

MOŽNOSTI MODELOVÁNÍ ČASOVÉ ŘADY INDEXU PRŮMYSLOVÉ PRODUKCE

V. Blašková

Došlo: 30. června 2006

Abstract

BLAŠKOVÁ, V.: *Modelling time series of industrial production index*. Acta univ. agric. et silvic. Mendel. Brun., 2006, LIV, No. 6, pp. 13–18

Aim of this work is modelling index industrial performance. In work will be constructed model on base results from business tendency surveys. Business tendency surveys open opportunity for various hypotheses (e.g. that participants be subject to inertia and estimate future according to actual situation). Problem will be examined on variously time delay (0 as far as 6 months). Results from these models will be confronted with results gained by using other method, for example autoregression analysis and Box-Jenkins methodology.

trend, cyclical component, stepwise regression, stationary, autoregression

Ekonomické procesy se odehrávají v čase. Pokud zkoumáme vývoj ekonomiky v delším časovém období, pozorujeme značné fluktuace ekonomické aktivity – období růstu, stagnace a poklesu. Analýza hospodářského cyklu, vysvětlení ekonomických fluktuací patří mezi základní problémy makroekonomie. Musíme brát v úvahu, že výkyvy v hospodářské aktivitě mají často drastické dopady na prosperitu země, finanční situaci podnikatelské sféry nebo třeba hospodářské vztahy se zahraničím. Fluktuace se projevují v nepravidelných intervalech a jednotlivá období recese a oživení mají různou dobu trvání. Z tohoto důvodu není jednoduché s dostatečnou přesností předvídat hospodářský cyklus, což vytváří makroekonomickou analýzu složitou. Každý signál o blížícím se bodu zvratu je velmi důležitý, hlavně pro jednotlivé podnikatele, protože ovlivňuje řadu jejich podnikatelských a finančních aktivit. Index průmyslové produkce je jedním z makroekonomických ukazatelů. Pokud bychom byli schopni modelovat tento ukazatel s nějakým předstihem, mohli by se podnikatelé na blížící se zvraty lépe připravit. Vzhledem k tomu, že konjunkturální průzkumy poskytují očekávání podnikatelů s předstihem tří, resp. šesti měsíců, mohly by

hodnoty z průzkumů sloužit k předpovědi budoucích hodnot makroekonomických veličin se stejným předstihem. Kombinací několika takovýchto předstihových řad, které slouží k modelování nějakého ukazatele, lze vytvořit kompozitní indikátor.

MATERIÁL A METODY

Index průmyslové produkce (IPP) se opírá o měsíční výsledky statistiky produkce průmyslových výrobků a dvojstupňový váhový systém. Zobecňuje trendy průmyslové produkce postupnou agregací indexů produkce vybraných výrobků. Index průmyslové produkce se počítá tak, že individuální indexy produkce vybraných výrobků, počítané z objemů jejich produkce za základní a běžné období, se agregují do dílčích indexů skupin výrobků podle jejich vah. Váhy jsou určeny podle podílu produkce výrobku na produkci dané skupiny výrobků, měřené metodou hrubého obrátu. Tím vzniká index průmyslové produkce za danou skupinu výrobků. Dílčí indexy produkce dané skupiny reprezentantů se ve 2. kroku postupně agregace dále váží váhami stanovenými podle jejich podílu na vytvořené přidané hodnotě průmyslu celkem. Jde tedy o výběrový index představující vážený

aritmetický průměr indexů produkce vybraných výrobků agregovaných pomocí dvojstupňového systému vah, a to vždy podle Laspeyresovy formule (ČSÚ).

