

## Jak indikovat zvraty hospodářského vývoje<sup>1</sup>

Richard HINDLS\* – Stanislava HRONOVÁ\*\*

---

### How to Indicate Change-points in Economic Development

#### Abstract

*The first decade of the new millennium has brought to the world economy and to national economies several shocks and substantially increased the risk of uncertainty. The causes of these shocks varied during that period and stemmed from the mortgage crisis, the crisis in the banking sector or the problematic parameters in fiscal economies of individual countries, especially those in Europe. These causes were often interrelated, and, respectively, they followed each other in relatively quick succession. The article shows how to use the probit analysis to indicate the possible twists and turns in the development of economy based on high probability of their occurrence. Along with the probit analysis method, Koyck linear dynamic model with time-lagged independent (explanatory) variable is also used, which allow for setting the advance of those indicators that can affect economic development and mark the regime change-points.*

**Keywords:** GDP, forecast of change-points, probit analysis

**JEL Classification:** E21, C82

---

#### Úvod

První dekáda nového tisíciletí vnesla do světového hospodářství a do národních ekonomik hned několik otřesů a podstatně zvýšila rizika nejistot. Jejich konkrétní příčiny byly v průběhu zmíněného období různé, od krize hypoteční

---

\* Richard HINDLS, Vysoká škola ekonomická v Praze, Fakulta informatiky a statistiky, Katedra statistiky a pravděpodobnosti, nám. W. Churchilla 4, 130 67 Praha 3, Česká republika; e-mail: hindls@vse.cz;

\*\* Stanislava HRONOVÁ, Vysoká škola ekonomická v Praze, Fakulta informatiky a statistiky, Katedra ekonomické statistiky, nám. W. Churchilla 4, 130 67 Praha 3, Česká republika; e-mail: hronova@vse.cz

<sup>1</sup> Článek byl vytvořen díky podpoře z prostředků Institucionální podpory na dlouhodobý koncepční rozvoj výzkumné organizace Fakulty informatiky a statistiky Vysoké školy ekonomické v Praze.

přes krizi bankovního sektoru až po problematický vývoj fiskálních parametrů v ekonomikách jednotlivých zemí, zejména zemí evropských. Tyto příčiny se navíc často prolínaly, resp. následovaly v poměrně rychlém sledu za sebou.

Současně se snahou překonávat negativa ekonomického vývoje – ať už dirigistickým způsobem, tržními mechanismy nebo nejspíše kombinací obojího – se stále silněji objevuje naléhavý problém, jímž je schopnost včas indikovat blížící se potíže a výkyvy. Jinými slovy jde o potřebu obohatit ekonomická rozhodování o prvek určité signalizace změn ekonomických parametrů – v obecném smyslu se jedná nejen o schopnost detekovat potenciál přicházejících obtíží, ale i o schopnost odhadovat délku trvání krize, východiska z ní a následný obrat k pozitivnímu vývoji. Terminologicky a metodologicky tedy jde o indikaci bodů zvratu hospodářského vývoje (všeobecně, v obou směrech pohybu).

V tomto textu se pokusíme přiblížit techniku, kterou jsme rozvinuli na základě probitové analýzy a která může napomoci indikovat s vysokými pravděpodobnostmi možné zvraty ve vývoji ekonomiky. Zároveň s probitovou analýzou využíváme i metodu Koyckova lineárního dynamického modelu (LDM) s časově posunutou vysvětlující proměnnou, což umožní nastavit „předstih“ těch ukazatelů, které mohou ovlivňovat ekonomický vývoj a označit body jeho zvratu.

Výhod navrženého postupu použití probitové indikace se může jevit několik.

Po prvé, nestanovujeme konkrétní hodnoty analyzovaného agregátního hospodářského ukazatele, ani hodnoty temp růstu. Nepůjde tudíž o absolutní hodnoty hrubého domácího produktu (HDP), ani o indexy, nýbrž pouze o propočty pravděpodobnosti nastání těch situací, v nichž by mohlo dojít ke zvratu ve vývoji. S jistou nadsázkou lze říci, že můžeme mluvit o „statistice bez čísel“, o statistice „potenciálu změny“, o rozpoznání „tendencí ke zvratu“.

Po druhé, k popisu zlomových momentů ve vývoji trendu sledovaného ukazatele (nebo v průběhu a charakteru jeho dlouhodobých vývojových tendencí) nebudeme muset aplikovat hladké trendové funkce (u některých z nich dokonce ani posloupnost potenciálních inflexních vývojových bodů nepřipadá v úvahu, např. u přímky... jiné z nich sice inflexní body mají, např. trendové polynomy vyšších mocninných řádů, avšak tyto inflexní body de facto věcně neidentifikují moment změny, nýbrž jsou to spíše pouze formální zvraty dané matematickým charakterem průběhu zvolené funkce).

Po třetí, k popisu zlomových momentů vývoje daného ukazatele nebudeme potřebovat ani adaptivní modely, ani modely stochastické, a tudíž nebudeme muset (často složitě) ověřovat a naplňovat předpoklady jejich aplikovatelnosti.

## 1. Základní věcný koncept hledání bodů zvratu

Navrhovaná metoda vychází z modelu, kdy předpokládáme, že máme k dispozici jednu vysvětlovanou proměnnou a více vysvětlujících proměnných. Vysvětlovanou proměnnou v případě hledání bodu zvratu bude logicky základní ukazatel ekonomické výkonnosti, jímž je HDP (v kupních cenách), konkrétně zde pak jeho čtvrtletní hodnoty. V prezentovaném experimentu jde o údaje ČR ve stálých cenách roku 2005,<sup>2</sup> data jsou sezonně očištěna; existují však i jiné možnosti. Za sledované období jsme zvolili absolutní čtvrtletní údaje o HDP ČR z let 2003 – 2011, resp. jejich řetězové indexy, spočtené z po sobě následujících čtvrtletních hodnot. To nám umožnilo vytvořit dostatečně dlouhou časovou řadu, která poskytla obraz hned několik kritických změn ve vývoji českého hospodářství, jak jsme uvedli již v úvodu statě.

K ukazateli HDP jsme v další fázi hledali vhodné vysvětlující proměnné, tj. ukazatele, které mohou relevantně ovlivňovat úroveň HDP, resp. které lze z věcného hlediska považovat za relevantní z pohledu chování makroagregátů typu HDP. Těchto vysvětlujících proměnných jsme vybrali více než deset a postupnou redukcí a věcnou analýzou jsme došli k nejdůležitějším z nich (viz tabulky a propočty v dalším textu).

Při hledání vhodných vysvětlujících proměnných (resp. při eliminaci těch méně vhodných) jsme vycházeli z předpokladu, že se musí jednat o ukazatele, jejichž hodnoty reagují citlivě na fáze konjunkturálního cyklu, jsou včas a s vysokou spolehlivostí k dispozici, a zároveň zastupují klíčová odvětví, resp. sféry ekonomické činnosti. Na základě těchto podmínek jsme se orientovali na ukazatele reprezentující:

- a) odvětví průmyslu jako dominantní odvětví národního hospodářství;
- b) odvětví stavebnictví, jehož výsledky reagují velmi citlivě na fáze konjunkturálního vývoje české ekonomiky;
- c) oblast práce a mezd, v níž se rovněž velmi zřetelně zrcadlí fáze růstu a poklesu ekonomiky;
- d) oblast zahraničního obchodu, která je (při otevřeném charakteru české ekonomiky) dobrou předzvěstí změn přicházejících ze zbytku světa.

