

CYKLIČNOST PRŮMYSLOVÉ VÝROBY V KONTEXTU ČASOVÉ A FREKVENČNÍ DOMÉNY

J. Poměnková

Došlo: 23. června 2010

Abstract

POMĚNKOVÁ, J.: *Cyclicalty of industrial production in the context of time and frequency domain*. Acta univ. agric. et silvic. Mendel. Brun., 2010, LVIII, No. 6, pp. 355–368

Presented paper is focused on evaluation of cyclical behaviour of industrial production of the Czech Republic in time and frequency domain. Analyses in both domains are done in the context of commonly used detrending techniques necessary for obtaining growth business cycle. In the case of time domain analysis, the length of existing cycles is calculated on the basis of dating method application, i.e. right and left version of naive rules as well as Bry–Boschan algorithm. In the case of frequency domain, estimate of the spectra using periodogram and autoregressive process with optimum lag are used. In the time domain evaluation of the unity of the results of detrending techniques from the turning points identification is done as well. All analysis are done on the data of industrial production in the Czech Republic in 1996/Q1–2008/Q4.

cyclical structure, dating process, time and frequency domain, growth business cycle

Nedílnou součástí analýzy hospodářského cyklu, a to ať již v pojetí klasickém nebo růstovém, je jeho datování. Pod pojmem datování hospodářského cyklu se rozumí stanovení tzv. bodů zlomu, a to v podobě vrcholu a dna ekonomické aktivity. Jejich znalost je nejen podmínkou aplikace dalších vybraných metod zkoumání hospodářského cyklu, např. analýza sladění hospodářských cyklů, ale jde rovněž o důležitou informaci pro tvůrce hospodářské politiky při jejich rozhodování.

V případě České republiky budeme pracovat s datováním růstového pojetí cyklu. Zatímco jednotlivé fáze růstového hospodářského cyklu jsou odchylkami od dlouhodobého trendu, klasické pojetí hospodářského cyklu vnímá fáze cyklu jako absolutní poklesy či vzestupy reálné produkce. V podstatě jde o problém rozkladu reálného výstupu ekonomiky na trendovou a cyklickou složku. Uvedený trend je často v diskusích zaměňován za potenciální výstup ekonomiky a cyklické kolísání za mezeru výstupu. Dlouhodobý trend identifikovaný v časovém řadě ale bohužel má jen málo společného s výrobními možnostmi ekonomiky. Paralelu lze najít pouze v předpokladu, že se ekonomika v dlouhém období nachází na svém potenciálu, od kterého se krátkodobě odchyluje. Výše uvedený fakt ovšem nic

nemění na tom, že techniky sloužící k odhadu potenciálního produktu a produkční mezery jsou náchylné k neurčitostem souvisejícím se zpracováním neznámých rysů v ekonomice. Autoři empirických studií o potenciálním produktu proto mnohdy využívají detrendovacích technik. Pro účel tohoto příspěvku budeme předpokládat shodu růstového hospodářského cyklu s makroekonomickými fluktuacemi.

Problematickou datování růstového cyklu se ve svých pracích zabývali Bonenkamp (2001), Canova (1998 a 1999), Baxter a King (1999) nebo Harding a Pagan (2001, 2002 a 2006a). Ať již se budeme zabývat pouze detrendováním časové řady následovaným datováním hospodářského cyklu, analýzou sladění cyklů nebo analýzou cyklického chování hospodářského cyklu, nelze se vyhnout několika základním rozhodnutím, které ovlivňují získané výsledky. Již samotná volba detrendovací techniky může významně ovlivnit proces datování. Tato volba je v případě analýzy růstového cyklu České republiky ovlivněna velikostí datového souboru, splněnými předpoklady aplikace metod apod. Dále je nutné zvolit způsob (kritérium), kterým bude provedena identifikace dna a vrcholu ekonomické aktivity. V neposlední řadě je nutné zvážit, který ekono-

mický ukazatel zvolíme pro popis ekonomické aktivity národa, v jaké podobě a jakou transformaci použijeme pro úpravu dat.

Datování hospodářského cyklu vychází z matematické myšlenky stanovení bodů extrémů funkce. Matematická teorie zde pracuje v oblasti spojitých funkcí, kdy ke stanovení extrémů využívá primárně derivací funkce. V případě makroekonomických dat však máme k dispozici pouze řadu pozorování v diskretních intervalech. Spojitá funkce popisující např. HDP nebo jiný ukazatel ekonomické aktivity zpravidla není k dispozici, proto se pravidla pro datování snaží tento spojitý přístup aproximovat. Ve většině případů dochází ke zjednodušení a zobecnění požadavků na posloupnosti rostoucích a klesajících hodnot nebo přírůstků hodnot růstového cyklu. Takový přístup je sice zjednodušující a poskytuje základní informace, nicméně skýtá řadu úskalí. Jednotlivá pravidla nelze aplikovat mechanicky, neboť zjednodušení matematického přístupu při aplikaci na reálná data vyžaduje nezbytně nutně doplnění ekonomickou teorií a také analýzou grafických výstupů. Dále je vhodné z důvodu robustnosti výsledků aplikovat alespoň dva přístupy identifikace bodů zlomu.

Cílem předkládaného příspěvku je posouzení cyklického chování průmyslu České republiky z pohledu analýzy datování v časové doméně a spektrální analýzy ve frekvenční doméně v kontextu metod běžně využívaných pro identifikaci růstového hospodářského cyklu. Při práci v časové doméně jsou typy délek cyklů identifikované na základě aplikace datovacích metod, jmenovitě pravé a levé varianty naivních technik a Bry-Boschanova algoritmu. Ve frekvenční doméně je pro analýzu cyklického chování využit odhad spektra metodou periodogramu a autoregresního procesu optimalizovaného řádu. V souvislosti s analýzou v časové doméně je rovněž provedeno posouzení shody výsledků detrendovacích metod z pohledu identifikovaných bodů zlomu. Analýza je založena na čtvrtletních hodnotách průmyslové výroby České republiky v letech 1996–2008.

MATERIÁL A METODY

V tomto příspěvku bude ekonomická aktivita národa měřena absolutními hodnotami průmyslu transformovanými přirozeným logaritmem a označena jako Y . Pro analýzu hospodářského cyklu bude využito aditivní dekompozice. Tedy, máme-li časovou řadu Y_t , $t = 1, \dots, n$, regresní vztah může být popsán rovnicí ve tvaru

$$Y_t = x_t + \varepsilon_t = g_t + c_t + s_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, n, \quad (1)$$

kde g_t označuje dlouhodobý trend neboli růstovou složku, c_t cyklickou složku vyvstávající z fluktuací hospodářského cyklu, s_t sezonní složku (pokud data nejsou o sezonnost očištěna) a ε_t je nepravidelná složka odrážející nesystematický pohyb časové řady.

Pro odstranění trendu z časové řady existuje více metod. K detrendovacím metodám můžeme zařadit metodu prvních diferencí (FOD) nebo deterministické modely (regresní přímka, LF; kvadratická funkce OF). Tyto metody můžeme obecně označit za statistické (Canova, 1998). Jako reprezentant statistické, avšak neparametrické metody, bude k analýze připojen neparametrický jádrový Gasser-Müllerův odhad (Wand a Jones, 1995). Další možnost nabízí filtrační techniky, ke kterým řadíme Hodrickův-Prescottův (HP) filtr, Baxterův-Kingův (BK) filtr nebo Christianův-Fitzgeraldův filtr (CF) (Baxter a King, 1999).

Nechť jsou hodnoty x pevně voleny experimentátorem a hodnoty Y jsou závislé na hodnotách x . Označme pro potřeby definování Gasser-Müllerova odhadu regresní rovnici

$$Y_t = m(x_t) + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, n$$

s neznámou regresní funkcí m a chybou pozorování ε_t , pro kterou platí $E(\varepsilon_t) = 0$, $D(\varepsilon_t) = \sigma^2$, $t = 1, \dots, n$. Myšlenka jádrového vyhlazování je najít vhodnou aproximaci \hat{m} odhadu funkce m , přičemž předpokládáme ekvidistantní rozdělení bodů plánu x_t na intervalu $[0,1]$. Gasser-Müllerův konvoluční typ jádrového odhadu funkce m je definován

$$\hat{m}^{(v)}(x) = \sum_{t=1}^n Y_t \frac{1}{h^{p+1}} \int_{s_{t-1}}^{s_t} K\left(\frac{x-u}{h}\right) du.$$

Body plánu $x_t \in [0,1]$, $t = 1, \dots, n$, jsou vzestupně uspořádané a pro body s_t , $t = 0, \dots, n$ platí $s_0 = 0$, $s_t = (x_{t+1} + x_t)/2$, $t = 1, \dots, n-1$ a $s_n = 1$. Poznamenejme, že kvalita jádrového odhadu závisí na jádrové funkci K a šířce vyhlazovacího okna h . Podrobněji o tomto typu odhadu píše Wand a Jones (1995), Horová (2002) nebo Härdle (1990).

