *Journal of Political Economy*, University of Chicago Press, 76(4), 678-711. ISSN 0013-0427.
- Phillips, A. W., 1958. The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957. *Economica*, 25(100), 283-299. ISSN 0013-0427.
- Reed, J. D. a P. M. Hutchinson, 1978. An empirical test of a regional Phillips curve and wage rate transmission mechanism in an urban hierarchy. *The Annals of Regional Science*, 10(3), 19-30. ISSN 0570-1864.
- Samuelson, P. A. a R. M. Solow, 1960. Problems of Achieving and Maintaining a Stable Price Level: Analytical Aspects of Anti-inflation Policy. *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 50(2), 177-194. ISSN 0002-8282.
- Shafir, E., P. Diamond, a A. Tversky, 1997. Money illusion. *Quarterly Journal of Economics*, 112(2), 341-374. ISSN 0033-5533.
- Šteker, K., *Phillipsova křivka a její vypovídací schopnost v podmínkách české ekonomiky v letech 1993 - 2005*. [online]. 2006 [Cit. 2011-7-27]. UTB Zlín. Retrieved from: http://web.fame.utb.cz/?id=0_5_9&iid=2&lang=cs&type=0.
- Thirlwall, A. P., 1970. Regional Phillips Curves. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Department of Economics, University of Oxford, 32(1), 19-32. ISSN 1468-0084.

PŘÍLOHY

Obrázek 1 Vývoj nezaměstnanosti a mezd v České republice v období 2003 – 2010
 Figure 1 Unemployment and wage development in the Czech Republic in 2003 – 2010



Zdroj: vlastní výzkum

Source: own research

Tabulka 1 Výsledky konstrukce regionálních mzdových křivek v období 2003-2008
 Table 1 Results of regional wage curves construction in the period 2003-2008

Region	ČR	Praha	Jihočeský	Jiho- ho- moravský	Karlo- varský	Králové- hradecký	Liberecký	Moravsko- slezský
$\alpha_r + \delta_t$	10,502	10,845	10,319	10,501	10,459	10,267	10,568	10,362
B	-0,062	-0,155	-0,083	-0,062	-0,067	-0,064	-0,087	-0,034
R	-0,962	-0,942	-0,853	-0,954	-0,918	-0,899	-0,905	-0,971
R2	92,6%	88,8%	72,80%	91,10%	84,30%	80,90%	81,80%	94,20%
p-value	0	0	0	0	0	0	0	0

Region	Olomoucký	Pardubický	Plzeňský	Středočeský	Ústecký	Vysočina	Zlínský
$\alpha_r + \delta_t$	10,309	10,316	10,471	10,547	10,426	10,394	10,25
B	-0,044	-0,063	-0,091	-0,095	-0,036	-0,074	-0,046
R	-0,963	-0,922	-0,972	-0,974	-0,965	-0,907	-0,962
R2	92,80%	85,00%	94,40%	94,90%	93,10%	82,20%	92,50%
p-value	0	0	0	0	0	0	0

Zdroj: vlastní výzkum

Source: own research

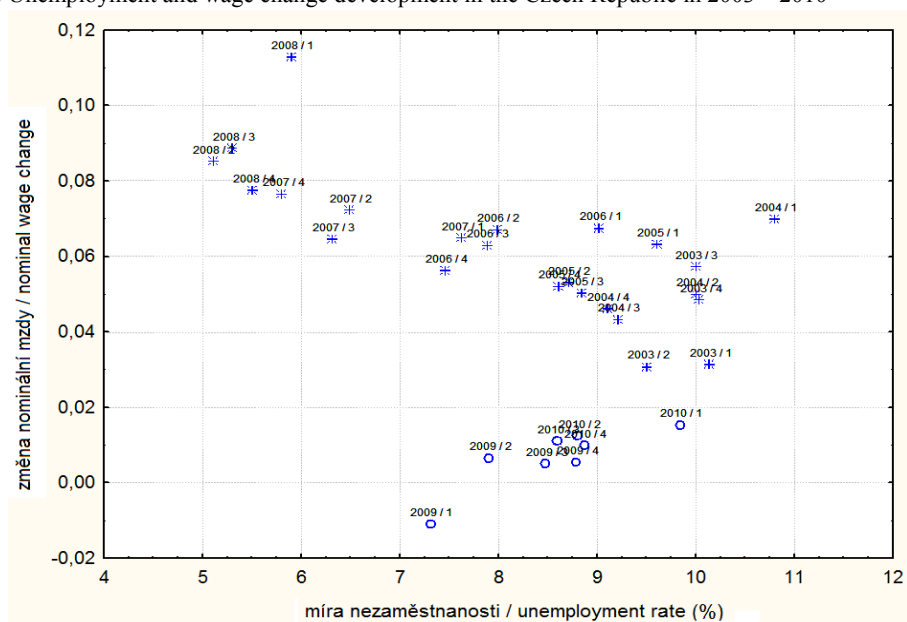
Tabulka 2: Výsledky konstrukce regionálních mzdových křivek v období 2009-2010**Table 2:** Results of regional wage curves construction in the period 2009-2010