Z řady ukazatelů, které nabízí oficiální statistika (Česká statistický úřad) ve čtvrtletní periodicitě, jsme při respektování uvedených zásad a omezení vybrali následující charakteristiky jako vysvětlující proměnné.<sup>3</sup>

---

<sup>2</sup> V souladu se současnou tendencí, kdy statistické úřady přecházejí na ocenění v cenách předchozího roku, nejde o klasické stálé ceny, ale o ceny předchozího roku zřetěžené se základem v roce 2005. Podrobněji ke koncepci stálých cen, cen předchozího roku a cen předchozího roku zřetěžených se základem ve zvoleném roce viz Hronová a kol. (2009).

Za oblast průmyslu se jako dominantní jeví *index průmyslové produkce* (zde ve formě meziročních čtvrtletních indexů, v tabulkách označeno zkratkou IPP), který vyjadřuje dynamiku fyzického objemu produkce odvětví průmyslu. Vykazující podnikatelské subjekty jsou vybírány z Registru ekonomických subjektů, a to na základě jejich hlavní (převažující) ekonomické činnosti.

Za odvětví stavebnictví jsme vybrali dva ukazatele: první reprezentuje vykázanou minulost, tj. *index stavební produkce* (zde meziroční čtvrtletní indexy fyzického objemu, v tabulkách označeno zkratkou ISP); druhý představuje „nasmilovanou budoucnost“, tj. *index vývoje stavebních zakázek* (v tabulkách označeno zkratkou ISZ). Index stavební výroby vyjadřuje dynamiku stavebních prací prováděných podniky s převažující stavební činností. Patří sem podniky s 20 a více zaměstnanci, za které se údaje zjišťují pomocí výkazů, a podniky do 19 zaměstnanců včetně, za které se provádí odhad stavebních prací. Index vývoje stavebních zakázek sleduje vývoj nových zakázek v tuzemsku v členění na pozemní a inženýrské stavitelství. Zjišťování probíhá v podnicích nad 50 zaměstnanců. Stavebními zakázkami se rozumí objem stavebních prací k provedení podle dodavatelských smluv. Jde o práce, jež má zpravodajská jednotka potvrzeny smlouvami se zadavateli, bez ohledu na začátek prací a dobu jejich realizace. Vykazují se v cenách platných při převzetí zakázky, bez daně z přidané hodnoty. Stavební zakázky signalizují poptávku po stavebních materiálech a pracovní síle v průběhu nadcházejících měsíců. Pro oblast práce a mezd jsme vybrali dva dominantní ukazatele, tj. *míru nezaměstnanosti* (v %, sezónně očištěno, v tabulkách označeno jako MNZ) a *mzdy a platy* (zde meziroční čtvrtletní indexy v běžných cenách, v tabulkách označeno jako MZD).

Český statistický úřad sestavuje a publikuje tzv. obecnou míru nezaměstnanosti, která vyjadřuje podíl počtu nezaměstnaných na celkové pracovní síle (v %) a kde čísel i jmenovatel tohoto relativního ukazatele odpovídají definicím a doporučením Mezinárodní organizace práce (ILO). Zdrojem dat je výběrové šetření pracovních sil (VŠPS). Zařazení do kategorie nezaměstnaných nesouvisí s tím, zda je respondent registrován na úřadě práce, a ani s faktem, zda pobírá, anebo nepobírá příspěvek v nezaměstnanosti či jiné sociální dávky. Údaje jsou sezónně očištěné. Ukazatel mzdy a platy vychází z metodiky národního účetnictví a vyjadřuje objem pravidelných i nepravidelných peněžních i naturálních důchodů, které jsou odměnou za práci konanou podle pracovně právních a jiných předpisů. Mzdy a platy obsahují i daň z příjmu a sociální příspěvky placené zaměstnancem.

Za oblast zahraničního obchodu jsme jako vysvětlující proměnnou do modelu vybrali ukazatel *krytí dovozu vývozem* (v %, sezónně očištěno, v tabulkách

---

<sup>3</sup> Zde uvedené náplně ukazatelů vycházejí z podrobných definic uvedených na stránkách Českého statistického úřadu ([www.czso.cz](http://www.czso.cz)).

označeno jako KDV). Ukazatel je podílem hodnoty vývozu zboží a služeb a dovozu zboží a služeb (v běžných cenách) v pojetí národních účtů (a platební bilance), kde definice dovozu a vývozu zboží a služeb vychází z principu změny vlastnictví mezi rezidentem a nerezidentem, bez ohledu na pohyb zboží (podrobněji viz ESA 1995).

## 2. Základní probitový koncept hledání bodů zvratu

Základní koncept indikace bodu zvratu, který využívá probitovou analýzu, jsme zformulovali takto:

- Hledáme časové body ve vývoji určitého ukazatele  $y_t$ , v nichž dochází ke zlomu v dosavadním vývoji. V našem případě to budiž vývoj HDP, ale pochopitelně lze volit i jiný agregovaný ukazatel, který by vyjadřoval celkovou výkonnost hospodářství; proměnná  $y$  tedy bude v regresním smyslu vysvětlovanou proměnnou,  $t = 1, 2, \dots, n$  je časová proměnná.

- Vývoj ukazatele  $y_t$  je ovlivňován působením  $p$  exogenních faktorů  $x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{pt}$ , resp. je spojen s vývojem těchto faktorů (jde tedy o systém  $p$  vysvětlujících proměnných). Vývoj těchto exogenních faktorů může vést ke zvratu ve vývoji ukazatele  $y_t$ ; pochopitelně, samy mohou rovněž obsahovat body zvratu, ale stejně tak nemusí, nicméně předpokládáme, že výsledný efekt jejich vlivu zvrát ve vývoji ukazatele  $y_t$  skutečně způsobí.

Pravděpodobnost  $P_Z$ , že v chování ukazatele  $y$  dojde ke kvalitativní změně (jakýmkoliv směrem), je funkcí proměnných  $x_1, x_2, \dots, x_p$ . Pravděpodobnost bodu zvratu  $P_Z$  definujeme jako distribuční funkci

$$P_Z = F(x_1, x_2, \dots, x_p). \quad (1)$$

K roli distribuční funkce  $F$  se ještě vrátíme později (viz vztah (5)).

Proměnnou  $y$  nyní potřebujeme redefinovat: vytvoříme proto umělou „stavovou“ náhodnou veličinu  $Z$ , to znamená, že časová řada  $y$  nebude prezentována ve formě např. numerických hodnot HDP či jeho temp růstu, ale bude transformována pomocí stochastické umělé „stavové“ proměnné  $Z$  do podoby „0 – 1“ veličiny (stav, kde empirická hodnota  $Z_t = 0$  značí, že v daném časovém bodě  $t$  vývoj vysvětlované proměnné za zvrátový nepovažujeme; naopak stav, kdy  $Z_t = 1$  signalizuje, že k vývojovému zvratu ve vývoji ukazatele dochází).