V souvislosti s datováním hospodářského cyklu uvádí Bonenkamp (2001) dva nejběžnější postupy datování cyklů, tzv. naivní pravidlo datování hospodářského cyklu a složitější Bry-Boschanův přístup. V případě naivních pravidel definuje jako dno růstového cyklu okamžik t , pro který platí $\Delta c_t < 0$ a $\Delta c_{t+1} > 0$, vrchol růstového cyklu okamžik t , pro který platí $\Delta c_t > 0$ a $\Delta c_{t+1} < 0$. Jak sami snadno vidíme, pro stanovení extrému postačí pouze tři hodnoty. Autor dodává, že takovéto pravidlo poskytuje pouze všeobecný obrázek o chování cyklické složky a že uvedená pravidla nejsou doplněna ekonomickou teorií.

Canova (1999) používá podobného přístupu, který rozšiřuje do dvou pravidel. První pravidlo, které označuje za dno situaci, kdy ve dvou po sobě jdoucích čtvrtletích poklesu růstového hospodářského cyklu následuje růst, tj. $c_{t-2} > c_{t-1} > c_t < c_{t+1}$. Podobně je vrcholem situace, kdy ve dvě po sobě následující čtvrtletí hodnoty rostou, a poté dochází k poklesu, tj. $c_{t-2} < c_{t-1} < c_t > c_{t+1}$. Jak napsal Wecker (1979), podle Arthura Okuna perioda nejméně dvou čtvrtletí po sobě klesajících růstových hodnot následovaná nárůstem a pozitivní růstovou hodnotou je označena jako recese. Druhé pravidlo, které vybírá čtvrtletí t jako dno hospodářské aktivity, resp.

vrchol, pokud po sobě následovaly alespoň dva poklesy, resp. růsty, cyklické komponenty ve dvou po sobě jdoucích čtvrtletích během období tří čtvrtletí. Tedy, pokud platí $c_t < (>) 0$ a $c_{t-1} < (>) 0$ nebo pokud $c_{t+1} < (>) 0$ a $c_t < (>) 0$. Obě tato pravidla jsou zavedena současně proto, aby byly eliminovány tzv. zdánlivé extrémy způsobené například předčasnou identifikací bodů zlomu. I v tomto případě jde o první (orientační) krok v procesu datování.

Označme výše uvedené první pravidlo za tzv. levou variantu. Označení levá vychází z požadavku dvou klesajících hodnot před dnem a jedné rostoucí, dvou rostoucích hodnot před vrcholem a jedné klesající. Jestliže připustíme, že pro identifikaci extrému postačí tři body, pak by symetrická verze pravidla mohla rovněž identifikovat extrémy. Nazvěme tuto symetrickou verzi pravou variantou a definujme dno situaci, kdy po poklesu růstového hospodářského cyklu následuje ve dvou po sobě jdoucích čtvrtletích růst, tj. $c_{t-1} > c_t < c_{t+1} < c_{t+2}$. Podobně vrchol jako situaci, kdy po růstu růstového hospodářského cyklu následuje ve dvou po sobě jdoucích čtvrtletích pokles, tj. $c_{t-1} < c_t > c_{t+1} > c_{t+2}$. Propojení levé i pravé varianty je zabudováno v Bry-Boschanově algoritmu, jak uvidíme dále.

Zjištění bodů zlomu je první krok v procesu datování hospodářského cyklu. Jak vyplývá z ekonomické teorie, hospodářský cyklus se řídí určitými pravidly a zákonitostmi. Tato pravidla jsou následně přenesena i do procesu datování. Stručně je můžeme shrnout následovně. Platí: a) vrcholy a dna se musejí střídát; b) minimální délka trvání fáze jsou dvě čtvrtletí a minimální délka cyklu pět čtvrtletí. Dále přihlížíme k hloubce omezení a zvolenému modelu, jehož pomocí lze do určité míry ohodnotit nejistotu nebo neurčitost, podrobněji viz Artis a kol. (2004). Poznamenejme, že cyklem rozumíme období od vrcholu k vrcholu, tedy jedno období recese následované jedním obdobím expanze.

Pokročilejší metodou generování bodů zlomu, která má tato pravidla zabudovaná, je tzv. Bry-Boschanův algoritmus. Jde o automatizovanou proceduru, která se vyhýbá nejistotám různé interpretace v základních principech hospodářských cyklů. Bry-Boschanův algoritmus pracuje tak, že je nejprve provedena identifikace hlavních cyklických pohybů, poté vymezeno okolí maxima a minima a nakonec dochází ke zúžení hledání bodů zlomu vedoucím ke specifikaci okamžiku bodu zlomu. Tento algoritmus přihlíží k individuálnímu charakteru časové řady. Komplexní analýza s různými statistickými nástroji může totiž vést ke ztrátě stálosti výsledků v čase. Podrobnější popis této procedury lze nalézt v článku Brye a Boschana (1971).

Myšlenka Bry-Boschanova algoritmu je představit různé stupně vyhlazení dat s cílem lokalizovat okolí potenciálních bodů zlomu, které jsou poté upřesněny využitím původní časové řady. Bonenkamp (2001) popisuje algoritmus následovně. První krok algoritmu je identifikace pozorování extrémů a odvození vhodné náhradní hodnoty, neboť reprezentace pohybu trendu cyklu by měla být nezávislá

na pozorováních. Pozorování extrému je přitom definováno jako extrémní hodnota, když její podíl k vyhlazené křivce leží mimo specifickou oblast. Základním pravidlem určení extrému v bodě t je naplnění podmínky $c_t > c_{t+k}$, $k = 1, \dots, K$ pro vrchol a $c_t < c_{t+k}$, $k = 1, \dots, K$ pro dno. V případě vymezení okolí extrému neboli také tzv. okna, je to dáno hodnotou K . Ta je zpravidla $K = 4$ jako odezva na podmínku minimální délky trvání fáze (ta činí šest měsíců, tj. dvě čtvrtletí) a cyklu (ta činí patnáct měsíců, tj. pět čtvrtletí). Pro případ, že vstupní data jsou ve čtvrtletní frekvenci, je hodnota $K = 2$. Pak tedy vrchol, dno je extrémní hodnota ve vztahu ke dvěma předcházejícím a dvěma následujícím čtvrtletním hodnotám (Harding, Pagan; 2002). Tedy, pro vrchol v bodě t platí $c_{t-2} < c_{t-1} < c_t > c_{t+1} > c_{t+2}$ a pro dno v bodě t platí $c_{t-2} > c_{t-1} > c_t < c_{t+1} < c_{t+2}$ (Bry a Boschan, 1971).

Jako alternativní způsob datování lze uvést metodu navrženou Poměnkovou (2010), která je založena na aproximaci matematického přístupu stanovení extrémů funkce prostřednictvím odhadu trendů a derivací trendů vývoje časové řady.

Při analýze ve frekvenční doméně je snahou pomocí odhadu cyklické struktury zmapovat délky vnořených cyklů, které se v časové řadě vyskytují. Výběrové spektrum lze odhadovat několika způsoby. Při použití neparametrických metod je základní metodou odhadu spektra metoda periodogramu, v případě parametrických metod lze odhadovat spektrum prostřednictvím autoregresního procesu (Hamilton, 1994). Základním předpokladem je, aby vstupní časová řada byla slabě stacionární (Wooldridge, 2003).

Spektrum časové řady Y_t je možné vyjádřit Fourierovou sumou (Dejong, Chetan; 2007)

$$S_Y(\omega) = \frac{1}{2\pi} \sum_{j=-\infty}^{+\infty} \gamma_j e^{-i\omega j}, \quad (1)$$

kde $\gamma_j = \text{cov}(Y_t, Y_{t+j}) = E(Y_t - \mu_t)(Y_{t+j} - \mu_{t+j})$ je autokovariance mezi Y_t a Y_{t+j} , $i = \sqrt{-1}$. Pro úhlovou frekvenci ω v radiánech platí $\omega = 2\pi/n$, kde n je rozsah souboru.

