

TESTOVÁNÍ VÝZNAMNOSTI PERIODICITY PRŮMYSLOVÉ VÝROBY POMOCÍ R. A. FISHEROVA TESTU

J. Poměnková, R. Maršálek

Došlo: 4. prosince 2009

Abstract

POMĚNKOVÁ, J., MARŠÁLEK, R.: *Industrial production periodicity testing using R. A. Fisher test*. Acta univ. agric. et silvic. Mendel. Brun., 2010, LVIII, No. 3, pp. 189–196

The aim of this paper is to evaluate statistical significance of the business cycle periodicity types in the Czech Republic between 1996/Q1–2008/Q4. Cyclical fluctuation representing a growth business cycle is taken as the result of de-trending input values using filtering techniques, namely Hodrick-Prescott filter and Baxter-King filters. Thereafter, identification of periodicity type is viewed from frequency analysis perspective, i.e. using harmonic analysis. Critical values for the 1%, 5% and 10% risk for the test designed by R. A. Fisher are derived and enumerated. Comparing values of periodogram with critical values of the R. A. Fisher test conclusion about statistic significance of periodicity is finished. Growth business cycle is identified on the basis of quarterly values of industrial production in the Czech Republic 1996/Q1–2008/Q4. Obtained results – the lengths of significance periods – are compared with economic studies.

R. A. Fisher test, periodicity testing, critical values, business cycle analysis

Hospodářské cykly, které lze považovat za dlouhodobé výkyvy v ekonomické aktivitě v řádu několika let až desetiletí, se prolínají celým národním hospodářstvím, tedy synchronizovaných pohybů průmyslového, obchodního i finančního sektoru. Nejde přitom jen o oscilace, ale je vždy zahrnut i dlouhodobý měřitelný růst ekonomické aktivity. Tato synchronizace usnadňuje předvídání průběhu hospodářského cyklu. K zachycení cykličnosti ekonomického vývoje slouží širší soubor indikátorů. Jedním ze základních skupin tzv. cyklických indikátorů jsou indikátory vyvíjející se v časové shodě s vývojem výkonu ekonomiky, v empirických analýzách často reprezentovaného vývojem hrubého domácího produktu. Pohyby nabídkové strany ekonomiky jsou evidovány pomocí indikátorů HDP, indexů průmyslové výroby, stavebnictví a služeb. K indikátorům tohoto souboru patří i průmyslová produkce nebo produkce zpracovatelského průmyslu (Czesaný, 2006). Cyklické výkyvy v ekonomice jsou charakterizovány všeobecným poklesem následovaným všeobecným růstem výstupu a nezaměstnanosti. Hospodářský cyklus lze popsat jako pravidelné střídání

fáze expanze a recese a s tím souvisejících okamžiků dna a vrcholu ekonomické aktivity. Průběh těchto fází zachycuje vývoj reálného produktu v čase, který kolísá okolo růstové dráhy dlouhodobého trendu, někdy zaměňovaného za potenciální produkt. Cyklické pohyby HDP jsou v České republice provázány s průmyslovou produkcí (asi třetinového podílu HDP).

Analýza hospodářského cyklu zahrnuje komplex metod, jejichž využitím, vzájemným prolínáním a doplňováním jsme schopni získat obraz o chování ekonomické aktivity země reprezentované hospodářským cyklem. Jednou z oblastí těchto metod je i spektrální analýza časových řad. Ta umožňuje získat informace o cyklickém chování časové řady například pomocí periodogramu. Periodogram samotný poskytuje informace o délkách cyklu, které se v časové řadě vyskytují. Jejich interpretace pak probíhá porovnáním nejen historického vývoje daného ukazatele, ale také na základě ekonomické teorie. Abychom mohli toto porovnání a výsledky z něj plynoucí využít v rozhodovacím procesu tvůrců hospodářské politiky (stabilizační funkce), je

vhodné tvrzení o existenci cyklů v časové řadě opřít o výsledek statistického testu. S jeho pomocí bychom byli schopni rozhodnout, jakého typu je daný cyklus vzhledem k délce jeho trvání a tedy i podpořit rozhodnutí týkající se změny v charakteru hospodářské politiky. Jedním z takových testů je i test R. A. Fishera.