Pravděpodobnost bodu zvratu jsme tedy určili jako  $P_Z$ . Nyní je třeba rovněž definovat teoretickou hodnotu proměnné  $y$  v bodě zvratu  $Z$ , a to jako funkci hodnot faktorových proměnných  $x_1, x_2, \dots, x_p$ . Můžeme tedy vycházet z úvahy, že z hlediska závislosti mezi zvratem  $Z$  a exogenními faktorovými proměnnými  $x_1, x_2, \dots, x_p$  půjde o teoretickou lineární regresní nadrovinu typu

$$\pi_Z = \alpha_0 + \alpha_1 x_1 + \alpha_2 x_2 + \dots + \alpha_p x_p, \quad (2)$$

resp. použijeme-li vyjádření v jednotlivých časových bodech  $t$ , pak

$$\pi_{Z_t} = \alpha_0 + \alpha_1 x_{1t} + \alpha_2 x_{2t} + \dots + \alpha_p x_{pt}, \quad t = 1, 2 \dots n, \quad (2a)$$

kde tradičně  $\alpha_j, j = 1, 2 \dots p$  jsou teoretické dílčí regresní parametry lineární regresní nadroviny.

Indikátorem rozhodnutí o tom, že v konkrétním časovém bodě  $t$  jde o bod obratu, je, jak jsme již uvedli, empirická hodnota  $Z_t$ . Vektor hodnot  $\mathbf{Z}$  je tedy empirickým odhadem vektoru teoretických hodnot lineární regresní nadroviny  $\pi$  a vektor  $\mathbf{Y}$  je bodovým odhadem (estimátorem) vektoru teoretických hodnot lineární regresní nadroviny  $\pi$ , tj.

$$\mathbf{Y} = \text{est } \pi. \quad (3)$$

Nyní nejprve předpokládejme, že parametry  $\alpha_j, j = 1, 2 \dots p$  jsou známy. V konkrétních časových bodech  $t$  sledovanou časovou řadu ukazatele  $y_t$  svým průběhem ztransformujeme do umělé stavové proměnné typu „0 – 1“ (tj. obrat v daném časovém bodě  $t$  buď nenastává, anebo nastává, viz výše). Tím se dostáváme k základní myšlence indikace bodů zvratu. Pokud má totiž vývojový zvrát v určitém časovém bodě  $t$  reálně nastat, musí teoretická náhodná veličina  $\pi_t$  překročit jistou prahovou hranici (označíme ji  $H$ ), tj. v čase  $t$  musí platit

$$\pi_t > H_t. \quad (4)$$

Tato prahová hranice  $H$  má individuální ráz a pro chování v jednotlivých časových bodech je obecně jiná. Proto je náhodnou veličinou a lze vyslovit předpoklad, že náhodná veličina  $H$  má normální rozdělení se známými parametry  $\mu$  a  $\sigma^2$ . (Jiným předpokladem bývá i úvaha, že rozdělení náhodné veličiny  $H$  je logistické, v tom případě bychom namísto o probitové indikaci bodu zvratu hovořili o indikaci logitové.)

Za uvedeného předpokladu pravděpodobnost toho, že vývoj sledovaného ukazatele v čase dosáhne takového stavu, jenž je identifikovatelný jako zvrát dle podmínky (4), můžeme stanovit ze vztahu

$$P(\pi > H) = P(H < \pi) = P\left(\frac{H - \mu}{\sigma} < \frac{\pi - \mu}{\sigma}\right) = F\left(\frac{\pi - \mu}{\sigma}\right) = F(\psi), \quad (5)$$

kde

$$\psi = \frac{\pi - \mu}{\sigma} = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_p x_p$$

je normovaný tvar (jak již bylo řečeno, předpokládáme znalost obou parametrů  $\mu$  a  $\sigma^2$  normálního rozdělení), uvedený v rovnici (2), přičemž pro parametry teoretické regresní nadroviny platí

$$\beta_0 = \frac{\alpha_0 - \mu}{\sigma}, \beta_1 = \frac{\alpha_1}{\sigma}, \beta_2 = \frac{\alpha_2}{\sigma} \dots \beta_p = \frac{\alpha_p}{\sigma}. \quad (6)$$

Pravděpodobnost  $F(\psi)$  je dle vztahu (5) distribuční funkcí normovaného normálního rozdělení a nazývá se *probit*.

Z praktického hlediska ve smyslu estimátoru (3) budeme pracovat nikoliv s vektorem teoretických hodnot lineární regrese nadroviny  $\pi$ , nýbrž s jeho regresním odhadem, označeným  $\mathbf{Y}$ .

### 3. Výsledky experimentu s časovými řadami ekonomických ukazatelů České republiky

Vraťme se nejprve k výběru ukazatelů, jak již byly uvedeny. Nejdůležitější část analýzy a identifikace bodu zvratu spočívá, přirozeně, v nalezení vhodné kombinace exogenních faktorových proměnných. Ty musí mít především relevantní vztah k tomu ukazateli, který má vypovídat o celkovém výkonu ekonomiky (zde jsme zvolili za agregátní charakteristiku tohoto výkonu dynamiku HDP).

Experiment probíhal ve dvou fázích:

1. identifikace vysvětlované proměnné, vysvětlujících proměnných a posléze pak odhad parametrů lineární regrese nadroviny typu  $\pi_Z = \alpha_0 + \alpha_1 x_1 + \alpha_2 x_2 + \dots + \alpha_p x_p$  dle (2), tzn.

$$\begin{aligned} Y = \text{est } \pi &= \text{est} \alpha_0 + \text{est} \alpha_1 x_1 + \text{est} \alpha_2 x_2 + \text{est} \alpha_3 x_3 + \text{est} \alpha_4 x_4 + \text{est} \alpha_5 x_5 + \text{est} \alpha_6 x_6 = \\ &= a_0 + a_1 x_1 + a_2 x_2 + a_3 x_3 + a_4 x_4 + a_5 x_5 + a_6 x_6 \end{aligned} \quad (7)$$

a následně pak už finální určení probitů;

2. stanovení posunu („předstihu“) vysvětlujících proměnných pomocí Koyckova posunutí (Koyckův LDM s časově posunutou vysvětlující proměnnou) a následně pak nové finální určení probitů.

#### **Fáze 1**

V roli vysvětlované proměnné, tj. v roli analyzovaného ukazatele, vystupuje HDP, resp. pak jeho mezičtvrtletní indexy (viz tab. 1).

Průběh mezičtvrtletních indexů HDP přibližuje graf 1. V něm jsme na základě věcné ekonomické úvahy a vizuálního odpočtu identifikovali body zvratu (v grafu označeno tmavými tečkami, v tabulce 1 šedou a tučně vyznačenou výplní příslušných polí). Konkrétně se jedná o 3. čtvrtletí roku 2004; 1. čtvrtletí roku 2007; 1. čtvrtletí roku 2009 a 2. čtvrtletí roku 2010.