Parametrický způsob odhadu spektra pomocí AR modelu můžeme vypočítat jako (Proakis, 2002):

$$\hat{S}_Y(\omega) = \frac{\sigma_w^2}{\left| 1 - \sum_{i=1}^p a_i e^{-i\omega i} \right|^2}, \quad (2)$$

kde a_i jsou koeficienty AR modelu řádu p , n je rozsah datového souboru, resp. délka vstupní časové řady. Pro odhad parametrů modelu $AR(p)$ s optimalizovaným řádem zpoždění lze využít Yule-Walkerovu metodu (Proakis, 2002). Pro optimalizaci řádu zpoždění autoregresního procesu lze využít Akaiikovo (AIC) nebo Schwartz-Cauchyho (SC) informačního kritéria (Seddighi, 2000).

Neparametrický způsob odhadu spektra je možné realizovat pomocí periodogramu. Pro stacionární proces Y_t s absolutně sčitatelnými autokovariancemi lze pro libovolné ω konstruovat hodnotu výběrového periodogramu ve frekvenci analogicky vztahu (1).

$$\hat{S}_Y(\omega) = \frac{1}{2\pi} \sum_{j=-n+1}^{n-1} \hat{\gamma}_j e^{-i\omega j}. \quad (3)$$

Výběrové spektrum $S_Y(\omega)$ označuje podíl výběrového rozptylu Y , který lze přiřítat cyklu o frekvenci ω . Nyní se budeme zabývat otázkou, jak lze výběrové spektrum odhadnout (Hamilton, 1994).

Nechť je Y_1, Y_2, \dots, Y_n konečná reálná posloupnost a nechť jsou její hodnoty vyjádřeny ve tvaru

$$Y_t = \mu + \sum_{j=1}^M \alpha_j + \cos(\omega_j(t-1)) + \delta_j \sin(\omega_j(t-1)), \quad (4)$$

kde α_j, δ_j jsou náhodné veličiny s nulovou střední hodnotou, tedy $E(Y_t) = 0$ pro všechna t . Posloupnosti $\alpha_j, \delta_j, j = 1, 2, \dots, M$ jsou sériově i sdruženě nekorelované, rozptyl Y_t je $E(Y_t^2) = \sum_{j=1}^M \sigma_j^2$. Pak je pro tento proces podíl výběrového rozptylu Y , který lze přiřítat cyklu o frekvenci ω , roven hodnotě σ_j^2 (Hamilton, 1994). Jsou-li frekvence seříděny vzestupně, tj. $0 < \omega_1 < \omega_2 < \dots < \omega_m < \pi$, podíl rozptylu Y , který je díky frekvenci menší nebo roven ω_p , je dán součtem jednotlivých rozptylů, tj. $\sigma_1^2 + \sigma_2^2 + \dots + \sigma_p^2$. Pak k -tá autokovariance Y může být vyjádřena vztahem

$$E(Y_t Y_{t-k}) = \sum_{j=1}^M \sigma_j^2 \cos(\omega_j(k)).$$

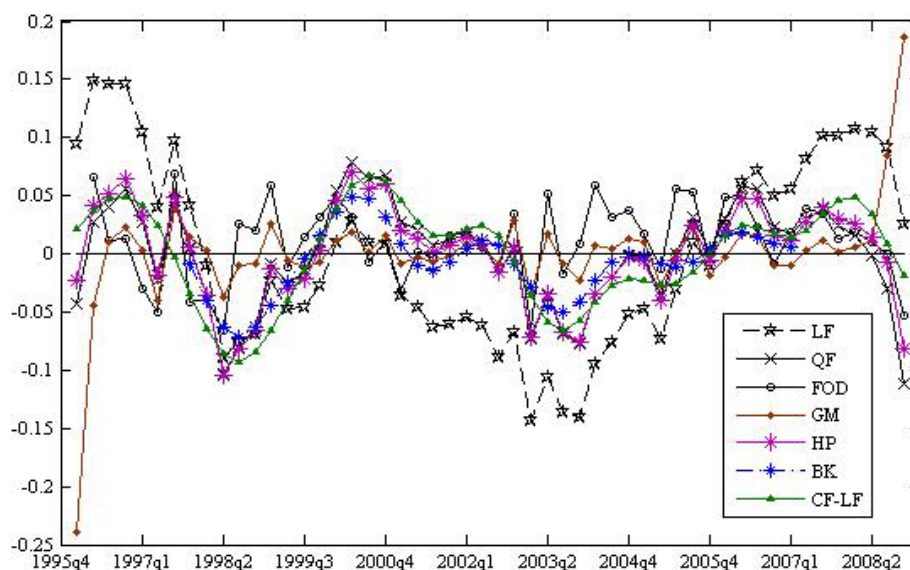
Obecný závěr známý jako spektrální reprezentativní teorém říká, že libovolný stacionární proces může Y_t být vyjádřen ve tvaru (4). Odhady parametrů α_j, δ_j lze získat pomocí OLS metody. Pak i periodogram můžeme zapsat ve tvaru

$$\hat{S}_Y(\omega_j) = \frac{1}{4\pi} (\alpha_j^2 + \delta_j^2), j = 1, 2, \dots, M. \quad (5)$$

VÝSLEDKY

Pro praktickou ukázkou popsaných metod bylo provedeno datování hospodářského cyklu na sezonně očištěných čtvrtletních hodnotách celkové průmyslové výroby bez stavebnictví v konstantních cenách roku 2000, v období 1996/Q1–2008/Q4 vyjádřené v milionech národní měny (dále označováno jako průmysl) (zdroj: Eurostat). Pro získání hodnot růstového cyklu bylo provedeno detrendování následujícími metodami: metoda prvních diferencí (FOD), detrendování regresní funkcí: přímkou (LF), kvadratickou funkcí (QF), Gasser-Müllerův odhad (GM), Hodrick-Prescottův (HP), Baxter-Kingův (BK) a Christiano-Fitzgeraldův filtr při vstupním detrendování přímkou (CF-LF). Nalezené hodnoty růstových cyklů jsou zobrazeny na obr. č. 1.

V případě filtračních technik byla pro Hodrick-Prescottův filtr zvolena hodnota vyhlazovací konstanty $\lambda = 1600$ pro čtvrtletní hodnoty (Hodrick a Prescott, 1980) (Kapounek, 2009). Nastavení frekvencí filtrů typu pásmová propust (BK a CF filtrů) vychází z práce Guaya a St-Amanta (1997), kdy připouštíme nejvyšší frekvenci hospodářského cyklu v délce 6 čtvrtletí a nejnižší v délce 32 čtvrtletí. V případě Baxter-Kingova filtru byla s ohledem na rozsah souboru časové řady průmyslové výroby v ČR zvolena délka klouzavé části $K = 7$ (Baxter, King, 1999). Jak uvádí Christiano a Fitzgerald (2003), je před aplikací Christiano-Fitzgeraldova filtru vhodné odstranit z původní časové řady deterministický nebo jiný významný trend. Jako vhodné se jeví detrendování lineární funkcí nebo Hodrick-Prescottovým filtrem. Je známo, že při použití konstanty $\lambda \rightarrow \infty$ u Hodrick-Prescottova filtru se odhadnutá trendová složka přibližuje k lineárnímu trendu. Detrendování lineární funkcí využil při práci s Christiano-Fitzgeraldovým filtrem například Iacobucci a Noullez (2005).



1: Růstový cyklus hodnot průmyslové výroby v ČR

1: Growth business cycle of industrial values of the Czech Republic

V případě Gasser-Müllerova odhadu je nejprve potřeba najít optimální hodnoty vyhlazovacích parametrů, tedy šířku vyhlazovacího okna h a řád jádra K . Pro hodnoty průmyslu to jsou šířka vyhlazovacího okna $h = 0,0484$ a jádro $K \in S_{0,2}^1$. Problémem, který vyvstává v souvislosti s GM odhadem, mohou být hraniční efekty. Takto je označována situace, kdy odhad zpravidla v koncových oblastech datového souboru vykazuje vyšších vychýlení. Pro úpravu hraničních efektů můžeme použít například metodu zrcadlení (Poměnková, 2005) nebo hraničních jader (Poměnková, 2008).

Jako doplnění otestujeme stacionaritu získaných reziduí pro jednotlivé ekonomické ukazatele. Výsledky jsou zaznamenány v tabulce I. Řád zpoždění pro rozšířený Dickey-Fullerův (ADF) test byl volen pomocí informačních kritérií (AIC, SC; Seddighi, 2000), dále podle Jarque-Bera testu normality (Green, 2008) a Dickey-Fullerova (DF) testu bílého šumu (Seddighi, 2000) získaných reziduí ADF testu. Z tabulky č. I vidíme, že ve většině případů, s výjimkou Gasser-Müllerova odhadu, postačí řád zpoždění nižší.