Ze statistických metod byla k modelování časové řady IPP využita regresní analýza. Regresní analýza objasňuje vývoj jedné veličiny prostřednictvím změn jiné veličiny nebo veličin. Nejužívanější metodou odhadu parametrů trendové funkce je *metoda nejmenších čtverců*, jež je použitelná v případě, kdy odhadovaná funkce je lineární v parametrech (Hindls, 2003). Základní charakteristika popisující závislost mezi časovými řadami je koeficient korelace. Máme-li dvě časové řady a z nich vypočtený koeficient korelace, nemůžeme ještě nic říci o závislosti mezi těmito řadami. Koeficient korelace je číslo z intervalu. Čím více se vypočtená hodnota blíží 0, tím je menší závislost. Základním problémem tohoto přístupu je existence *zdanlivých závislostí*, nevyplyvajících z příčinného vztahu mezi zkoumanými veličinami, ale jen z případné formální podobnosti jejich vývoje. Proto je třeba nejprve eliminovat rušivé faktory tak, aby mohla být odhalena skutečná závislost mezi vysvětlovanou a vysvětlující veličinou. Mezi rušivé faktory patří například existence trendu či periodické složky časové řady. Obě časové řady mohou být totiž ovlivňovány třetí proměnnou, s níž každá ze dvou zkoumaných proměnných jednotlivě může souviset a tím způsobovat zdání své vlastní vzájemné souvislosti. Z tohoto důvodu je lépe hledat závislosti až u řad, které jsou od systematické složky očištěny. Chceme-li tedy hledat závislosti mezi dvěma časovými řadami, je nezbytné nejprve provést očištění řad a teprve potom se lze zabývat hledáním závislostí (Hebák, 2005).

Velkým problémem regresního přístupu je existence různě velkého, případně i různě rozloženého *časového zpoždění* vzájemného působení vysvětlované a vysvětlující veličiny. Součástí řešení tedy často bývá i problém změření tohoto časového zpoždění mezi příčinou a účinkem. Je velmi nutné toto časové zpoždění uvažovat. Speciálním případem je pak vyjádření hodnoty zkoumaného znaku v časové řadě pouze jako funkce jedné nebo více hodnot předchozích – tzv. **autoregresní** model.

Aby se nestalo, že daný model obsahuje zbytečně velké množství nevýznamných parametrů, využívá se tzv. *kroková regrese*. Postup této metody spočívá v tom, že parametry vypočítaného modelu se podrobí testu významnosti. Testové kritérium má Studentovo rozdělení a tvar $t = \frac{b_j}{s_{b_j}}$. Jestliže se ukáže, že ně-

kteřý parametr je pro daný model nevýznamný, vyloučí se a znovu se vypočítají parametry modelu. Takto se postupuje tak dlouho, dokud není získán model, který má všechny parametry významné.

Kromě regresní analýzy byla k modelování IPP použita také Box-Jenkinsova metodologie. Tato metoda je založena na stacionaritě časových řad. Pro sestavení vhodného modelu je nezbytné vypočítat autokorelační a parciální autokorelační funkce. Na základě těchto funkcí lze zvolit vhodný model (Arlt, 1999).

VÝSLEDKY A DISKUSE

Pro modelování IPP bylo konstruováno několik modelů. Ke konstrukci byly využity různé metody.

1. Modely založené na konjunkturálních saldech

První dva modely byly založeny na časových řadách konjunkturálních sald ukazatelů pro průmyslové podniky. K odhadu indexu průmyslové produkce byly použity všechny ukazatele zjištěné v konjunkturálním průzkumu u průmyslových podniků. V prvním modelu bylo použito 3–6měsíční zpoždění, ve druhém modelu zpoždění 0–2 měsíce. Pro odhad indexu bylo využito časových řad očištěných od trendu a sezonní složky. Identifikace existence sezonní složky byla ověřena periodogramem. U průmyslových podniků máme časové řady sald pro ukazatel ekonomické situace na tři a šest měsíců, pro počet zaměstnanců, celkovou poptávku a pro výrobní činnost.

Základní regresní rovnice obsahovala konstantu a všechny ukazatele se zpožděním 3–6 měsíců (resp. 0–2 měsíce). Po využití krokové regrese, a tedy odstranění nevýznamných parametrů, byly získány následující modely:

1.