T a b u l k a 1

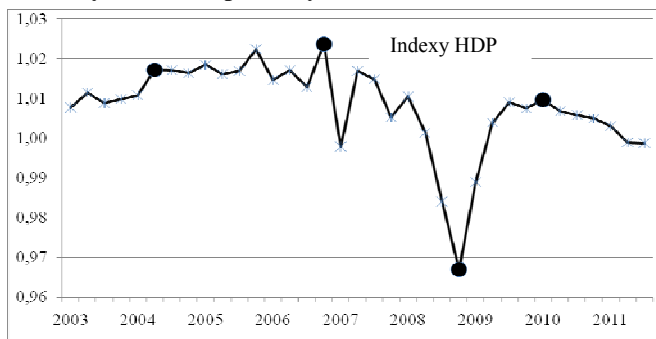
## Čtvrtletní hodnoty HDP ČR (mld. Kč) a mezičtvrtletní indexy

Rok	Čtvrtletí	HDP (kupní ceny)	Mezičtvrtletní indexy HDP
2003	Q1	687 252	.
	Q2	692 578	1.008
	Q3	700 535	1.011
	Q4	706 717	1.009
2004	Q1	713 662	1.010
	Q2	721 381	1.011
	<b>Q3</b>	<b>733 759</b>	<b>1.017</b>
	Q4	746 283	1.017
2005	Q1	758 498	1.016
	Q2	772 491	1.018
	Q3	784 898	1.016
	Q4	798 169	1.017
2006	Q1	816 050	1.022
	Q2	828 028	1.015
	Q3	842 194	1.017
	Q4	853 076	1.013
2007	<b>Q1</b>	<b>873 324</b>	<b>1.024</b>
	Q2	871 453	0.998
	Q3	886 196	1.017
	Q4	899 373	1.015
2008	Q1	904 077	1.005
	Q2	913 503	1.010
	Q3	914 770	1.001
	Q4	900 171	0.984
2009	<b>Q1</b>	<b>870 470</b>	<b>0.967</b>
	Q2	860 876	0.989
	Q3	864 267	1.004
	Q4	872 034	1.009
2010	Q1	878 565	1.007
	<b>Q2</b>	<b>887 055</b>	<b>1.010</b>
	Q3	893 082	1.007
	Q4	898 263	1.006
2011	Q1	902 695	1.005
	Q2	905 462	1.003
	Q3	904 490	0.999
	Q4	903 369	0.999

Zdroj: &lt;www.czso.cz&gt;.

G r a f 1

## Mezičtvrtletní indexy HDP – kupní ceny



Zdroj: &lt;www.czso.cz&gt;.



První bod zvratu (rok 2004) byl nástupem k oživení ekonomiky, druhý bod zvratu (rok 2007) signalizoval blížící se příchod recese (v důsledku hypoteční krize), třetí bod zvratu (rok 2009) naznačoval „odražení se ode dna“ po předchozí krizi a čtvrtý bod zvratu (rok 2010) znovu návrat k hospodářské nestabilitě (fiskální potíže evropských zemí, a tedy i ČR). Podívejme se na některé aspekty ekonomického vývoje České republiky v těchto uzlových bodech, abychom si uvědomili příčiny v grafu viditelných zvratů.

Vývoj české ekonomiky po roce 2000 lze rozdělit do tří etap: etapa oživení, za níž lze považovat období 2001 – 2004, následná fáze konjunktury v letech 2005 – 2007, a nakonec léta recese a krize (2008 – 2010). První dvě etapy však měly odlišné rysy. Rok 2004 znamenal vstup do období vysokých temp růstu a předznamenal toto období zpomalením vývoje výdajů na konečnou spotřebu domácností (meziročně o 2,9 %, proti předchozímu 6% růstu), růstem investic<sup>4</sup> (meziročně o 4,0 %, proti předchozím meziročním stagnacím), a zejména (poprvé od roku 1993) kladným saldem zahraničního obchodu. Naproti tomu rok 2007 signalizoval „přehřátí“ ekonomiky – vysokým meziročním tempem růstu investic (o 10,8 % v roce 2007), výdajů na konečnou spotřebu domácností (o 5,0 % v letech 2006 i 2007), rekordním deficitem hospodaření nefinančních podniků (vyjádřeným potřebou financování v dosud nikdy nezaznamenané výši 184 mld. Kč) a s tím souvisejícím nejvyšším přírůstkem dlužnické pozice vůči zahraničí, plynoucím (z opět rekordní) potřeby financování národního hospodářství ve výši 165 mld. Kč.

Rok 2009 znamenal (nejen v ČR) propad do záporných čísel – investice poklesly meziročně o 7,9 %, poprvé od krizového roku 1998 klesly i výdaje na konečnou spotřebu domácností (o 0,3 %), veřejný (vládní) deficit (potřeba financování vládních institucí) dosáhl dosud nezaznamenané výše 218 mld. Kč (relativně 5,9 %). A nakonec rok 2010 signalizoval stagnaci výdajů na konečnou spotřebu domácností, zpomalení poklesu investic (na meziročních 3,1 %), snížení veřejného deficitu o 38 mld. Kč a kladný výsledek hospodaření nefinančních podniků ve výši 51 mld. Kč.

S podobnou věcnou úvahou o existenci obrátů ve vývoji hospodářství však při používání formalizovaných matematicko-statistických nástrojů vystačit nemůžeme. Analyzujme proto body zvratu i po formální stránce. Použijeme k tomu – pro vzájemné porovnání – dvě techniky, které vycházejí v zásadě ze dvou odlišných přístupů. Ty respektují myšlenku, že v analyzované časové řadě mohou existovat určité datové segmenty s odlišnou modelovou (a patrně rovněž i věcnou) strukturou, přičemž tato odlišnost může generovat změny v parametrizaci používaných modelů.

<sup>4</sup> *Investicemi* zde rozumíme hrubou tvorbu fixního kapitálu.

Pro první posouzení použijeme tradiční metodu CUSUM (CUMulative SUMs, blíže viz Aue a kol. 2006; Cipra, 2008; Wald, 1947) včetně jejího vizuálního ztvárnění. Primárně předpokládáme, že existuje bod  $t_0$ , jenž je posledním časovým bodem před okamžikem (v bodě  $t_0 + 1$ ), v němž může dojít ke kvalitativní změně v charakteru řady. Metoda CUSUM je pak založena na určení testovací statistiky

$$CUSUM_t = \sum_{u=k+1}^t \frac{e_u}{s}, \quad (8)$$

kde

- $e_u$  – za předpokladu normality rezidua LRM,
- $e_u = y_u - T_u, s$  – odhad směrodatné odchylky reziduální složky  $\sigma$  celého modelu,
- $k$  – počet parametrů LRM,  $t = k + 1, k + 2 \dots$