I: Testování stacionarity kolem nuly pro rezidua
I: Testing stationarity around zero constant

	LF	QF	FOD	GM	HP	BK	CF-LF
významnost	***	***	***	***	***	***	***
zpoždění	1	1	1	6	1	4	1

stacionarita na 1%(***), 5%(**), 10%(*)

Zdroj: Vlastní výpočet

Výsledky datování růstových cyklů průmyslu výše uvedenými metodami, statistiky a jejich porovnání jsou zaznamenány v tabulkách níže (tab. II–V). Nejprve je provedena identifikace bodů zlomu pomocí naivních pravidel, a to varianty levé (NL) a pravé (NP). K těmto metodám je následně připojena identifikace bodů zlomu prostřednictvím Bry-Boschanova (BB) algoritmu. Uvedená pravidla jsou aplikována na základě vztahů popsaných výše. U nalezených okamžiků bodů zlomu je dále zkoumáno splnění podmínky hospodářského cyklu (Artis a kol., 2004). Jak z tabulky č. I vyplývá, v některých případech se vyskytovalo větší množství stejného potenciálního extrémů v řadě po sobě. Z těchto potenciálních extrémů je pak za extrém označen ten, který dosahoval v případě dna nejnižší a v případě vrcholu nejvyšší hodnoty. Při porovnávání hodnot je použito ostré matematické nerovnosti. Ostatní, zdánlivé, extrém jsou označeny symbolem „**“.

Tabulka č. III poskytuje informace o statistikách růstového hospodářského cyklu průmyslu. Těmito statistikami jsou počet vrcholů a okamžiků dna, počet zdánlivých vrcholů a okamžiků dna, průměrná doba trvání expanze a recese. Doplnující informace o délkách trvání jednotlivých fází cyklu, ze kterých je následně vypočtena průměrná doba trvání expanze a recese, poskytuje tabulka č. IV.

Ze základních statistik růstového hospodářského cyklu průmyslu (tab. III) je patrné, že počet vrcholů je zpravidla tři až čtyři s výjimkou výsledků pro detrendování metodou FOD, u bodů zlomu typu dna jsou zpravidla identifikovány dva až tři. Průměrnou dobu trvání expanze i recese můžeme v průřezu datovacích metod označit za volatilní. Podrobnější doplnění trvání jednotlivých fází cyklu pro průmysl uvádí tab. IV, ze které je také patrné větší množství cyklů pro růstové cykly získané Gasser-Müllerovým odhadem a Baxter-Kingovým filtrem. Právě u těchto filtračních technik bylo oproti ostatním identifikován počet vrcholů a okamžiků dna o jeden více, tj. čtyři.

Vzájemné vztahy mezi detrendovací a datovací metodou z hlediska počtu shodně identifikovaných typů okamžiků zlomu v absolutním i relativním vyjádření odpovídajících extrémů (dna, vrcholy) mezi označenými detrendovacími hodnotami ve vztahu k použité datovací metodě uvádí tab. č. V. Při výpočtu relativních hodnot je počet shodných extrémů vztažen k počtu identifikovaných bodů zlomu použité detrendovací a datovací metody. Hodnotou „relativně celkem“ je označen celkový počet shodných bodů zlomu vztažený k celkovému počtu bodů zlomu v průřezu datovacích metod. Porovnávací tabulka je doplněna i o hodnoty korelačních koeficientů posuzovaných metod. Poznamenejme, že v případě Gasser-Müllerova odhadu využitého pro nalezení hospodářského cyklu vstupovaly do korelace hodnoty tohoto odhadu redukované o hraniční efekty, neboť ani po použití odpovídajících technik se hraniční efekty nepodařilo odstranit.

Pokud bychom posuzovali podobnost cyklů pouze na ukazateli korelace, pozorujeme nejvyšší těsnost závislosti mezi růstovými cykly HP, QF (98%), dále CF-LF, BK (91%) a cykly HP, BK (90%), QF, BK (90%). Korelační koeficient však posuzuje těsnost závislosti pouze ve smyslu přímé/nepřímé závislosti. V jeho výpočtu se nijak konkrétně nezohlední, zda posuzované datové hodnoty dosahují extrémů ve stejných nebo velmi blízkých okamžicích. Nemůžeme proto pro posouzení shody růstových cyklů z hlediska jejich datování vycházet jen z tohoto ukazatele, ale propojíme jej s výsledky ukazatele relativní shody identifikovaných typů bodů zlomu.

Hodnoty ukazatele „relativně celkem“ pro průmysl, jehož pomocí budeme posuzovat shodu identifikovaných bodů zlomu růstových cyklů, nepřesahuje pro vrcholy 22%, pro dna 18%. Tuto shodu lze označit jako malou.

Zaměříme-li pozornost na posouzení shody vrcholu ve vztahu k detrendovacím metodám, můžeme jako nejlepší mezi zjištěnými údaji označit shodu BK, HP (22%; korelace 90%) a BK, QF (22%; korelace 90%). Podobné hodnoty dosahuje shoda pro tři detrendovací metody, a to HP, QF, LF (21%). Jako další v pořadí je shoda mezi růstovými cykly GM, QF (17%, korelace 43%), GM, HP (17%, korelace 43%) následovaná GM, BK (16%, korelace 33%). Při posuzování dna se jeví mezi prvními čtyřmi nej-

II: Okamžiky bodů zlomu detrendovaných hodnot průmyslu

II: Turning point of detrending values of industry

Průmysl	LF			QF			FOD			GM			HPF			BK			CF-LF		
	NL	NP	BB	NL	NP	BB	NL	NP	BB	NL	NP	BB	NL	NP	BB	NL	NP	BB	NL	NP	BB
1996q01																					
1996q02																					
1996q03																					
1996q04		V		V	V	V		V		V	V*		V	V	V				V	V	V
1997q01																					
1997q02							D														
1997q03		V*			V*						V	V		V*							
1997q04																					
1998q01																					
1998q02	D	D	D	D	D*	D			D	D	D	D	D	D	D						
1998q03																D	D	D	D	D	D
1998q04																					
1999q01												V									
1999q02		D*			D									D*							
1999q03										D*	D*										
1999q04																					
2000q01							V*	V*	V												
2000q02	V	V	V	V		V				V			V		V	V	V	V			
2000q03																			V	V	V
2000q04					V										V						
2001q01									D			D									
2001q02																					
2001q03	D*	D*								D						D	D	D			
2001q04																					
2002q01				V*	V*		V*	V*		V*	V*		V*	V*							
2002q02																V	V	V	V*	V*	
2002q03	D*																				
2002q04																					
2003q01			D																		
2003q02																					
2003q03																D	D	D	D	D	D
2003q04	D	D		D	D	D				D			D	D	D						
2004q01							V		V												
2004q02																					
2004q03							V*			V	V							V			
2004q04																					
2005q01		D*		D*	D*			V	D			D	D*	D*					D*	D*	
2005q02																D*	D*	D			
2005q03				V*						V											
2005q04											D										
2006q01																					
2006q02				V	V	V	V*	V*		V*	V	V	V	V	V	V	V	V	V*	V*	V
2006q03	V*																				
2006q04																					
2007q01						D				D	D	D									D
2007q02							V*	V*	V												
2007q03	V			V*	V*					V			V*	V*							
2007q04																					
2008q01		V	V					V*											V	V	V
2008q02																					
2008q03																					
2008q04																					

Zdroj: Vlastní výpočet

Pozn.: V – vrchol, D – dno, NL – metoda naivní levá, NP – metoda naivní pravá, BB – Bry-Boschanův algoritmus, * zdánlivý extrém

III: Statistika růstového hospodářského cyklu průmyslu

III: Statistics of the growth business cycle of industry

Průmysl	LF			QF			FOD			GM			HP			BK			CF-LF		
	NL	NP	BB	NL	NP	BB	NL	NP	BB	NL	NP	BB	NL	NP	BB	NL	NP	BB	NL	NP	BB
Vrchol	2	3	2	3	3	3	1	1	3	4	3	4	3	3	3	3	3	4	3	3	4
Dno	2	2	2	2	2	3	1	x	3	3	3	4	2	2	2	3	3	4	2	2	3
Vrchol*	1	1	x	3	3	x	4	6	x	2	2	x	2	3	x	x	x	x	2	2	x
Dno*	2	3	x	1	2	x	x	x	x	1	1	x	1	2	x	1	1	x	1	1	x
Průměrná doba trvání expanze	11,5	12,5	14	9	8	9	13,5	0	9,33	5,7	13,5	7,3	9	10	9	7	7	4,5	13	13	7,67
Průměrná doba trvání recese	14	10	14	10	11	7,7			4	8,7	3,7	4	10	9	10	5	5	4,3	6,33	9,5	11
Celkový počet dat	52			52			51			52			52			38			52		