Pro zpoždění 3–6 měsíců bylo z modelu zcela odstraněno saldo pro počet zaměstnanců a ekonomickou situaci. Získaný model má rovnici:

$$y_t = 105,0176 + 0,1967xp_{t-6} + 0,1955xp_{t-5} + 0,1964xp_{t-3} - 0,1402xv_{t-5}$$

2.

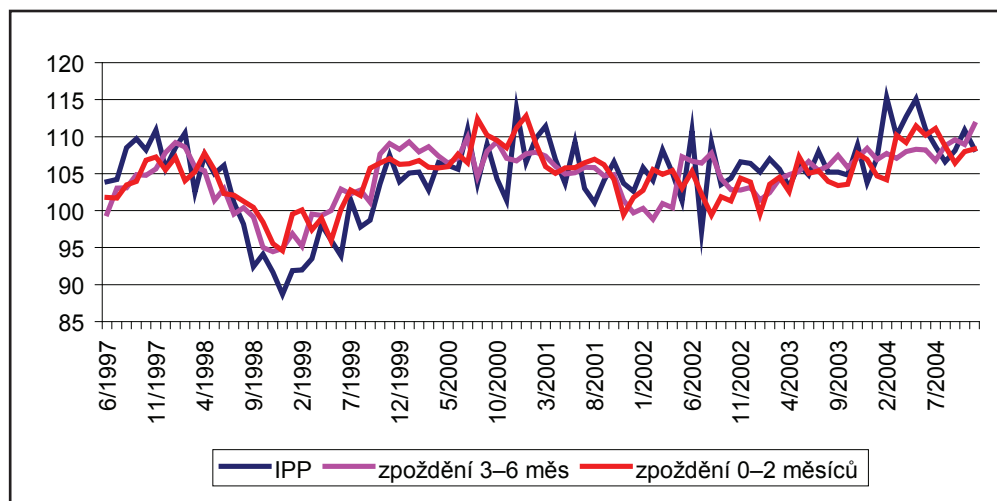
Pro zpoždění 0–2 měsíce bylo z modelu zcela odstraněno saldo výrobní činnosti a dlouhodobé ekonomické situace. Konečná podoba modelu je:

$$y_t = 105,5846 + 0,4167xes_{t-1} + 0,2007xp_{t-2} + 0,2284xz_{t-2}, \text{ kde}$$

- y je IPP
- xv je očištěné konjunkturální saldo pro výrobní činnost
- xp je očištěné konjunkturální saldo pro celkovou poptávku
- xes je očištěné konjunkturální saldo pro ekonomickou situaci
- xz je očištěné konjunkturální saldo pro počet zaměstnanců.

Index $t - 1, \dots, t - 6$ ukazuje, jaké zpoždění bylo použito.

Na obrázku 1 je znázorněna skutečná časová řada pro index průmyslové produkce a také časové řady hodnot vypočtených na základě odhadnutých modelů.



1: Modely pro IPP založené na konjunkturálních průzkumech

Korelace mezi původními a odhadnutými hodnotami je pro model 1 rovna 0,705, tzn. hodnoty byly vyrovnány s přesností 49,71 % a pro model 2 je tato korelace rovna 0,6754 (hodnoty vyrovnány s přesností

45,61 %). Podle tohoto kritéria se jako lepší jeví první model. Na základě vypočteného modelu byl proveden odhad několika budoucích hodnot. Tyto odhaduté hodnoty jsou srovnány se skutečností (tabulka I).

I: Hodnoty IPP pro první čtvrtletí roku 2005

	Skutečné hodnoty	Model 1	Model 2
Leden 2005	107,2	99,5511	108,14
Únor 2005	105,6	103,0583	107,04
Březen 2005	100,1	103,0766	108,53

Jak již bylo napsáno výše, modely prokládají skutečnou IPP pouze na necelých 50 %, což je vidět i ze srovnání skutečných a odhadnutých hodnot. Pokud pro tyto odhady spočítáme Theilův koeficient nesouladu, vyjde hodnota (pro model 1), odhad těchto hodnot tedy je s chybou 4,75 % a pro model 2 je hodnota, tj. odhad byl proveden s chybou 4,76 %.