Cílem předkládaného příspěvku je na základě numericky vyčíslených kritických hodnot pro testování významnosti hodnot periodogramu R. A. Fisherova testu vyhodnotit periodické chování růstového hospodářského cyklu ČR a zjištěné výsledky porovnat s rozdělením cyklů dle periodicity, jak je uvádějí Schumpeter (1939), Czesaný (2006) nebo Burda, Wyplosz (2001). S ohledem na tento cíl bude proveden popis metodiky testu R. A. Fishera, aproximace kritických hodnot pro 1%, 5% a 10% riziko. Růstový cyklus bude identifikován prostřednictvím čtvrtletních hodnot průmyslové výroby ČR v období 1996/Q1–2008/Q4 za pomoci detrendování Hodrick-Prescottovým a Baxter-Kingovým filtrem. Vyčíslení kritických hodnot R. A. Fisherova testu bylo provedeno v programovém prostředí Matlab pomocí vlastní sestavené procedury.

MATERIÁL A METODY

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. Výběrové spektrum lze odhadovat několika způsoby. Při použití neparametrických metod je základní metodou odhadu spektra metoda periodogramu (Schuster, 1898). Pro stacionární proces Y_t s absolutně sčitatelnými autokovariancemi lze pro libovolné ω konstruovat hodnotu výběrového periodogramu ve frekvenci analogicky vztahu (1)

$$S_Y(\omega) = \frac{1}{2\pi n} \sum_{j=1}^n |Y_j e^{-i\omega j}|^2, \quad -\pi < \omega < \pi$$

kde ω je definováno výše.

Věta 1: Nechť n označuje celé liché číslo a $M = (n-1)/2$. Nechť $\omega_j = 2\pi j/n$, $j = 1, 2, \dots, M$ a nechť $x^t = [1 \cos[\omega_1(t-1)] \sin \omega_1(t-1) \dots \cos[\omega_M(t-1)] \sin \omega_M(t-1)]$. Pak $\sum_{t=1}^n x^t x^{t'} = \begin{bmatrix} n & 0 \\ 0 & (n/2)I_{n-1} \end{bmatrix}$. Nechť dále $Y_1, Y_2, \dots, Y_n$ je n čísel. Pak platí následující:

i) hodnota může být vyjádřena jako

$$Y_t = \hat{\mu} + \sum_{j=1}^M \hat{\alpha}_j \cdot \cos(\omega_j(t-1)) + \hat{\delta}_j \cdot \sin(\omega_j(t-1)),$$

$$\text{s } \hat{\mu} = \bar{Y} = n^{-1} \sum_{t=1}^n Y_t \text{ a } \hat{\alpha} = \frac{2}{n} \sum_{t=1}^n Y_t \cos(\omega_j(t-1)), \hat{\delta} = \frac{2}{n} \sum_{t=1}^n Y_t \sin(\omega_j(t-1)) \text{ pro } j=1, 2, \dots, M.$$

ii) Výběrový rozptyl můžeme vyjádřit ve tvaru

$$\text{var}(Y_t) = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (Y_t - \bar{Y})^2 = \frac{1}{2} \sum_{j=1}^M (\hat{\alpha}_j^2 + \hat{\delta}_j^2)$$

a podíl výběrového rozptylu, který může být přisuzován cyklu o frekvenci ω_j , je dán hodnotou $\frac{1}{2} \sum_{j=1}^M (\hat{\alpha}_j^2 + \hat{\delta}_j^2)$.

iii) Podíl výběrového rozptylu, který může být přisuzován cyklu o frekvenci ω_j , může být ekvivalentně vyjádřen ve tvaru

$$\frac{1}{2} \sum_{j=1}^M (\hat{\alpha}_j^2 + \hat{\delta}_j^2) = \frac{4\pi}{n} \cdot \hat{S}_Y(\omega_j),$$

kde $\hat{S}_Y(\omega_j)$ je hodnota výběrového periodogramu na frekvenci ω_j .

Důkaz: viz Hamilton (1994).