Tabulka 2  
CUSUM analýza

Rok	Čtvrtletí	$t$	$y_t$	$T_t$	$e_t$	$e_t^2$	$CUSUM_t$
2003	Q2	1	1.008				
	Q3	2	1.011				
	Q4	3	1.009	1.019	-0.010 033	0.000 101	0.514 430
2004	Q1	4	1.010	1.018	-0.008 499	0.000 072	0.435 794
	Q2	5	1.011	1.018	-0.006 966	0.000 049	0.357 158
	<b>Q3</b>	<b>6</b>	<b>1.017</b>	1.017	0.0395 68	0.001 566	<b>2.028 851</b>
	Q4	7	1.017	1.017	0.0001 02	0.000 000	0.005 214
2005	Q1	8	1.016	1.016	-0.000 365	0.000 000	0.018 700
	Q2	9	1.018	1.016	0.002 169	0.000 005	0.111 211
	Q3	10	1.016	1.015	0.000 703	0.000 000	0.036 022
	Q4	11	1.017	1.015	0.002 236	0.000 005	0.114 658
2006	Q1	12	1.022	1.014	0.007 770	0.000 060	0.398 393
	Q2	13	1.015	1.014	0.001 303	0.000 002	0.066 830
	Q3	14	1.017	1.013	0.003 837	0.000 015	0.196 741
	Q4	15	1.013	1.013	0.000 371	0.000 000	0.019 002
2007	<b>Q1</b>	<b>16</b>	<b>1.024</b>	1.012	0.046 904	0.002 200	<b>2.405 010</b>
	Q2	17	0.998	1.012	-0.013 562	0.000 184	0.695 400
	Q3	18	1.017	1.011	0.005 971	0.000 036	0.306 185
	Q4	19	1.015	1.010	0.004 505	0.000 020	0.230 996
2008	Q1	20	1.005	1.010	-0.004 961	0.000 025	0.254 393
	Q2	21	1.010	1.009	0.000 572	0.000 000	0.029 343
	Q3	22	1.001	1.009	-0.007 894	0.000 062	0.404 770
	Q4	23	0.984	1.008	-0.014 361	0.000 206	0.736 334
2009	<b>Q1</b>	<b>24</b>	<b>0.967</b>	1.008	-0.073 827	0.005 450	<b>3.785 470</b>
	Q2	25	0.989	1.007	-0.009 293	0.000 086	0.476 512
	Q3	26	1.004	1.007	-0.002 760	0.000 008	0.141 502
	Q4	27	1.009	1.006	0.002 774	0.000 008	0.142 234
2010	Q1	28	1.007	1.006	0.001 308	0.000 002	0.067 045
	<b>Q2</b>	<b>29</b>	<b>1.010</b>	1.005	0.053 841	0.002 899	<b>2.760 704</b>
	Q3	30	1.007	1.005	0.002 375	0.000 006	0.121 767
	Q4	31	1.006	1.004	0.001 908	0.000 004	0.097 853
2011	Q1	32	1.005	1.004	0.001 442	0.000 002	0.073 939
	Q2	33	1.003	1.003	-0.000 024	0.000 000	0.001 250
	Q3	34	0.999	1.002	-0.003 491	0.000 012	0.178 988
	Q4	35	0.999	1.002	-0.002 957	0.000 009	0.151 627

Zdroj: Vlastní výpočty.

Základem je test nulové hypotézy o neměnnosti parametrů klasického lineárního regresního modelu (LRM). Při platnosti uvedené nulové hypotézy mají CUSUM<sub>t</sub>-statistiky přibližně normální rozdělení  $N(0; t - k)$ . Pokud bychom chtěli uvažovat přesné rozdělení CUSUM<sub>t</sub>-statistiky při platné nulové hypotéze, platí pro tuto distribuci Studentovo *t*-rozdělení (Cipra, 2008):

$$\sqrt{t-k} \frac{\bar{e}_t}{s_t} \sim t(t-k-1). \quad (9)$$

Numerickou ilustraci dokládá tabulka 2.

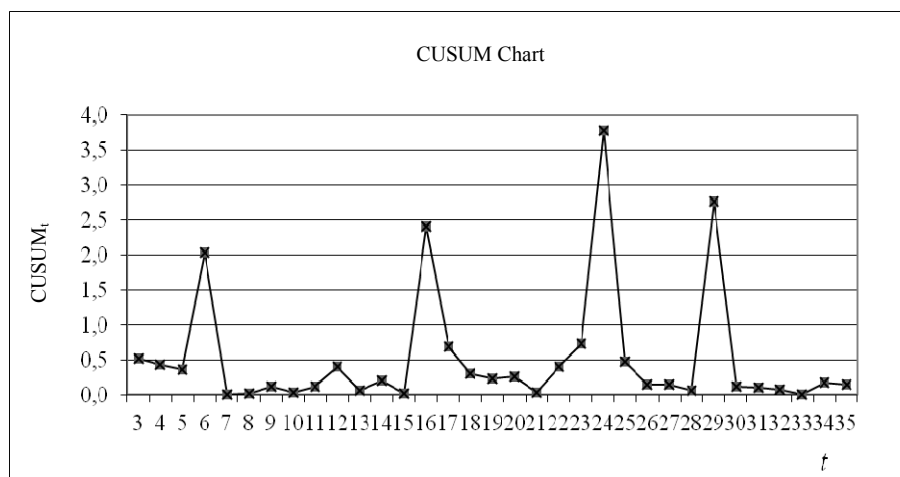
LRM mezičtvrtletních indexů HDP jsme odhadli v podobě (pro  $k = 2$ )

$$T_t = 1,0206 - 0,0005t \quad t = k + 1, k + 2 \dots 35.$$

Odhad směrodatné odchylky reziduální složky  $\sigma$  celého modelu je 0,019 494. Výsledky analýzy podle vztahu (8) ukazují, že v zašeděných polích se objevují významné body zvratu (volíme hladinu významnosti  $\alpha = 0,05 \Rightarrow$  odpovídající kvantil normovaného normálního rozdělení je  $u_{0,95} = 1,645$ ), které překračují kritickou hodnotu, danou kvantilem  $u_{0,95}$ , a tedy orientačně vymezují odlišné časové segmenty v chování zkoumané časové řady. Analýzu dokládáme i graficky (graf 2):

G r a f 2

### CUSUM Chart



Zdroj: Vlastní výpočty.

Vzhledem k tomu, že navrhovaná probitová metoda má určitý signální predikční potenciál (viz v části 4 této stati), ověříme i tuto předpovědní „schopnost“. Logicky zvolíme poslední, potenciálně významný, bod zvratu ve vývoji

HDP, jímž je hodnota dynamiky ve 2. čtvrtletí roku 2010. Tím pádem vlastně rozdělíme sledovanou časovou řadu na dva segmenty; myšlenka ověření predikčního potenciálu je potom vedena konceptem, že se testuje předpovědní „dovednost“ prvního segmentu pro segment druhý. Předpokládáme, že délka (počet pozorování) prvního segmentu časové řady je  $T_1$ , délka druhého segmentu  $T_2$  a platí pochopitelně, že  $T_1 + T_2 = n$  (kde  $n$  = celková délka původní, nesegmentované řady), přičemž musí být ještě splněn i požadavek  $T_1 \gg T_2$ , tj. počet údajů v prvním segmentu je výrazně větší. Pro řešení takto zformulovaného problému použijeme postup známý jako Chowův předpovědní test. Zmíněný test má testové kritérium (viz Cipra, 2008):

$$F = \frac{T_1 - k}{T_2} \cdot \frac{RSS - URSS}{URSS} \sim F(T_2; T_1 - k), \quad (10)$$

kde

$RSS$  – reziduální součet čtverců v modelu prvního segmentu,

$URSS$  – reziduální součet čtverců v „celkovém“ modelu (a lze jej přirozeně získat i jako součet reziduálních součtů čtverců z obou segmentů),

parametr  $k$  má stejný význam jako ve vztahu (8).