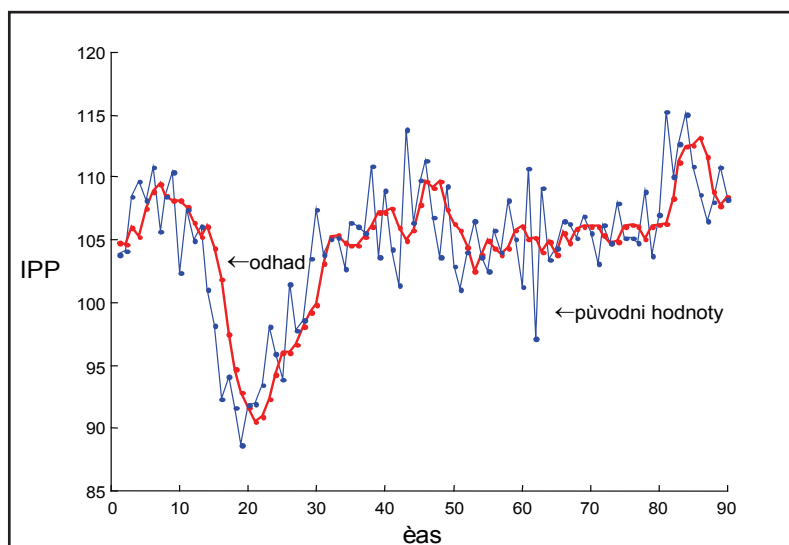
2. Autoregresní model

Jako třetí model pro odhad IPP byl vytvořen model autoregresní. Tento model je založený na odhadu hodnoty pouze na základě předchozích hod-

not. Do základní regresní rovnice byly vloženy řady se zpožděním až šesti měsíců. Po krokové regresi byla z rovnice vyloučena konstanta a zpoždění o 4–6 měsíců. Konečná rovnice má tedy tvar:

$$y_t = 0,2787y_{t-1} + 0,4058y_{t-2} + 0,3160y_{t-3}.$$

Vypočtený korelační koeficient mezi skutečnými hodnotami IPP a hodnotami odhadnutými je 0,776 (řada byla vyrovnána na 60,22 %). Vyrovnání pomocí této metody je tedy přesnější než u předchozích dvou modelů.