Vyjděme z věty 1. Nechť $Y_1, Y_2, \dots, Y_n$ je konečná reálná posloupnost a nechť jsou její hodnoty vyjádřeny ve tvaru

$$Y_t = \mu + \sum_{j=1}^M \alpha_j \cdot \cos(\omega_j(t-1)) + \delta_j \cdot \sin(\omega_j(t-1)), \quad (2)$$

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 přičítat cyklu o frekvenci ω , roven hodnotě σ_j^2 (Hamilton, 1994). Jsou-li frekvence setříděny vzestupně, tj. $0 < \omega_1 < \omega_2 < \dots < \omega_M < \pi$, podíl rozptylu Y , který je díky frekvenci menší nebo roven ω_j , je dán součtem jednotlivých rozptylů, tj. $\sigma_1^2 + \sigma_2^2 + \dots + \sigma_j^2$. Pak k -tá autokovariance Y může být vyjádřena vztahem

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

Obecný závěr známý jako spektrální reprezentace teorém říká, že libovolný stacionární proces může Y_t být vyjádřen ve tvaru (2). Odhady parametrů $\hat{\alpha}_j, \hat{\delta}_j$ lze získat pomocí OLS metody. Odpovídající vztahy jsou uvedeny ve větě 1, část i). Pak i periodogram můžeme zapsat ve tvaru

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

Statistickou významnost nejvyšších hodnot periodogramu lze testovat testem odvozeným R. A. Fisherem (Anděl, 1976). Uvažujme posloupnost náhodných veličin $Y_1, \dots, Y_n$. Budeme testovat nulovou hypotézu, že $Y_1, \dots, Y_n$ je posloupnost nezávislých náhodných veličin s rozdělením $N(0, \sigma^2)$. Předpokládejme, že n je liché číslo, takže $n = 2M + 1$, kde M je přirozené číslo. Uvažujme hodnoty periodogramu v bodech $\omega_j = 2\pi j/n, j = 1, 2, \dots, M$. Za platnosti testované hypotézy jsou náhodné veličiny příslušné frekvenci ω_j nezávislé normálně rozložené $N(0, \sigma^2)$. Položme $Z_j = \hat{\alpha}_j^2 + \hat{\delta}_j^2, j = 1, 2, \dots, M$. Pak, platí-li nulová hypotéza, jsou náhodné veličiny $Z_j, j=1, 2, \dots, M$ nezávislé a $Z_j/\sigma^2 \sim \chi^2(2)$. Této skutečnosti je využito při aproximaci kritické hodnoty pro testovou statistiku.

Srovnáme hodnoty periodogramu $\hat{S}_Y(\omega_j)$, $j = 1, 2, \dots, M$ sestupně podle velikosti. Označme V_1 největší z nich atd. až V_m nejmenší. Položme

$$W = \frac{V_1}{\sum_{i=1}^M V_i} \sim G_\alpha(M),$$

kde $G_\alpha(M)$ označuje kritickou hodnotu, která se mění v závislosti na čísle M . Budou-li všechny veličiny $V_1, \dots, V_M$ téměř stejné, bude hodnota W blízká číslu $1/M$. Pokud však bude hodnota V_1 spíše vysoká ve srovnání s ostatními veličinami $V_2, \dots, V_M$, bude hodnota testové statistiky W blízká číslu 1. Zda je daná hodnota testové statistiky významná či nikoliv, pomůže rozhodnout její porovnání s oborem zamítnutí nulové hypotézy. Pokud platí, že $V_1 > G_\alpha(M-1)$, lze hodnotu V_1 považovat za statisticky významnou. Prokáže-li se, že hodnota V_1 je statisticky významná, můžeme analogicky testovat hodnotu V_2 . Pak ale upravíme hodnotu testové statistiky W na tvar

$$W = \frac{V_2}{\sum_{i=1}^M V_i} \sim G_\alpha(M-1),$$

tedy posuzujeme hodnotu periodogramu V_2 ve vztahu k ostatním zbývajícím hodnotám $V_2, \dots, V_M$. Jestliže není splněna podmínka $V_2 > G_\alpha(M-1)$, test je ukončen a hodnota periodogramu V_2 je považována za statisticky nevýznamnou. V opačném případě je druhá hodnota periodogramu považována za statisticky významnou a test může analogicky pokračovat pro třetí největší hodnotu periodogramu. Pro stanovení kritického oboru je tedy potřeba odvodit rozdělení náhodné veličiny W . Jak uvádí Anděl (1976), hustota $p(w)$ náhodné veličiny W je rovna

$$p(w) = M(M-1) \sum_{k=1}^{[1/x]} (-1)^{k-1} \binom{M-1}{k-1} (1-kw)^{M-2},$$

kde $[1/\omega]$ označuje celou část čísla $1/\omega$. Je zřejmé, že pro $w > 1$ je hustota $p(w)$ nulová. Pro pravděpodobnost $P(W > x)$ platí

$$P(W > x) = \int_x^1 M(M-1) \sum_{k=1}^{[1/x]} (-1)^{k-1} \binom{M-1}{k-1} (1-kw)^{M-2} dw =$$

$$\left[\sum_{k=1}^{[1/x]} (-1)^k \binom{M}{k} (1-kx)^{M-1} \right]_x^1 = 1 - \sum_{k=0}^{[1/x]} (-1)^k \binom{M}{k} (1-kx)^{M-1}$$