Kritický obor při zvolené hladině významnosti  $\alpha$  je podle (10) vymezen příslušným kvantilem  $F$ -rozdělení.

Jako model pro test použijeme lineární regresní nadrovinu, popsanou ve vztahu (2), tj. nadrovinu typu  $\pi_Z = \alpha_0 + \alpha_1 x_1 + \alpha_2 x_2 + \dots + \alpha_p x_p$ . Jejimi exogenními faktorovými proměnnými  $x_1, x_2, \dots, x_p$  jsou právě ty proměnné, které jsou aplikovány níže v ilustraci probitové analýzy. V roli vysvětlované proměnné však zatím ještě musí vystupovat hodnoty mezičtvrtletních indexů HDP (viz tab. 1; body zvratu v této fázi totiž teprve analyzujeme a až pak je pro potřeby probitové analýzy označíme veličinou typu 0 – 1). Celkový model jsme odhadli ve tvaru

$$T_t = 0,772\ 08 + 0,060\ 63x_1 + 0,016\ 35x_2 + 0,002\ 84x_3 - 0,005\ 65x_4 + 0,106\ 83x_5 + 0,029\ 32x_6, \quad t = 1, 2, \dots, 35$$

(exogenní proměnné  $x_1, x_2, \dots, x_6$  jsou popsány v přehledu proměnných v datové příloze).

Potřebné hodnoty spolu s dalšími podklady uvádí tabulka 3. O míře kvality modelu vhodně vypovídají některé doplňující charakteristiky: koeficient determinace  $r^2 = 0,707\ 761 = 70,78\ %$ , to znamená, že odhadnutý model vysvětluje téměř tři čtvrtiny rozptylu závislé proměnné, adjustované  $r^2 = 0,645\ 139 = 64,51\ %$ , Durbinův-Watsonův test = 1,765 78.

Tabulka 3

## Chowův předpovědní test

$t$	$y_t$	$e_t$	Chowův předpovědní test:
1	1.008	0.000	$T_1 = 28$ $k = 7$ $RSS = 0,006 55$
2	1.011	0.002	
3	1.009	0.002	
4	1.010	-0.011	
5	1.011	-0.006	
6	1.017	0.000	
7	1.017	-0.001	
8	1.016	-0.004	
9	1.018	0.002	
10	1.016	0.002	
11	1.017	0.004	
12	1.022	0.005	
13	1.015	0.001	
14	1.017	0.005	
15	1.013	0.003	
16	1.024	0.037	
17	0.998	-0.015	
18	1.017	0.006	
19	1.015	0.006	
20	1.005	0.000	
21	1.010	0.007	
22	1.001	0.001	
23	0.984	0.008	
24	0.967	-0.051	
25	0.989	0.011	
26	1.004	0.011	
27	1.009	0.007	
28	1.007	0.005	
29	<b>1.010</b>	0.003	$T_2 = 7$ $URSS = 0,002 79$
30	1.007	0.001	
31	1.006	-0.002	
32	1.005	-0.005	
33	1.003	-0.006	
34	0.999	-0.004	
35	0.999	-0.004	

Zdroj: Vlastní výpočty.

Použitím vztahu (10) docházíme k hodnotám uvedeným v šedém sloupci tabulky 3. Z těchto hodnot stanovíme  $RSS$  a  $URSS$ , dle vztahu (10) je pak  $F = 4,039 95$ . Protože  $F > F_{0,95}(7; 21) = 2,487 58$ , Chowův předpovědní test potvrdil oprávněnost predikce údaje o hodnotě dynamiky HDP ve 2. čtvrtletí roku 2010, a zároveň ukázal, že zde lze v prognóze vývoje očekávat změnu chování (dnes už ostatně víme, že reálný vývoj hospodářství skutečně tuto prognózu potvrdil zpomalením dynamiky v letech 2011 – 2012).

Podobnou analýzu bychom pochopitelně mohli analogicky provést i pro předchozí potenciální body zvrátí. Použitím pro bod poslední (2. čtvrtletí roku 2010) jsme chtěli spíše zvýraznit jeho predikční „schopnost“ pro další úvahy

o aktuálním vývoji ekonomiky, protože to z věcného hlediska považujeme za důležitější. K zachování podmínek aplikace Chowova předpovědního testu ještě formálně dodejme, že pokud bychom jej použili i pro některý předchozí bod zvratu, přičemž by počet pozorování  $T_1$  v prvním segmentu před změnou byl patrně menší než počet pozorování  $T_2$  v segmentu druhém, tento test lze založit na konstrukci zpětné předpovědi z druhého segmentu pro segment první (Cipra, 2008).

T a b u l k a 4

**Probitová indikace bodů zvratu (bez posunu vysvětlujících proměnných)**

Rok	Čtvrtletí	Zvrat	Probit	$Y_t$
2003	Q1	.	.	.
	Q2	0	<b>0.163</b>	0.063
	Q3	0	<b>0.312</b>	0.089
	Q4	0	<b>0.163</b>	0.063
2004	Q1	0	<b>0.558</b>	0.122
	Q2	0	<b>0.275</b>	0.083
	Q3	<b>1</b>	<b>0.117</b>	<b>0.053</b>
	Q4	0	<b>0.136</b>	0.058
2005	Q1	0	<b>0.558</b>	0.122
	Q2	0	<b>0.538</b>	0.119
	Q3	0	<b>0.393</b>	0.100
	Q4	0	<b>0.627</b>	0.131
2006	Q1	0	<b>0.394</b>	0.100
	Q2	0	<b>0.904</b>	0.182
	Q3	0	<b>0.441</b>	0.107
	Q4	0	<b>0.217</b>	0.074
2007	Q1	<b>1</b>	<b>0.999</b>	<b>0.272</b>
	Q2	0	<b>0.624</b>	0.131
	Q3	0	<b>0.277</b>	0.084
	Q4	0	<b>0.418</b>	0.104
2008	Q1	0	<b>0.316</b>	0.090
	Q2	0	<b>0.250</b>	0.079
	Q3	0	<b>0.481</b>	0.112
	Q4	0	<b>0.050</b>	0.029
2009	Q1	<b>1</b>	<b>0.735</b>	<b>0.147</b>
	Q2	0	<b>0.985</b>	0.227
	Q3	0	<b>0.962</b>	0.206
	Q4	0	<b>0.934</b>	0.192
2010	Q1	0	<b>0.146</b>	0.060
	Q2	<b>1</b>	<b>0.269</b>	<b>0.082</b>
	Q3	0	<b>0.152</b>	0.061
	Q4	0	<b>0.443</b>	0.107
2011	Q1	0	<b>0.818</b>	0.161
	Q2	0	<b>0.562</b>	0.122
	Q3	0	<b>0.412</b>	0.103
	Q4	0	<b>0.839</b>	0.165
průměr =		0.114	průměr =	0.114
s =		0.314	s =	0.052

Zdroj: Vlastní výpočty.