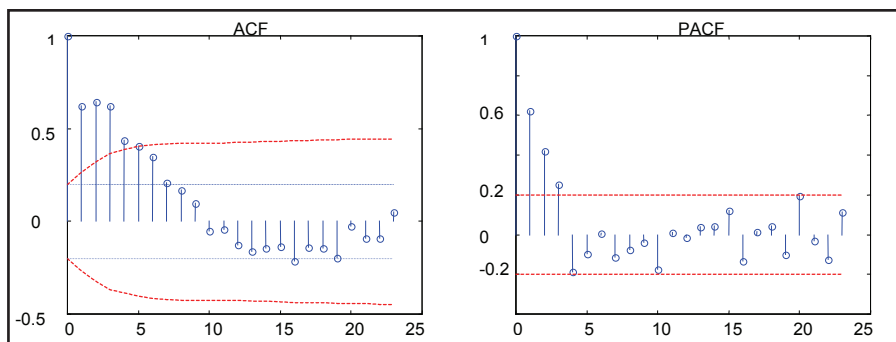
2: Autoregresní model IPP

3. Box-Jenkinsova metodologie

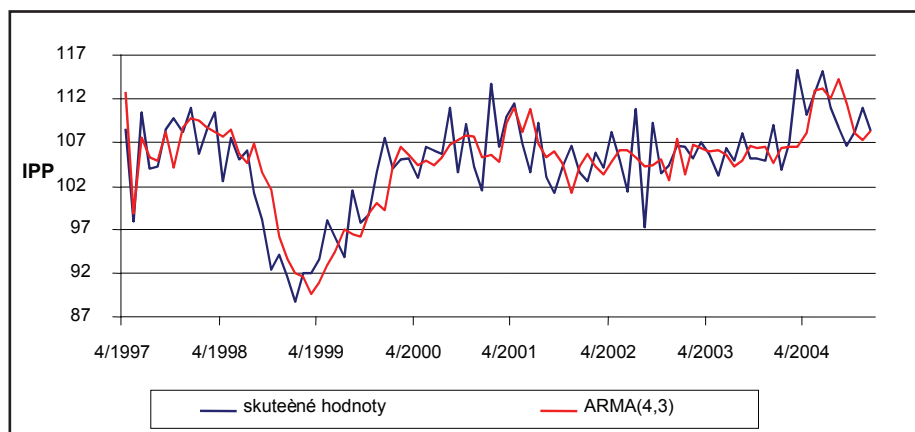
Další z metod, které lze použít k modelování IPP, je konstrukce modelu na základě Box-Jenkinsovy metodologie. Nejprve musíme ověřit, zda je daná řada stacionární, následně teprve můžeme přistoupit ke konstrukci autokorelační (ACF) a parciální autokorelační

funkce (PACF). Tyto funkce slouží k tomu, abychom mohli odhadnout parametry hledaného modelu.

Podle průběhu ACF a PACF se jako vhodný model pro vyrovnaní časové řady IPP jeví model ARMA (4,3). Skutečné hodnoty a vyrovnané hodnoty jsou na obrázku 4.



3: ACF a PACF pro IPP



4: Odhad IPP pomocí modelu ARMA(4,3)

Korelace mezi skutečnými a vyrovnanými hodnotami je pro model ARMA (4,3), tzn. hodnoty IPP byly vyrovnány na 62,22 %.

Srovnání kvality předpovědí pro různé modely

Jednotlivé modely lze srovnat na základě analýzy reziduí a také na základě extrapolace pro další období.

Největší koeficient korelace mezi skutečnými a vyrovnanými hodnotami je pro model ARMA, a to 0,7888, nejmenší naopak pro model, kde jako nezávislé proměnné jsou data z konjunkturálních průzkumů se zpožděním 0–2 měsíce. V následující tabulce (č. II) jsou vypočtené charakteristiky pro jednotlivé modely.

II: *Charakteristiky pro jednotlivé modely*

	ARMA(4,3)	Autoregresní model	Konj. průzkum se zpož. 3–6	Konj. průzkum se zpož. 0–2
Průměrní reziduum – $\bar{e}$	0,0048	0,026	2,22	-0,067
Směrodatná odchylka rezidua – s_e	3,40	3,44	3,82	3,90
Index determinace	0,62219	0,6022	0,49707	0,45612
Thielův koeficient	3,25 %	3,28 %	3,64 %	3,72 %

Podle hodnot z tabulky č. II se jako model, který nejlépe vystihuje skutečné hodnoty IPP, jeví ARMA model a autoregresní model a jako nejhorší model, který má jako nezávislé proměnné konjunkturální salda se zpožděním 0–2 měsíce. Ke srovnání jednotlivých modelů lze využít i extrapolace. Jako nejlepší pro odhad budoucích hodnot se jeví autoregresní model. Vhodný se také ukázal model s konjunkturálními saldy se zpožděním o 3–6 měsíců. Extrapolace

pro model ARMA a model autoregresní má nevýhodu v tom, že odhad je založen na znalosti předchozích hodnot IPP, takže ze známých hodnot můžeme konstruovat model maximálně na jedno období dopředu. Chceme-li udělat extrapolaci pro delší období, musíme využít hodnoty, které jsou odhadnuty pomocí modelů a ty vzhledem ke kvalitě vyrovnání nejsou nikterak přesné (index determinace je 0,622, resp. 0,602).