Kritické hodnoty pro posouzení statistické významnosti hodnot periodogramu lze tedy odvodit s využitím vztahu

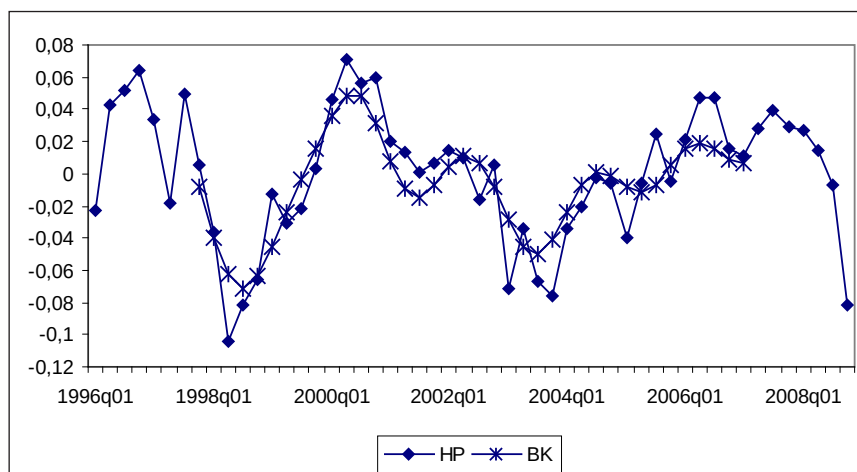
$$P(W > x) = 1 - \sum_{k=0}^{[1/x]} (-1)^k \binom{M}{k} (1-kx)^{M-1}$$

pro $0 < x < 1$. Pak α -procentní kritická hodnota je takové číslo x , pro které platí $P(W > x) = \alpha$. Překročí-li W kritickou hodnotu, zamítáme nulovou hypotézu, že $Y_1, \dots, Y_n$ jsou nezávislé náhodné veličiny s rozdělením $N(0, \sigma^2)$. Riziko α volíme nejčastěji 1%, 5% a 10%.

VÝSLEDKY

Pro empirickou analýzu byly zvoleny v České republice sezonně očištěné čtvrtletní hodnoty hrubé přidané hodnoty v základních cenách v období 1996/Q1–2008/Q4 celkové průmyslové výroby bez stavebnictví vyjádřené v milionech národní měny vztahených k referenčnímu období roku 2000.

Postup práce byl následující. Nejprve byl odhadnut trend vývoje vstupních hodnot a provedeno detrendování vstupní časové řady. K tomuto účelu byl využit Hodrick-Prescottův (HP) filtr s parametrem $\lambda = 1600$ (Kapouněk, 2009) pro čtvrtletní hodnoty (Hodrick, Prescott; 1980) a Baxter-Kingův dvou-pásmový filtr BK(6,32) s délkou klouzavé části $K = 7$ (Baxter, King; 1999). Délka klouzavé části je zvolena s ohledem na rozsah souboru časové řady průmyslové výroby v ČR. Získaná rezidua byla označena jako hodnoty růstového cyklu ČR. Pomocí rozšířeného Dickey-Fulera testu (ADF) bylo zjištěno, že hodnoty růstového cyklu jsou stacionární v úrovni při 1, 5, 10 % a zpoždění $p = 1$ při detrendování Hodrick-Prescottovým filtrem, $p = 4$ při detrendování



1: Růstový cyklus hodnot průmyslové výroby v ČR
1: Growth business cycle of industrial values of the Czech Republic

Baxterovým-Kingovým filtrem (Seddidghi, Lawler, Katos; 2000). Dále byla pomocí Jarque-Berova testu zjištěna normalita těchto reziduí pro 1, 5% riziko. Nalezené hodnoty růstových cyklů jsou zobrazeny na obr. č. 1.