Zdroj: Vlastní výpočet Pozn.: x – označuje nulový počet

IV: Délky trvání jednotlivých fází cyklu průmyslu

IV: The time duration of the phases of growth business cycle of industry

Průmysl	LF			QF			FOD			GM			HPF			BK			CF-LF		
	NL	NP	BB	NL	NP	BB	NL	NP	BB	NL	NP	BB	NL	NP	BB	NL	NP	BB	NL	NP	BB
Expanze	8	8	8	8	6	8	27	x	7	8	25	3	8	10	8	7	7	7	8	8	8
	15	17	20	10	10	10			12	7	2	14	10	10	10	3	3	3	18	18	11
									9	2		5				11	11	4			4
																		4			
Průměr	11,5	12,5	14	9	8	9	13,5	x	9,3	5,7	13,5	7,3	9	10	9	7	7	4,5	13	13	7,67
Recese	14	6	14	6	10	6	x	x	4	6	3	3	6	6	6	5	5	5	7	7	7
		14		14	12	14				14	5	8	14	12	14	5	5	5	12	12	12
						3				6	3	2						3			3
												3									
Průměr	14	10	14	10	11	7,7			4	8,7	3,7	4	10	9	10	5	5	4,3	6,33	9,5	11

Zdroj: Vlastní výpočet

Pozn.: x – nulový počet

vyššími výslednými hodnotami shoda růstových cyklů HP, LF (18%, korelace 70%), QF, LF (17%, korelace 60%), HP, GM (11%, korelace 43%) a HP, LF, QF (11%), CF-LF, BK (14%, korelace 91%). Budeme-li sledovat shodu v identifikovaných vrcholech a zároveň okamžicích dna, můžeme z použitých filtračních technik bez ohledu na pořadí pozorovat nejlepší shodu pro růstové cykly LF, QF, dále HP, LF a QF, GM.

Na základě provedené analýzy a shrnutých výsledků (tab. VI) lze konstatovat podobnost výsledků při detrendování a datování metodami HP, QF a LF a nevhodnost použití metody FOD a GM jako detrendovací techniky pro hodnoty průmyslu. V případě využití filtrů typu pásmová propust (CF-LF, BK) lze pozorovat dobrou shodu s výsledky při aplikaci HP filtru při identifikaci vrcholu a při posuzování vzájemné závislosti pomocí korelace. Metodu GM odhadu lze považovat spíše za nevhodnou, neboť shoda bodů zlomu je malá. Jednoznačnou shodu identifikovaných bodů zlomu datovacích metod lze najít pro hodnoty detrendované BK filtrem, a to mezi naivními pravidly. Při výběru funkce pro detrendování pomocí regrese, konkrétně při volbě mezi regresní přímkou a kvadratickou funkcí, je z pohledu datování vhodnější volba kvadratické funkce, která vykazovala větší množství potenciálních

a následně i skutečných bodů zlomu. Volbu mezi těmito detrendovacími metodami lze však nahradit zvolením Hodrick-Prescottova filtru, neboť jak uvádějí předešlé analýzy a diskuse, Hodrick-Prescottův filtr vykazuje dobrou shodu při identifikování bodů zlomu popsanými metodami při detrendování přímkou a kvadratickou funkcí.

Na základě identifikovaných bodů zlomu (tab. II) byly v časové doméně vypočteny délky cyklů (tab. VII). Připomeňme, že cyklem je označováno období od vrcholu k vrcholu (Burda a Wyplosz, 2005). Do výpočtu nebyly zahrnuty techniky FOD a GM, neboť byly na základě provedené analýzy podobnosti označeny za nevhodné pro detrendování a získání růstového cyklu modelovaného na hodnotách průmyslu.

Zabývejme se posouzením výsledků datování různými přístupy na získaných růstových cyklech. Z tabulky č. VIII je patrné, že v průřezu všech použitých detrendovacích technik, které se jeví jako vhodné pro popis růstového cyklu modelovaného na hodnotách průmyslu, můžeme při použití datovací metody naivní levé, naivní pravé a Bry-Boschanova algoritmu nalézt všechny typy délek cyklů, tedy cykly velmi krátké, krátké, střední i dlouhé. Jak vyplývá z datovacích metod, naivní metody využívají pro rozhodnutí o existenci extrému malé okolí

V: Porovnání detrendovacích technik – průmysl

V: The comparison of detrending techniques – industry

Průmysl	Vrchol							Dno							Celkový počet extrémů			Korelace
	absolutně			realtivně			relativně celkem	absolutně			realtivně			relativně celkem	NL	NP	BB	
	NL	NP	BB	NL	NP	BB		NL	NP	BB	NL	NP	BB					
LF; QF	1	1	1	0,11	0,10	0,10	0,15	2	1	2	0,22	0,10	0,20	0,17	9	10	10	0,60
LF; FOD	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0,05	6	6	10	0,18
LF; GM	2	0	0	0,18	0	0	0,09	2	1	1	0	0	0	0,12	11	11	12	0,27
QF; FOD	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0,04	7	6	12	0,45
QF; GM	2	1	1	0	0,09	0	0,17	2	0	2	0	0	0	0,11	12	11	14	0,53
FOD; GM	0	0	0	0	0	0	0	0	0	3	0	0	0	0,10	9	7	14	0,53
HP; LF	1	1	1	0,11	0,10	0,11	0,15	2	2	1	0,22	0,20	0,11	0,18	9	10	9	0,70
HP; QF	3	3	3	0,30	0,03	0,27	0,07	2	1	2	0,20	0,01	0,18	0,04	10	110	11	0,98
HP; FOD	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0,00	0	0	0,04	7	6	11	0,43
HP; GM	2	1	1	0,17	0,09	0	0,17	2	1	1	0,17	0	0,08	0,11	12	11	13	0,53
HP; LF; QF	2	2	2	0,14	0,13	0,13	0,21	2	1	2	0,14	0,07	0,13	0,11	14	15	15	
BK; HP	2	1	2	0	0,09	0,15	0,22	0	0	0	0	0	0	0	11	11	13	0,90
BK; LF	1	1	1	0	0,09	0,08	0,14	0	0	0	0	0	0	0	10	11	12	0,62
BK; QF	2	1	2	0	0,09	0,14	0,22	0	0	0	0	0	0	0	11	11	14	0,90
BK; FOD	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	8	7	14	0,20
BK; GM	1	1	2	0	0	0	0,16	0	0	1	0	0	0	0,02	13	12	16	0,33
CF-LF; HP	1	1	2	0	0	0	0,15	0	0	0	0	0	0	0	12	13	13	0,88
CF-LF; LF	0	2	1	0	0	0	0,12	0	0	0	0	0	0	0	11	13	12	0,78
CF-LF; QF	1	1	2	0	0	0	0,15	0	0	1	0	0	0	0,03	12	13	14	0,85
CF-LF; GM	1	0	1	0	0	0	0,07	0	0	1	0	0	0	0	14	14	16	0,19
CF-LF; FOD	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	9	9	14	0,14
CF-LF; BK	0	0	1	0	0	0	0,04	2	2	2	0,15	0	0	0,14	13	14	16	0,91

Zdroj: Vlastní výpočet

VI: Podobnost metod

VI: Similarity of methods

Pořadí	Vrchol	Dno	Korelace cyklů	Shoda vrcholu a dna
1.	BK, HP; BK, QF	HP, LF	HP, QF	LF, QF
2.	HP, LF, QF	QF, LF	CF-LF, BK	HP, LF
3.	GM, QF; GM, HP	HP, GM; HP, LF, QF	HP, BK; QF, BK	QF, GM

Zdroj: Vlastní výpočet

VII: Délky cyklů – časová doména

VII: The time duration of cycles – time domain

	LF			QF			HPF			BK			CF-LF		
	NL	NP	BB	NL	NP	BB	NL	NP	BB	NL	NP	BB	NL	NP	BB
Délka cyklu ve čtvrtletích	29	14	31	14	16	14	14	16	14	8	8	8	15	15	15
		31		24	22	24	24	24	24	16	16	9	30	30	23
												7			7
Délka cyklu v letech	7,25	3,50	7,75	3,50	4	3,50	3,50	4	3,50	2	2	2	3,75	3,75	3,75
		7,75		6	5,50	6	6	6	6	4	4	2,25	7,50	7,50	5,75
												1,75			1,75

Zdroj: Vlastní výpočet

potenciálního bodu extrému, tj. tři hodnoty, zatímco Bry-Boschanův způsob využívá zpravidla čtyř hodnot pro čtvrtletní data a několik různých stupňů vyhlazení s cílem lokalizace okolí potenciálních bodů zlomu, které jsou poté upřesněny využitím původní časové řady.