SOUHRN

Cílem této práce je podrobněji se věnovat indexu průmyslové produkce. Pokusili jsme se konstruovat model IPP na základě výsledků ukazatelů konjunkturálních průzkumů získaných v průmyslových podnicích. Vzhledem k tomu, že konjunkturální průzkumy otvírají prostor pro různé hypotézy (např. že účastníci průzkumu podléhají jistě setrvačnosti a odhadují budoucí stav podle stavu současného), byl problém zkoumán při různě voleném časovém zpoždění (0 až 6 měsíců). Do modelu pro IPP s využitím konjunkturálních průzkumů byly vloženy všechny časové řady týkající se průmyslových podniků. Byly zkonstruovány dva modely – první se zpožděním 0–2 měsíce a druhý se zpožděním 3–6 měsíců. Jako lepší z těchto modelů se jeví model se zpožděním 3–6 měsíců. Ovšem ani jeden z modelů neprovedl vyrovnání lépe než na 50 %, což je ke kvalitnímu odhadu budoucích hodnot nedostačující. Znalost budoucího vývoje by byla pro podniky velkým přínosem vzhledem k připravenosti na identifikované blížící se body zvratu. Čím lepší odhad, tím více by se hodnota indexu determinace přibližovala 1. Výsledky získané modelováním na základě konjunkturálních průzkumů byly konfrontovány s výsledky získanými použitím dalších přístupů, konkrétně autoregresního přístupu a Box-Jenkinsovy metodologie. Na základě autokorelační a parciální autokorelační funkce se jako vhodný model jeví model ARMA (4,3). Srovnáním těchto čtyř modelů jsme dospěli k závěru, že nejlépe vyrovnané hodnoty jsou pro ARMA model (index determinace je 0,622) a autoregresní model (index determinace je 0,602).

trend, periodická složka, kroková regrese, stacionarita, autoregrese

LITERATURA

ARLT, J.: *Moderní metody modelování ekonomických časových řad*, Vydavatelství GRADA, 1999, 312 s., ISBN 80-7169-539-4

HEBÁK, P., HUSTOPECKÝ, J., MALÁ, I.: *Vícerozměrné statistické metody (2)*, Nakladatelství Informatorium, 2005, 239 s. ISBN 80-7333-036-9.
HINDLS, R., HRONOVÁ, S., SEGER, J.: *Statistika*

- pro ekonomy*. 2.vyd. Professional Publishing, 2003, 417 s. ISBN 80-86479-30-4.
- JÍLEK, J., SVOBODA, K.: *Úvod do statistické analýzy konjunktury*, Praha VŠE, 1997, 138 s., ISBN 80-7079-081-4
- JÍLEK, J. a kol.: *Nástin sociálně hospodářské statistiky*, VŠE, Praha 2001, 246 s., ISBN 80-245-0214-3
- ROMÁN, Z.: *Productivity and economic growth*, Akademiai Kiadó, Budapešť 1982, 252 s., ISBN 963-05-2786-3
- NILSSON, R.: *Confidence indicators and composite indicators*, OECD, CIRET Conference, Paris 2000, 31 s., – www.oecd.org/dataoecd/16/14/2389378.pdf
- OECD Composite Leading Indicators a tool for short-term analysis*, OECD, 1998, 13 s. – www.oecd.org/dataoecd/4/33/15994428.pdf
- Business Tendency Surveys: A Handbook*, OECD, 2003, 76s. – www.oecd.org/dataoecd/20/18/1844842.pdf
- Stránky ČSÚ – www.czso.cz

Adresa

Mgr. Veronika Blašková, Ústav statistiky a operačního výzkumu, Mendelova zemědělská a lesnická univerzita v Brně, Zemědělská 1, 613 00 Brno, Česká republika