Poté, co byly nalezeny hodnoty růstového cyklu detrendováním vstupních hodnot a byla ověřena jejich stacionarita, byly vypočteny odpovídající hodnoty periodogramu. Obrázek č. 2 zachycuje hodnoty periodogramu růstového cyklu založeného na hodnotách průmyslové výroby detrendováním Hodrick-Prescottovým filtrem, obrázek číslo 3 pro případ detrendování Baxter-Kingovým filtrem.

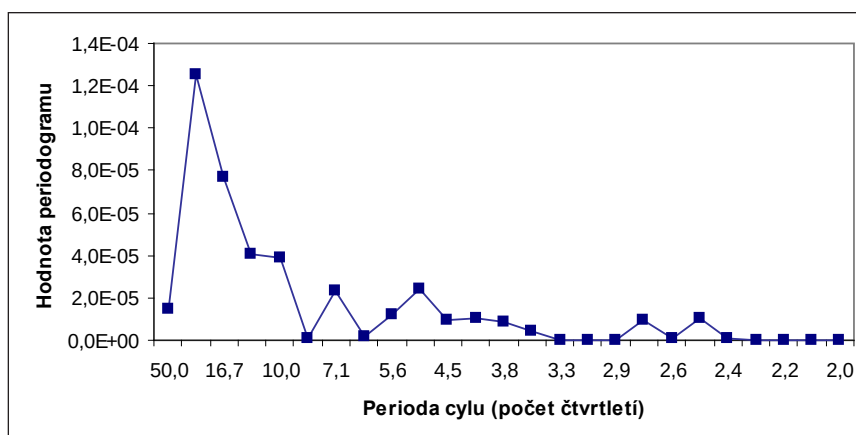
Nalezené hodnoty obou periodogramů byly testovány testem R. A. Fishera a byla posuzována jejich statistická významnost. Za tímto účelem bylo využito numerického vyčíslení kritických hodnot pro tento test na základě algoritmu popsaného v metodické části. Vypočtené hodnoty testové statistiky W odpovídající periodě a počtu posuzovaných period M jsou uvedeny v tabulce I, kritické hodnoty Fisherova testu pro posouzení statistické významnosti uvádí tabulka II.

I: Hodnoty testové statistiky testu R. A. Fishera pro periodogramy
I: Values of testing statistic of R. A. Fisher test for periodograms

Detrendování HP filtrem					
Perioda	25	16,7			
Testová statistika	0,2875	0,2486			
M	25	24			
Detrendování BK filtrem					
Perioda	36	18	12	9	7,2
Testová statistika	0,4147	0,4978	0,6303	0,4472	0,6273
M	15	18	16	17	14

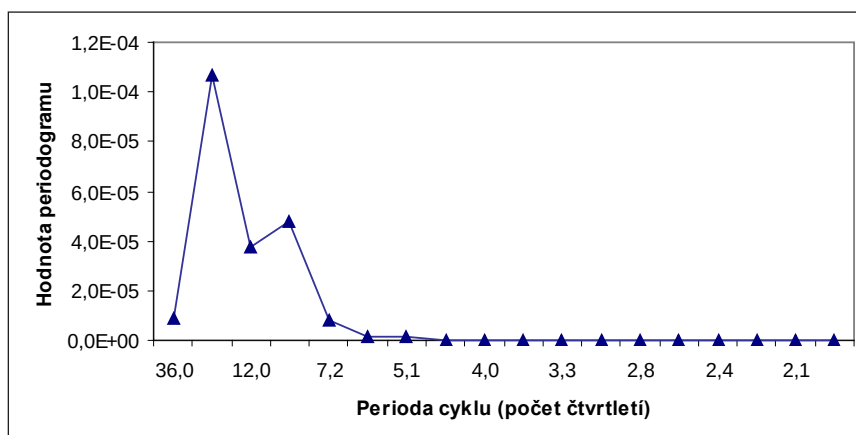
Zdroj: vlastní výpočet

Budeme-li brát v úvahu statisticky významné hodnoty periodogramu jak je uvádí tabulka III 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. Souhrnně jsou tyto výsledky zaznamenány v tabulce IV.