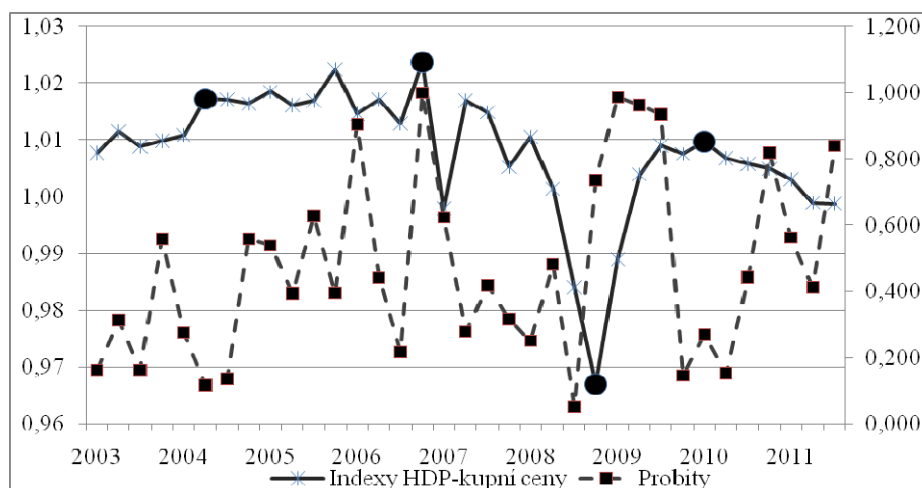
Vraťme se ale nyní po ověření významnosti bodů zvratu k formalizaci probitové úlohy. Pro časové body, odpovídající zvratům, v probitové indikaci použijeme systém umělé alternativní proměnné typu „0 – 1“, tj. zvrát označíme pochopitelně hodnotou „1“, ostatní časové body „0“. Výstupy probitové indikace bodu zvratu nyní ukažme v tabulkovém i grafickém vyjádření (tabulka 4 a graf 3). Hodnoty  $Y$  udávají regresní odhady vektoru teoretických hodnot lineární regresní nadrovin  $\pi$  podle rovnice (3), resp. její konkrétní estimaci podle (7):

$$Y = \text{est } \pi = a_0 + a_1x_1 + a_2x_2 + a_3x_3 + a_4x_4 + a_5x_5 + a_6x_6 = -1,024 - 0,132x_1 + 0,534x_2 + 0,003x_3 - 0,061x_4 - 0,255x_5 + 1,005x_6. \quad (7a)$$

Probity odpovídající hodnotám  $Y$  jsou určeny podle rovnice (5). Veličinou „0 – 1“ jsou v duchu výše uvedených poznámek označeny body zvratu (umělá proměnná). Dále uvádíme i odhady průměru a směrodatné odchylky  $s$ .

Graf 3

**Probity bodů zvratu (bez posunu vysvětlujících proměnných)**



Zdroj: <www.czso.cz>, vlastní výpočty.

Z tabulky 4 a grafu 3 lze odečíst, že hodnoty probitů v některých případech nepříliš přesvědčivě indikují body zvratu ve vývoji české ekonomiky (např. pro bod zvratu 2004/Q3 je pravděpodobnost zvratu, daná probitem, pouhých 0,117; podobně pro bod zvratu 2010/Q2 je probit jen 0,269; naproti tomu ale např. pro zvrát v období 2007/Q1 je pravděpodobnost zvratu odhadnuta na 0,999). Proto musí nyní následovat fáze 2 (uvedená níže). Koeficient determinace v tomto případě při použití lineární regresní nadrovin bez Koyckova odhadu posunu vysvětlujících proměnných činí pouhých  $r^2 = 0,027425 = 2,7425\%$ .

### Fáze 2

Přistoupíme k analýze a aplikaci posunutí vysvětlujících proměnných (ukazatelů), a to pomocí Koyckova LDM s časově posunutou vysvětlující proměnnou (Koyck, 1954). Jinak řečeno: určíme, jak velký je posun mezi bazálním ukazatelem HDP a sadou jednotlivých vysvětlujících proměnných. Výsledky posunu podle jednotlivých vysvětlujících proměnných  $x$  shrnuje tabulka 5.

Tabulka 5

Velikost Koyckova posunutí vůči HDP

Proměnná $x$	LDM : HDP = $f(x)$	Posunutí $\bar{p}$
IPP	$0.910 + 0.093 x_t$	0.730
ISP	$0.950 + 0.057 x_t$	1.600
MNZ	$0.984 + 0.003 x_t$	1.408
ISZ	$0.998 + 0.009 x_t$	1.423
MZD	$0.848 + 0.153 x_t$	1.217
KDV	$1.061 - 0.051 x_t$	1.593

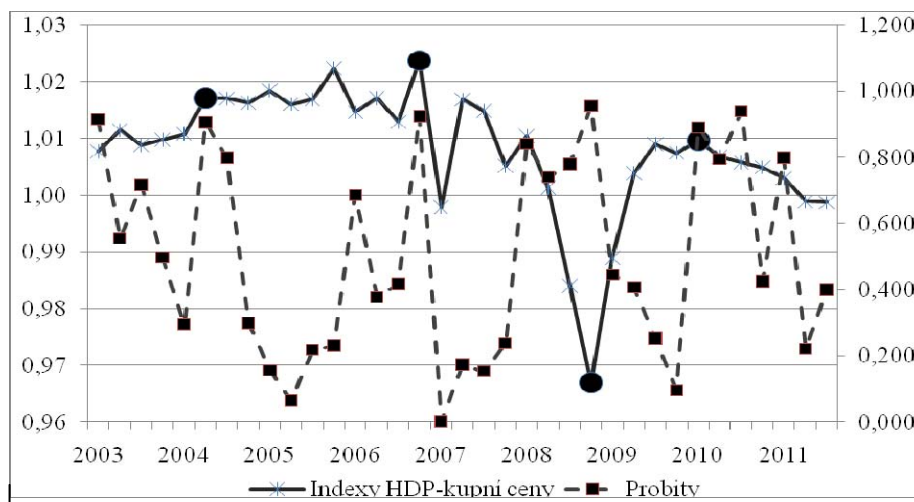
Zdroj: Vlastní výpočty.

Nejprve jsme experimentálně uvažovali posun („předstih“) proti vývoji HDP všech proměnných  $x$ , a to iteračně zatím pouze o jediné čtvrtletí. Poté jsme znovu, analogicky jako výše, určili hodnoty probitů. Konkrétní estimaci jsme opět provedli podle vztahu (7):

$$Y_{\text{lag}(1Q)} = 3,181 - 0,151x_1 - 0,897x_2 - 0,019x_3 + 0,610x_4 - 1,167x_5 - 1,236x_6. \quad (7b)$$

Graf 4

Probity bodů zvratu (při posunu vysvětlujících proměnných o jedno čtvrtletí)



Zdroj: <www.czso.cz>; vlastní výpočty.



Probity, indikující body zvratu a odpovídající hodnotám  $Y_t$ , jsou určeny opět podle rovnice (5); výsledky přináší tabulka 6 a graf 4. Koeficient determinace v případě využití lineární regresní nadroviny s odhadem posunu všech vysvětlujících proměnných  $x$  o právě jedno čtvrtletí v porovnání s výpočtem podle (7a) výrazně vzrostl a činí  $r^2 = 0,253\ 032 = 25,303\ 2\ %$ .