Budeme-li posuzovat podrobněji výsledky datování, pak se sporným jeví existence krátkého cyklu při datování naivní metodou pravou růstového cyklu získaného detrendováním lineární funkcí. A dále, existence velmi krátké délky cyklu při datování Bry-Boschanovým algoritmem růstového cyklu

VIII: Rozdělení typů period podle délky trvání dle výsledků analýzy v časové doméně

VIII: Categorisation of the periods based on period length according results obtain by time domain analysis

Detrendovací technika	Typ datování	Délky cyklů			
		velmi krátké do 3 let	krátké 3–5 let	střední 5–7 let	dlouhé 7–11 let
LF	NL				x
	NP		x		x
	BB				x
LF celkem			x		x
QF	NL		x	x	
	NP		x	x	
	BB		x	x	
QF celkem			x	x	
HP	NL		x	x	
	NP		x	x	
	BB		x	x	
HP celkem			x	x	
BK	NL	x	x		
	NP	x	x		
	BB	x			
BK celkem		x	x		
CF-LF	NL		x	x	x
	NP		x	x	x
	BB	x	x	x	
CF-LF celkem		x	x	x	x

Označení: x označuje existenci typu periodicity

Zdroj: vlastní výpočet

získaného detrendováním Christiano-Fitzgeraldovým filtrem. Za diskutabilní bychom mohli považovat také krátký cyklus identifikovaný v růstovém cyklu získaném detrendováním Baxter-Kingovým filtrem při aplikaci levé i pravé varianty naivních datovacích pravidel.

Pro všechny získané růstové cykly byl proveden odhad spektra metodou periodogramu a autoregresního procesu optimalizovaného řádu a zjištěné hodnoty byly otestovány testem R. A. Fishera na statistickou významnost (tab. X) (Anděl, 1976; Poměnková a Maršálek, 2010). Pro optimalizaci řádu zpoždění autoregresního procesu bylo využito Akaikova (AIC) a Schwartz-Cauchyho (SC) informačního kritéria doplněného testem bílého šumu získaných reziduí Dickey-Fullerovým (DF) a Jarque-Bera testem normality (Seddighi, 2000). Nalezené optimální hodnoty řádu zpoždění jsou uvedeny v tabulce č. IX.

Z výsledků odhadu typů délek cyklů (tab. X) můžeme vidět vysokou shodu identifikovaných délek cyklů obou metod v případě dlouhých a středních délek cyklů a to i v průřezu všech detrendovacích metod. Metoda odhadu spektra pomocí AR procesu identifikovala navíc střední a krátké délky cyklů. Lze tedy vyslovit závěr, že hodnoty průmyslu vykazují spíše dlouhé a střední délky vzájemně vnořených cyklů.

V případě růstového cyklu získaného pomocí Baxter-Kingova pásmového filtru je identifikace významné délky periody v trvání 5,29 čtvrtletí pod hranicí propustného pásma filtru, ta byla stanovena na 6 čtvrtletí. Stejně tak délka cyklu 37 čtvrtletí je nad horní hranicí pásma, která byla stanovena na 32 čtvrtletí. V obou případech je tento fakt zřejmě způsoben skutečností, že Baxter-Kingův filtr je konstruován jako aproximace ideálního filtru (Baxter a King, 1999; Guaya a St-Amant, 1997), a proto může nastat situace, kdy filtr propustí i nižší nebo vyšší frekvence. Jak je však z výsledků patrné, významnost délky cyklu 5,29 čtvrtletí je nižší, což svědčí právě o propuštění těchto cyklů použitým filtrem. Vzhledem k tomu, že spektrální analýza ostatních detrendovaných dat nevykázala tento typ cyklu jako významný, nelze jednoznačně potvrdit jeho existenci v dané časové řadě, a tudíž nebude uvažován.

IX: Optimalizace parametru p pro $AR(p)$ proces detrendovaných hodnotIX: Optimization of the parameter p of $AR(p)$ proces of detrended values

p-optimální	CF	HP	BK	LF	QF
průmysl	16	18	11	10	10

Zdroj: vlastní výpočet

X: Posouzení periodicity detrendovaných dat průmyslu
 X: Evaluation of periodicity of detrended values of industry

	Periody cyklu	51	25,50	17	12,75	10,20	8,50	7,29	6,38
CF-LF	Periodogram	***	***	***	***	***		***	
	AR	***	***	***	***	***	***	***	***
HP	Periodogram		***	**					
	AR		**	**	**				
LF	Periodogram	***	***	***					
	AR	***	***	***	**				
QF	Periodogram		***	**					
	AR		**	***					
	Periody cyklu	37	18,50	12,33	9,25	7,40	6,17	5,29	4,63
BK	Periodogram	***	***	***	***	***			
	AR	**	***	**	**	**	**	**	

Pozn.: Statisticky významné na 1%(***), 5%(**), 10%(*)

Nad hranicí propustného pásma je dále významná délka periody v trvání 51 čtvrtletí při použití detrendování Christiano-Fitzgeraldovým filtrem. I když i zde by mohlo být příčinou nedokonalé aproximování ideálního filtru Christiano-Fitzgeraldovým filtrem, domníváme se, že pravděpodobnější příčinou je vliv délky vstupního souboru, který je následně limitující při určování potenciálních period. Mezi hodnotami 51 a 25,5 čtvrtletí je velmi široké pásmo možných frekvencí, které však daným přístupem nejsme schopni vzhledem k malé spektrální rozlišitelnosti postihnout. Tuto nedostatečnost lze částečně doplnit výsledky pro růstový cyklus při detrendování Baxter-Kingovým filtrem.

Budeme-li brát v úvahu statisticky významné hodnoty periodogramu, jak je uvádí tabulka č. X a převedeme-li tyto čtvrtletní hodnoty počtu period na délku trvání v letech, pak vidíme, že v průmyslové výrobě můžeme najít cykly v délce trvání od 9 let nejdelšího cyklu, přes cykly v trvání 6,3 let, cykly s délkou okolo 4 a 3 let, ale i krátké cykly okolo 2 let.

DISKUSE

Vyjádřeme hodnoty délek cyklů v letech, a to jak pro časovou, tak frekvenční doménu (tab. XI). Při práci s časovou doménou budeme vycházet z výsledků uvedených v tab. VIII, v případě frekvenční domény z tab. č. X.

Jak uvádí například Canova (1999) nebo Bonenkamp (2001), detrendování ovlivňuje získání hodnot růstového cyklu a následně i jeho datování. Jestliže chceme výsledky považovat za robustní, pak shoda identifikovaných typů délek cyklů by se neměla příliš lišit v průřezu detrendovacích technik. I když připustíme rozdílnou kvalitu detrendovacích technik, ve všech případech je cílem detrendování odstranění dlouhodobé trendové složky, přičemž ostatní výkyvy a reakce na šoky by měly zůstat součástí krátkodobé, cyklické složky. Pak je na místě domnívat se, že projeví-li se při detrendování jednou metodou existence určitého typu cyklu, při detrendování jinou (dostatečně kvalitní) technikou by měl

být daný typ cyklu rovněž identifikován. Vzhledem k tomu, že detrendovací techniky nejsou identické, lze připustit různé odchylky, jako například ve statistické významnosti identifikovaného cyklu, nebo v existenci blízkých cyklů.

Nejprve posoudíme výsledky získané analýzou v časové a frekvenční doméně. Jak je z tabulky č. XI patrné, analýza jak v časové, tak ve frekvenční doméně ukazuje, že za statisticky významné lze považovat všechny definované typy délek cyklů, tj. cykly velmi krátké, krátké, střední i dlouhé. Z tohoto hlediska by bylo možné přístupy v obou doménách považovat za stejně přínosné. Při bližším rozboru však sledujeme následující rozdíly.