2: Periodogram růstového cyklu hodnot průmyslové výroby v ČR (detrendování HP filtrem)

2: Periodogram of growth business cycle of industrial values of the Czech Republic (detrending by HP filter)



3: Periodogram růstového cyklu hodnot průmyslové výroby v ČR (detrendování BK filtrem)

3: Periodogram of growth business cycle of industrial values of the Czech Republic (detrending by BK filter)

II: Kritické hodnoty R. A. Fisherova testu

II: Critical values for the R. A. Fisher test

M	riziko		
	1%	5%	10%
3	0,9430	0,8710	0,8180
4	0,8650	0,7680	0,7080
5	0,7890	0,6840	0,6240
6	0,7220	0,6170	0,5600
7	0,6650	0,5620	0,5080
8	0,6160	0,5160	0,4660
9	0,5730	0,4780	0,4310
10	0,5360	0,4450	0,4010
11	0,5040	0,4170	0,3750
12	0,4760	0,3930	0,3530
13	0,4500	0,3710	0,3340
14	0,4280	0,3520	0,3170
15	0,4070	0,3350	0,3010
16	0,3890	0,3200	0,2870
17	0,3720	0,3060	0,2750
18	0,3570	0,2930	0,2640
19	0,3430	0,2820	0,2530
20	0,3300	0,2710	0,2440
21	0,3180	0,2610	0,2350
22	0,3070	0,2520	0,2270
23	0,2970	0,2440	0,2190
24	0,2880	0,2360	0,2120
25	0,2790	0,2290	0,2060
26	0,2700	0,2220	0,2000
27	0,2630	0,2150	0,1940
28	0,2550	0,2090	0,1890
29	0,2480	0,2040	0,1830
30	0,2420	0,1980	0,1790
31	0,2360	0,1930	0,1740

M	riziko		
	1%	5%	10%
32	0,2300	0,1890	0,1700
33	0,2240	0,1840	0,1660
34	0,2190	0,1800	0,1620
35	0,2140	0,1760	0,1580
36	0,2090	0,1720	0,1550
37	0,2050	0,1680	0,1520
38	0,2000	0,1640	0,1480
39	0,1960	0,1610	0,1450
40	0,1920	0,1580	0,1430
41	0,1880	0,1550	0,1400
42	0,1850	0,1520	0,1370
43	0,1810	0,1490	0,1350
44	0,1780	0,1460	0,1320
45	0,1750	0,1440	0,1300
46	0,1710	0,1410	0,1280
47	0,1680	0,1390	0,1250
48	0,1660	0,1360	0,1230
49	0,1630	0,1340	0,1210
50	0,1600	0,1320	0,1190
51	0,1570	0,1300	0,1170
52	0,1550	0,1280	0,1160
53	0,1530	0,1260	0,1140
54	0,1500	0,1240	0,1120
55	0,1480	0,1220	0,1100
56	0,1460	0,1200	0,1090
57	0,1440	0,1180	0,1070
58	0,1420	0,1170	0,1060
59	0,1400	0,1150	0,1040
60	0,1380	0,1140	0,1030

Zdroj: vlastní výpočet

III: Výsledky R.A.Fisherova testu periodogramů růstových cyklů průmyslové výroby.

III: Results of R. A. Fisher test of periodograms of growth business cycles of industrial production.

Perioda	50	25	16,7	12,5	10	8,3	7,1	6,3
HP filtr		***	**					
Perioda	36	18	12	9	7,2	6		
BK filtr		***	***	***	***	***		

Zdroj: vlastní výpočet

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

IV: Rozdělení typů period podle délky trvání

IV: Categorisation of the periods based on period length

	velmi krátké	krátkodobé	střednědobé	dlouhodobé
	do 3 let	3–5 let	5–7 let	7–11 let
Průmysl	x	x	x	x

Zdroj: vlastní výpočet

Označení: x označuje existenci typu periodicity

Vyjdeme-li z rozdělení typů cyklů, jak je uvádí Schumpeter (1939), můžeme typy cyklů dělit na tzv. Kitchinovy cykly o délce 3–5 let způsobené pohyby zásob, Juglarovy o délce 7–11 let způsobené investicemi do strojů a zařízení a Kuznetsovy infrastrukturní cykly o délce 15–25 let spjaté s růstem populace a zdroji pracovních sil.

Na základě zjištěných výsledků se tedy lze domnívat, že průmyslová výroba České republiky je z hlediska cyklického vývoje indikována pohybem zásob. Připustíme-li existenci dlouhodobých cyklů, kterou vykázal růstový cyklus založený na detrendování hodnot průmyslové výroby Baxter-Kingovým filtrem, pak jsou jeho zdrojem pravděpodobně dlouhodobé investice do strojů, zařízení a technologií.