Region	ČR	Praha	Jihočeský	Jihomoravský	Karlovarský	Královéhradecký	Liberecký	Moravskoslezský
$\alpha_r + \delta_t$	10,093	10,565	9,959	10,064	10,100	9,947	9,997	10,012
B	0,010	-0,009	0,007	0,008	-0,010	0,011	0,010	0,005
R	0,475	-0,483	0,226	0,323	-0,473	0,304	0,207	0,163
R2	22,6%	23,3%	5,1%	10,5%	22,4%	9,3%	4,3%	2,6%
p-value	0,23386	0,22526	0,58996	0,43450	0,23625	0,46375	0,62215	0,70023

Region	Olomoucký	Pardubický	Plzeňský	Středočeský	Ústecký	Vysočina	Zlínský
$\alpha_r + \delta_t$	9,983	10,061	10,05	10,131	10,003	9,977	9,947
B	0,006	-0,001	0,008	0,009	0,007	0,006	0,006
R	0,312	-0,056	0,318	0,339	0,276	0,166	0,302
R2	9,8%	0,3%	10,1%	11,5%	7,6%	2,7%	9,1%
p-value	0,45126	0,89454	0,44254	0,41167	0,50746	0,69493	0,46716

Zdroj: vlastní výzkum

Source: own research

Obrázek 2 Vývoj nezaměstnanosti a změny mezd v České republice v období 2003 – 2010**Figure 2** Unemployment and wage change development in the Czech Republic in 2003 – 2010

Zdroj: vlastní výzkum

Source: own research

Tabulka 3: Výsledky konstrukce regionálních Phillipsových křivek v období 2003-2008**Table 3:** Results of regional Phillips curves construction in the period 2003-2008

Region	ČR	Praha	Jihočeský	Jihomoravský	Karlovarský	Královéhradecký	Liberecký	Moravskoslezský
$\alpha_r + \delta_t$	0,124	0,065	0,098	0,103	0,12	0,105	0,116	0,145
B	-0,008	0,005	-0,008	-0,002	-0,007	-0,008	-0,006	-0,007
R	-0,73	0,075	-0,265	-0,162	-0,309	-0,351	-0,17	-0,673
R2	53,3%	0,6%	7,0%	2,6%	9,6%	12,3%	2,9%	45,3%
p-value	0,00005	0,7288	0,21065	0,44967	0,14118	0,09257	0,42607	0,00031

Region	Olomoucký	Pardubický	Plzeňský	Středočeský	Ústecký	Vysočina	Zlínský
$\alpha_r + \delta_t$	0,107	0,117	0,156	0,172	0,184	0,13	0,036
B	-0,004	-0,007	-0,017	-0,019	-0,01	-0,007	0,003
R	-0,287	-0,518	-0,8	-0,696	-0,598	-0,3	0,141
R2	8,2%	26,8%	64,0%	48,4%	35,8%	9,0%	2,0%
p-value	0,17460	0,00951	0,00000	0,00016	0,00203	0,15435	0,51163

Zdroj: vlastní výzkum

Source: own research

Tabulka 4 Výsledky konstrukce regionálních Phillipsových křivek v období 2009-2010**Table 4** Results of regional Phillips curves construction in the period 2009-2010

Region	ČR	Praha	Jihočeský	Jihomoravský	Karlovarský	Královéhradecký	Liberecký	Moravskoslezský
$\alpha_r + \delta_t$	-0,073	-0,008	-0,039	-0,028	0,225	0,017	-0,078	-0,042
B	0,009	0,001	0,007	0,004	-0,022	0,000	0,009	0,004
R	0,857	0,018	0,440	0,386	-0,842	0,013	0,348	0,143
R2	73,5%	0,0%	19,3%	14,9%	70,9%	0,0%	12,1%	2,0%
p-value	0,00651	0,96687	0,27585	0,34440	0,00877	0,97527	0,39789	0,73624

Region	Olomoucký	Pardubický	Plzeňský	Středočeský	Ústecký	Vysočina	Zlínský
$\alpha_r + \delta_t$	-0,059	0,136	-0,01	-0,009	0,064	-0,091	-0,062
B	0,005	-0,015	0,002	0,002	-0,004	0,01	0,007
R	0,376	-0,508	0,253	0,172	-0,411	0,546	0,437
R2	14,1%	25,8%	6,4%	2,9%	16,9%	29,8%	19,1%
p-value	0,35918	0,19828	0,54476	0,68443	0,31176	0,16186	0,27864

Zdroj: vlastní výzkum

Source: own research

Relationship between Unemployment and Wages at the Regional Level in the Czech Republic in the Period 2003-2010

Michal Šulc, Jana Borůvková, Roman Fiala

Abstract: *The subject of the article is the relationship between unemployment and wages at the regional level in the Czech Republic in the period 2003-2010. The aim of the authors was to verify the construction possibility and validity of regional wage and Phillips curves both in the regions and at the national level. The analysis was done by means of linear regression models on the quarter data basis. The results for the period 2003-2008 show the wage curve validity both at the regional and national level. It is impossible to construct the wage curve in the period 2009-2010, for despite the big unemployment rise the wages remained steady during this time. This fact supports the idea of short time downwards rigidity of wages. In 2003-2008, contrary to 2009-2010, it is possible to say the Phillips curve was valid at the national level, for the unemployment rate decrease led to the increase of the wage growth rate. In particular regions with a few exceptions this relationship was not valid, which supports theoretical findings about the impossibility of the Phillips curve construction at lower than the national level.*

Key words: Phillips Curve · Wage Curve · Regions · Wage Inflation · Unemployment

JEL Classification: E24 · E31