Předně, prostřednictvím analýzy v časové doméně jsme nebyli schopni rozhodnout o existenci krátké délky cyklu při aplikaci datovací metody naivní pravé aplikované na růstový cyklus získaný detrendováním lineární funkcí. A také velmi krátké délky cyklu při datování Bry-Boschanovým algoritmem aplikovaným na růstový cyklus získaný detrendováním Christiano-Fitzgeraldovým filtrem. Za diskutabilní lze rovněž označit krátký cyklus identifikovaný v růstovém cyklu získaném detrendováním Baxter-Kingovým filtrem při aplikaci levé i pravé varianty naivních datovacích pravidel. V tomto směru je nutné doplnit analýzou například výsledky z frekvenční domény, nebo dalšími způsoby datování. Nesporným faktem zůstává i to, že abychom popsali podrobněji cyklické chování průmyslu České republiky v časové doméně, bylo nutné použít několik datovacích technik a technik získání růstového cyklu. Taková analýza je sice robustní, avšak časově náročná.

Při analýze ve frekvenční doméně výsledky rovněž pokrývají celou škálu délek cyklů. Na rozdíl od časové domény však bylo identifikováno více cyklů, a to pro případ aplikace lineární funkce a Baxter-Kingova filtru pro detrendování. Nespornou výhodou je menší časová náročnost získání výsledků, a také větší přesnost; výsledky odhadu spektra periodogramu a autoregresním procesem vykazaly vysokou shodu.

XI: *Typy period – časová a frekvenční doména*

XI: *The type of periods – time and frequency domain*

Detrendovací technika	Typ domény	Délky cyklů			
		velmi krátké do 3 let	krátké 3–5 let	střední 5–7 let	dlouhé 7–11 let
LF	časová				x
QF	časová		x	x	
HP	časová		x	x	
BK	časová	x	x		
CF-LF	časová	x	x	x	x
Detrendovací technika	Typ domény	velmi krátké do 3 let	krátkodobé 3–5 let	střednědobé 5–7 let	dlouhodobé 7–11 let
LF	frekvenční		x	x	x
QF	frekvenční		x	x	
HP	frekvenční		x	x	
BK	frekvenční	x	x		x
CF-LF	frekvenční	x	x	x	x

Označení: x označuje existenci typu periodicity

Zdroj: vlastní výpočet

Posudme dále výsledky pro metody, které byly zkoumány na podobnost z hlediska datování. Nejlepší shody vykázaly při analýze v časové doméně Hodrick-Prescottův filtr a regresní funkce (přímka, kvadratická funkce). V případě posouzení výsledků datování však pro růstový cyklus získaný detrendováním Hodrick-Prescottovým filtrem a lineární funkcí vidíme, že výsledky jsou rozdílné a že pro přesnější zjištění cyklického chování je i zde vhodné pokračovat analýzou ve frekvenční doméně. V případě detrendování kvadratickou funkcí byla shoda s výsledky pro růstový cyklus získaný aplikací Hodrick-Prescottova filtru velmi dobrá, avšak také popsal cyklické chování pouze částečně.

ZÁVĚR

Předkládaný příspěvek se zabývá posouzením cyklického chování průmyslu České republiky z pohledu analýzy datování v časové doméně a spektrální analýzy ve frekvenční doméně v kontextu běžně využívaných metod pro identifikaci růstového hospodářského cyklu. Při práci v časové doméně byly typy délek cyklů identifikované na základě aplikace datovacích metod, jmenovitě pravé a levé varianty naivních technik a Bryova-Boschanova algoritmu. Ve frekvenční doméně byl pro analýzu cyklického chování využit odhad spektra metodou periodogramu a autoregresního procesu optimalizovaného řádu. V souvislosti s analýzou v časové doméně bylo rovněž provedeno posouzení shody výsledků detrendovacích metod z pohledu identifikovaných bodů zlomu. Datovou základnu tvořily čtvrtletní hodnoty průmyslové výroby České republiky v letech 1996–2008.

Analýza v časové doméně ukázala, že je-li z důvodu robustnosti provedeno získání růstového

cyklu pomocí několika detrendovacích metod a následně je na každém růstovém cyklu provedeno datování pomocí alespoň dvou datovacích metod, pak lze dobře popsat strukturu cyklického chování průmyslové výroby. Nevýhodou tohoto přístupu je však časová náročnost a větší množství omezujících podmínek, které se objevují v souvislosti s detrendovacími. Práce ve frekvenční doméně je v porovnání s tímto rychlejší a poskytuje přesnější obraz o cyklickém chování hodnot průmyslu. Tento fakt potvrzuje i vysoká shoda výsledků při odhadu spektra různými metodami. Sekundární výsledek, a to porovnání shody výsledků detrendovacích metod založené na výsledcích datování různými přístupy, ukázal jako nejpodobnější růstové cykly získané detrendováním regresních funkcí a Hodrick-Prescottova filtru. Důležitým poznatkem v této souvislosti je, že i přes podobnost metod je nezbytně nutné každý růstový cyklus zvlášť dále analyzovat ve frekvenční doméně, neboť délky cyklů identifikované pouze v časové doméně neposkytují v uvedených případech úplné výsledky.

Na základě zjištěných faktů lze doporučit pro práci s růstovým hospodářským cyklem detrendování pomocí filtrů typu pásmová propust, speciálně pomocí Christiano-Fitzgeraldova filtru následovaného datováním v časové doméně a doplněného spektrální analýzou ve frekvenční doméně. Datování přitom může být provedeno i naivními pravidly, neboť shoda výsledků byla pro všechny datovací přístupy tohoto růstového cyklu velmi dobrá. Popřípadě doplnění a komparace s výsledky pro Baxter-Kingův filtr z důvodu frekvenční rozlišitelnosti typů cyklů.

SOUHRN

Předkládaný příspěvek se zabývá analýzou cyklického chování růstového hospodářského cyklu České republiky modelovaného na hodnotách průmyslové výroby v období 1996–2008. Cyklické chování je posuzováno jak v časové doméně, tak ve frekvenční doméně. Hodnoty růstového hospodářského cyklu jsou získány aplikací běžně využívaných přístupů detrendování, kdy je trendem vývoje na daném časovém období modelován potenciální produkt. Růstový cyklus je pak chápán jako fluktuace kolem tohoto dlouhodobého trendu. Pro detrendování jsou využity následující metody: metoda prvních diferencí, detrendování regresní funkcí (přímkovou, kvadratickou funkcí), Gasser-Müllerův odhad, Hodrick-Prescottův, Baxter-Kingův a Christiano-Fitzgeraldův filtr při vstupním detrendování přímkou.

Při analýze v časové doméně je růstový cyklus nejprve datován prostřednictvím pravé a levé varianty naivních pravidel stanovení bodů zlomu a dále pomocí Bry-Boschanova algoritmu. Následně jsou vypočteny délky získaných cyklů vrchol-vrchol všech růstových cyklů. Výsledků datování je využito i pro posouzení podobnosti získaných růstových cyklů. Při práci ve frekvenční doméně jsou délky cyklů zjištěny prostřednictvím odhadu hodnot spektra odpovídající stanoveným periodám. Odhad spektra je proveden metodou periodogramu a autoregresního procesu s optimalizovaným řádem zpoždění.

Na základě provedené analýzy můžeme konstatovat následující. Je-li datování a výpočet délek cyklů na základě zjištěných bodů zlomu v časové doméně prováděno na růstových cyklech získaných detrendováním několika metodami, poskytuje v globálu stejných výsledků jako analýza ve frekvenční doméně založená na odhadu spektra. V tomto směru je však analýza v časové doméně časově výrazně náročnější a lze se domnívat, že i méně přesná. Tato snížená přesnost může vyplývat z požadavku na splnění většího množství omezujících podmínek, které se objevují v souvislosti s větším množstvím technik využitých pro získání růstového cyklu. Analýza ve frekvenční doméně je naopak rychlejší, přičemž získané výsledky pro hodnoty průmyslu vykazaly při odhadu spektra oběma způsoby vysokou shodu.

Při posuzování podobnosti výsledků datování v kontextu použitých detrendovacích metod vykazaly dobrou shodu Hodrick-Prescottův filtr s růstovými cykly získanými detrendováním regresní přímkou nebo kvadratickou funkcí. Z hlediska analýzy cyklického chování je však nelze vzájemně zaměňovat, neboť zjištěné hodnoty délek cyklů jsou nesejné. V tomto případě je nutné doplnit analýzu na takto získaných růstových cyklech odhadem spektra ve frekvenční doméně, neboť některé cykly mohou zůstat nezachyceny, jak je patrné pro případ detrendování lineární funkcí.