Empirickými poznatky o hospodářském cyklu se také zabýval Czesaný (2006). Z jeho studie vyplývá, že ekonomika České republiky prošla v období od roku 1990–2003 dvěma hospodářskými cykly, a to jedním v délce trvání 7 let (1990–1997) a druhým v délce trvání 6 let (1997–2003). Zjištění těchto cyklů přitom vychází z ekonomické analýzy situace v ČR a lze ji považovat za komplexní zhodnocení ekonomických ukazatelů nabídkové i poptávkové strany. Porovnáme-li je s výsledky analýzy cyklického chování pomocí periodogramu, vidíme, že tyto délky cyklů byly rovněž identifikovány a označeny za střednědobé cykly.

ZÁVĚR

Předkládaný příspěvek se zabýval posouzením periodicity růstového hospodářského cyklu založeného na hodnotách průmyslové výroby v ČR mezi lety 1996/Q1–2008/Q4 prostřednictvím statistického testování a porovnáním zjištěných výsledků

s rozdělením cyklů dle periodicity, jak je uvádějí Burda, Wyplosz (2001). Pro toto testování byl použit test R. A. Fishera a byly numericky vyčísleny kritické hodnoty pro posouzení statistické významnosti hodnot periodogramu. Růstový cyklus byl odvozen na základě čtvrtletních hodnot průmyslové výroby ČR v období 1996/Q1–2008/Q4 prostřednictvím detrendování Hodrick-Prescottovým a Baxter-Kingovým filtrem.

Testováním hodnot periodogramu pro růstový cyklus získaný detrendováním hodnot průmyslové výroby Hodrick-Prescottovým a Baxter-Kingovým filtrem ukázal existenci různých typů cyklů, a to v délce trvání 3–5 let, 5–7 let, 7–11 let, ale i velmi krátké cykly do tří let. Budeme-li chápat použité metody detrendování z hlediska vzájemného potvrzení výsledků, pak se periodicitu odpovídajících růstových cyklů shodla na významné periodicitě v délce trvání krátkodobých cyklů. Porovnáním s ekonomickou teorií tak můžeme v průmyslové výrobě České republiky najít Kitchinovy cykly způsobené pohyby zásob. Připustíme-li existenci dlouhodobých Juglarových cyklů, kterou vykázal růstový cyklus založený na detrendování hodnot průmyslové výroby Baxter-Kingovým filtrem, pak jsou jeho zdrojem pravděpodobně investice do strojů a zařízení. Při porovnání s empirickou studií Czesaného (2006) založenou na ekonomické analýze jednotlivých ukazatelů vývoje ekonomiky dospíváme ke shodě v identifikaci střednědobých Kitchinových cyklů. Na rozdíl od této studie zabývající se hodnocením meziročních změn řady ekonomických ukazatelů nabídkové i poptávkové strany, analýza periodogramu umožňuje detailnější pohled do cyklické struktury ukazatele.

SOUHRN

Předkládaný příspěvek se zabývá posouzením periodicity růstového hospodářského cyklu ČR v období 1996/Q1 – 2008/Q4 na základě numericky vyčíslených kritických hodnot pro testování významnosti hodnot periodogramu R. A. Fisherova testu. Zjištěné výsledky jsou porovnávány s rozdělením cyklů dle periodicity, jak je uvádějí Schumpeter (1939), Czesaný (2006) nebo Burda, Wyplosz (2001). Pro nalezení růstového cyklu je využito detrendování Hodrick-Prescottovým a Baxter-Kingovým filtrem. Dále je provedena analýza a testování periodicity prostřednictvím periodogramu. Za tímto účelem je využito vlastního odvození a numerického vyčíslení kritických hodnot pro tento test pro 1%, 5% a 10% riziko.

Na základě výsledků empirické analýzy zjišťujeme, že v průmyslové výrobě můžeme najít cykly v délce trvání od 9 let nejdelšího cyklu, přes cykly v trvání 6 let, cykly s délkou okolo 4 a 3 let, ale i krátké cykly okolo 2 let. Porovnáním zjištěných údajů se studií Schumpetera (1939) nebo Burdy, Wyplosze (2001) se lze domnívat, že průmyslová výroba České republiky je z hlediska cyklického vývoje indikována pohybem zásob. Připustíme-li existenci dlouhodobých cyklů, pak jsou jeho zdrojem pravděpodobně dlouhodobé investice do strojů, zařízení a technologií. Při porovnání s empirickou studií Czesaného (2006), založenou na ekonomické analýze jednotlivých ukazatelů vývoje ekonomiky, dospíváme ke shodě v identifikaci tzv. Kitchinových cyklů o délce 3–5 let.

R. A. Fisherův test, testování periodicity, kritické hodnoty

SUMMARY

Presented paper is focused on the evaluation of the business cycle periodicity type in the Czech Republic. This is done on the basis of derived and enumerated critical values for the R. A. Fisher test.

With its support, comparison of periodogram with critical values of the R.A. Fisher test statistical significance of periodogram is evaluated. The study is completed by comparison of the results with economic studies written by Schumpeter (1939), Czesaný (2006) or Burda, Wyploz (2001).

In the first step, growth business cycle is obtained. The growth business cycle is identified on the basis of quarterly value of industrial production in the Czech Republic 1996/Q1–2008/Q4. Detrending of input values via Hodrick-Prescott filter and Baxter-King filter is done for this reason. After that, analysis of periodicity using periodogram follows. Next, results – types of periodicity – are tested by R. A. Fisher test. The conclusion about statistical significance is based on comparison with the critical values derived and enumerated for individual case, i.e. with respect to the sample size and the risk usually taken 1%, 5% and 10%.

An empirical analysis has proved, that in the data of industrial production various cycles duration can be found, i.e. nine years as the longest period, six years cycles as well as four to three years as the short period cycles and finally shortest of two years duration cycles were identified. Comparing obtained results with study of Schumpeter (1939) or Burda, Wyploz (2001) we can suppose that industrial production in the Czech Republic is indicated by source movements from the cyclical process point of view. If we admit an existence of the long term cycles, which was proved by analysis of growth business cycle based on detrending using Barter-King filter, then its sources of movement are probably long term fixed investments and technology. In case of comparison with the study of Czesaný (2006), which is based on economic analysis of individual indicators of economy evolution, we see consistency with short term cycle identification, i.e. with the Kitchin' cycles of 3–5 years duration. Contrary to this study, which evaluates changes to the previous year of chosen economic indicators of supply and demand economy side, periodogram analysis gives possibility to see in detail cyclical structure of indicator.

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“ a výzkumného záměru MSM 0021630513 ELCOM.

LITERATURA

- ANĎEL, J., 1976: Statistická analýza časových řad, Praha: SNTL, 271 s.
- CZESANÝ, S., 2006: *Hospodářský cyklus – teorie, monitorování, analýza, prognóza*. Praha: Linde, 199 s., ISBN 80-7201-576-1
- 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
- BURDA, M., WYPLOZS, C., 2001: Macroeconomics. A European text. 3rd ed. Oxford: Oxford University Press, 572 pp., ISBN 0-19-877650-0
- DEJONG, N. D., CHETAN, D., 2007: Structural Macroeconometrics, Princeton University Press, New Jersey, 338 pp., ISBN-10: 0-691-12648-8
- HODRICK, R. J., PRESCOTT, E. C., 1980: Post-war U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation, Mimeo, Carnegie-Mellon University, Pittsburgh, PA. 1980, 24 pp.
- HAMILTON, J. D., 1994: Time Series Analysis. Princeton University Press, 799 pp., ISBN -10:0-691-04289-6
- 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.
- SEDIGGHI, H. R., LAWLER, K. A., KATOS., A. V., 2000: Econometrics. A practical approach. New York 2000, pp. 262–287.
- SCHUMPETER, J. A., 1939: Business Cycles. A theoretical, Historical and Statistical Analysis of the Capitalist Process, New York, 461 pp.
- SCHUSTER, A. (1898): On the investigation on hidden periodicities with application to a supposed 26-day period of meteorological phenomena, *Terrestrial Magnetism*, Vol. 3, pp. 13–41

Adresa

RNDr. Jitka Poměnková, Ph.D., Ústav financí, Mendelova univerzita v Brně, Zemědělská 1, 613 00 Brno, Česká republika, e-mail: pomenka@mendelu.cz, doc. Ing. Roman Maršálek, Ph.D., Ústav radioelektroniky, Fakulta elektrotechniky a komunikačních technologií, Vysoké učení technické v Brně, Purkyňova 118, 612 00 Brno, Česká republika, e-mail: marsaler@feec.vutbr.cz