Využijeme-li výsledků k formulaci doporučení pro práci s hospodářským cyklem České republiky na hodnotách průmyslu, pak se jako nejvhodnější přístup jeví detrendování pomocí Christiano-Fitzgeraldova filtru následované odhadem spektra ve frekvenční doméně. Při datování lze pro takto získaný filtr připustit využití naivních pravidel, neboť Christiano-Fitzgeraldův filtr produkuje růstový cyklus s frekvencemi v předem stanoveném pásmu tzv. hospodářských cyklů. Ve výsledku pak produkuje v porovnání s ostatními filtry, které nejsou typu pásmová propust, hladší růstové cykly.

cyklická struktura, časová a frekvenční doména, datování, hospodářský cyklus

SUMMARY

Presented paper is focused on analysis of cyclical behaving of growth business cycle of the Czech Republic. For this aim data of industrial production in 1996–2008 is used. Cyclical behaviour is evaluated in time domain as well as in frequency domain. Growth business cycle is obtained using several commonly used detrending techniques such as first order difference, regression function (linear and quadratic), Gasser-Müller estimate, Hodrick-Prescott filter, Baxter-King filter and Christiano-Fitzgerald filter with pre-filtering using regression line. The time trend obtained using techniques mentioned above is taken as representative of potential product in given period. Thus, growth business cycle represents fluctuation around this trend.

At first, in the time domain, growth business cycle is dated on the basis of turning points identification using right and left variant of the naive rules and using Bry-Boschan algorithm. Consequently, the lengths of all growth peak-peak business cycles are calculated. The results of dating are used for evaluation of similarity among detrending techniques as well. At second, in frequency domain the length of the cycles is identified on the basis of spectrum estimation. The spectrum is estimated using periodogram and autoregressive process with optimum lag.

On the basis of obtained results we can conclude following facts. In case, when dating and calculating of cycles lengths is based on turning point identification in time domain with respect to obtained growth business cycles using several detrending techniques, then the results are in global point of view the same as analysis in frequency domain based on spectrum estimation. But the time domain analysis is much more time demanding and we can consider, them less accurate. This small accuracy

can come from wide range of determining conditions of techniques used for growth business cycle obtaining. On the contrary, frequency domain analysis is quicker whereas results for spectra estimate of growth business cycle of industrial production showed high level of similarity.

In the context of detrending techniques used for obtaining growth business cycles, analysis showed similarity for Hodrick–Prescott filter and for regression line and quadratic function. However, from analysis of cyclical behaviour point of view these techniques can not be replaced, because identified length of the cycles are not the same. In this case, it is necessary to complete analysis for these business cycles by spectra estimation in frequency domain. It can happen that some cycles can stay non-captured as in case of detrending using regression line.

If the results are used for recommendation for work with business cycle of the Czech Republic based on the values of industrial production, then most suitable approach is to obtain growth business cycle using Christiano–Fitzgerald filter following by spectral analysis in the frequency domain. In case of dating, i.e. turning points identification, is possible for this growth business cycle to use naive dating rules, because Christiano–Fitzgerald filter produce growth business cycle in given frequency band, i.e. in business cycles band. Compared to other filters, which are not band pass filters, resultant time series filtered by Christiano–Fitzgerald filter produced smoother growth cycles.

Předkládaný příspěvek vznikl za podpory výzkumného záměru „Česká ekonomika v procesech integrace a globalizace a vývoj agrárního sektoru a sektoru služeb v nových podmínkách evropského integrovaného trhu“.

LITERATURA

- ANDĚL, J., 1976: *Statistická analýza časových řad*, Praha: SNTL, 271 s.
- ARTIS, M., MARCELLINO, M., PROIETTI, T., 2004: Characterising the Business Cycles for Accession countries. CEPR-EABCN Conference of Business Cycle and Acceding Countries, Vienna.
- BAXTER, R., KING, R. G., 1999: Measuring Business Cycles: Approximate Band – Pass Filters for Economic Time Series. *Review of Economic and Statistics*, Vol. 81, No. 4, pp. 575–593.
- BONENKAMP, J., JACOBS, J., KUPER, G. H., 2001: Measuring Business Cycles in the Netherlands, 1815–1913: A comparison of Business Cycle Dating Methods. *SOM Research Report*, No. 01C25, Systems, Organisation and Management, Groningen. University of Groningen [online].
- BRY, G., BOSCHAN, C., 1971: Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs, Technical Paper 20, National Bureau of Economic Research, New York.
- BURDA, M., WYPLOZS, C., 2001: *Macroeconomics. A European text*. 3rd ed. Oxford: Oxford University Press, 572 pp., ISBN 0-19-877650-0.
- CANOVA, F., 1998: De-trending and business cycle facts, *Journal of monetary Economics*, vol. 41, pp. 533–540.
- CANOVA, F., 1999: Does De-trending Matter for the Determination of the Reference Cycle nad Selection of Turniny Points?, *The Economic Journal*, Vol. 109, No. 452 (Jan., 1999), pp. 126–150.
- DEJONG, N. D., CHETAN, D., 2007: *Structural Macroeconometrics*, Princeton University Press, New Jersey, 338 pp., ISBN-10: 0-691-12648-8.
- EUROSTAT, [cit. 2009-03-18] 2009: National Accounts (including GDP) [on-line]. Dostupné na \texttt{http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/\national_accounts/data/data-base}.
- GUAY, A. ST-AMANT, P., 1997: Do the Hodrick–Prescott and Baxter–King Filters Provide a Good Approximation of Business Cycles? Université a Québec á Montréal, Working paper No. 53.
- GREEN, W. H., 1997: *Econometric Analyses*. London: Prentice – Hall, 1997. 1076 s. ISBN 0-13-7246659-5.
- HAMILTON, J. D., 1994: *Time Series Analysis*. Princeton University Press, 799 pp., ISBN-10: 0-691-04289-6.
- HARDING, D., PAGAN, A., 2002: A comparison of Two Business Cycles Dating Methods. *Journal of Economic Dynamics and Control*. Vol. 27, p. 1681–1690.
- HARDING, D., PAGAN, A., 2006: Measurement of Business Cycles, Research paper number 966, Melbourne, 2006, ISSN 0819-2642.
- HÄRDLE, W., 1990: *Applied Nonparametric Regression*. Cambridge University Press, 349 p, ISBN 10: 0521429501.
- HOROVÁ, I., 2002: Optimization problems Connected with Kernel estimates, Signal processing, Communications and Computer Science. 2002 by World Scientific and Engineering Socitey Press, pp. 339–334.
- IACOBUCCI, A., NOULLEZ, A., 2005: A Frequency Selective Filter for Short-Length Time Series, *Computational Economics*, 25, 75–102.
- KAPOUNEK, S., 2009: Estimation of the Business Cycles – Selected Methodological Problems of the Hodrick–Prescott Filter Application. *Polish Journal of Environmental Studies*. 2009. Vol. V, No. 6, p. 2. ISSN 1230-1485.
- POMĚNKOVÁ, J., 2005: Some aspects of regression function smoohting (1st ed.). Ostrava: PhD-thesis.
- POMĚNKOVÁ, J., 2008: Remarks to optimum kernels and boundary optimum kernels. Applicati-

- ons of Mathematics, 53, 4:305–317. ISSN 0862-7940.
- POMĚNKOVÁ, J., 2010: An alternative Approach to the Dating of Business Cycle: Nonparametric Kernel Estimation. Prague Economic Papers. 2010, Vol. 3, pp. 251–272, ISSN 1210-0455.
- PROAKIS, J. G., RADER, Ch. M., Ling, F. L., NIKIAS, Ch. L., MOONEN, M., PROUDLER, J. K., 2002: *Algorithms for Statistical Signal Processing*, Prentice Hall, ISBN 0-13-062219-2.
- SEDDIGHI, H. R., LAWLER, K. A., KATOS., A. V., 2000: *Econometrics. A practical approach*. New York 2000, pp. 262–287.
- WAND, M. P., JONES, M. S., 1995: *Kernel Smoothing* (1st ed.). Chapman & Hall, London.
- WECKER, W., 1979: Predicting the turning points of a time series. *Journal of Business*, 52, pp. 35–50.
- WOOLDRIDGE, J. M., 2003: *Introductory Econometrics: A modern approach*. Ohio 2003, pp. 863, ISBN 0-324-11364-1.

Adresa

RNDr. Jitka Poměnková, Ph.D., Ústav financí, Mendelova univerzita v Brně, Zemědělská 1, 613 00 Brno, Česká republika, pomenka@mendelu.cz