T a b u l k a 6

**Probitová indikace bodů zvratu (při posunu vysvětlujících proměnných o jedno čtvrtletí)**

Rok	Čtvrtletí	Zvrat	Probit	$Y_t$
2003	Q1	.	.	.
	Q2	0	<b>0.915</b>	0.331
	Q3	0	<b>0.555</b>	0.136
	Q4	0	<b>0.718</b>	0.205
2004	Q1	0	<b>0.497</b>	0.113
	Q2	0	<b>0.295</b>	0.030
	Q3	<b>1</b>	<b>0.906</b>	<b>0.322</b>
	Q4	0	<b>0.800</b>	0.247
2005	Q1	0	<b>0.299</b>	0.031
	Q2	0	<b>0.157</b>	-0.045
	Q3	0	<b>0.065</b>	-0.124
	Q4	0	<b>0.219</b>	-0.008
2006	Q1	0	<b>0.231</b>	-0.002
	Q2	0	<b>0.686</b>	0.191
	Q3	0	<b>0.378</b>	0.065
	Q4	0	<b>0.417</b>	0.081
2007	Q1	<b>1</b>	<b>0.925</b>	<b>0.341</b>
	Q2	0	<b>0.002</b>	-0.342
	Q3	0	<b>0.175</b>	-0.033
	Q4	0	<b>0.154</b>	-0.047
2008	Q1	0	<b>0.238</b>	0.002
	Q2	0	<b>0.841</b>	0.272
	Q3	0	<b>0.740</b>	0.216
	Q4	0	<b>0.781</b>	0.237
2009	Q1	<b>1</b>	<b>0.956</b>	<b>0.383</b>
	Q2	0	<b>0.446</b>	0.093
	Q3	0	<b>0.407</b>	0.077
	Q4	0	<b>0.254</b>	0.010
2010	Q1	0	<b>0.097</b>	-0.091
	Q2	<b>1</b>	<b>0.891</b>	<b>0.309</b>
	Q3	0	<b>0.795</b>	0.245
	Q4	0	<b>0.939</b>	0.359
2011	Q1	0	<b>0.425</b>	0.085
	Q2	0	<b>0.799</b>	0.247
	Q3	0	<b>0.222</b>	-0.006
	Q4	0	<b>0.400</b>	0.075
průměr =		0.114	průměr =	0.114
s =		0.314	s =	0.158

Zdroj: Vlastní výpočty.

Vidíme tedy, že aplikací posunu u všech vysvětlujících proměnných o právě jedno čtvrtletí došlo k citelnému zlepšení výsledného modelu, což vizuálně potvrzuje i graf 4 v porovnání s grafem 3. Přístupme nyní, jak patrně z tabulky 5,

k diferencovanému nastavení posunu u některých proměnných  $x$ . Konkrétně, vzhledem k vypočteným posunům  $\bar{p}$ , vložíme do probitového modelu u ukazatelů ISP, ISZ a KDV posun o dvě čtvrtletí, u ukazatelů IPP, MNZ a u MZD ponechme čtvrtletí jedno. Následně podle vztahu (7) odhadneme konkrétně rovnici

$$Y_{\text{lag}(1Q \text{ až } 2Q)} = 1,485 - 0,254x_1 + 1,450x_2 - 0,026x_3 + 0,699x_4 - 3,392x_5 + 0,401x_6. \quad (7c)$$

Výsledky probitové indikace shrneme v tabulce 7, již odpovídá i graf 5.

T a b u l k a 7

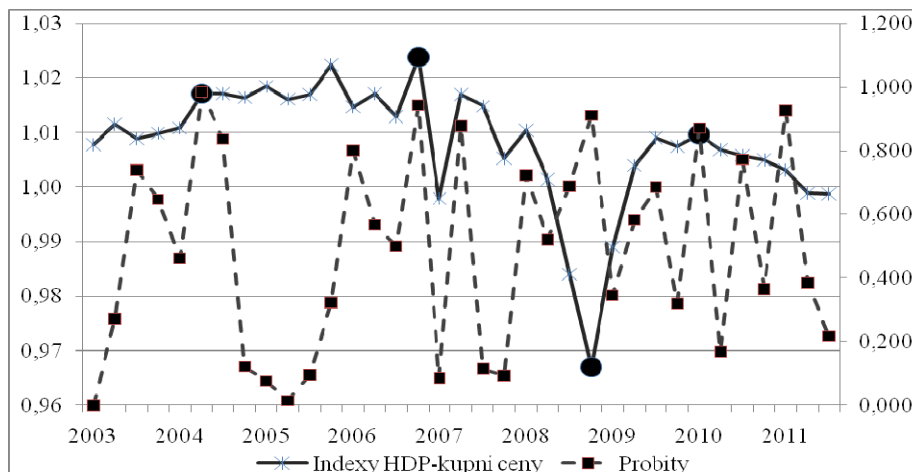
**Probitová indikace bodů zvratu (při posunu vysvětlujících proměnných o jedno až dvě čtvrtletí)**

Rok	Čtvrtletí	Zvrat	Probit	$Y_t$
2003	Q1	.	.	.
	Q2	.	.	.
	Q3	0	<b>0.272</b>	0.010
	Q4	0	<b>0.738</b>	0.231
2004	Q1	0	<b>0.646</b>	0.184
	Q2	0	<b>0.461</b>	0.101
	Q3	<b>1</b>	<b>0.985</b>	<b>0.502</b>
	Q4	0	<b>0.836</b>	0.292
2005	Q1	0	<b>0.121</b>	-0.090
	Q2	0	<b>0.076</b>	-0.136
	Q3	0	<b>0.015</b>	-0.269
	Q4	0	<b>0.096</b>	-0.114
2006	Q1	0	<b>0.322</b>	0.036
	Q2	0	<b>0.801</b>	0.268
	Q3	0	<b>0.566</b>	0.148
	Q4	0	<b>0.500</b>	0.118
2007	Q1	<b>1</b>	<b>0.943</b>	<b>0.399</b>
	Q2	0	<b>0.085</b>	-0.126
	Q3	0	<b>0.878</b>	0.324
	Q4	0	<b>0.115</b>	-0.095
2008	Q1	0	<b>0.094</b>	-0.116
	Q2	0	<b>0.722</b>	0.223
	Q3	0	<b>0.520</b>	0.127
	Q4	0	<b>0.688</b>	0.205
2009	Q1	<b>1</b>	<b>0.911</b>	<b>0.357</b>
	Q2	0	<b>0.345</b>	0.047
	Q3	0	<b>0.583</b>	0.155
	Q4	0	<b>0.685</b>	0.204
2010	Q1	0	<b>0.319</b>	0.034
	Q2	<b>1</b>	<b>0.871</b>	<b>0.318</b>
	Q3	0	<b>0.168</b>	-0.053
	Q4	0	<b>0.772</b>	0.250
2011	Q1	0	<b>0.366</b>	0.057
	Q2	0	<b>0.925</b>	0.373
	Q3	0	<b>0.383</b>	0.065
	Q4	0	<b>0.217</b>	-0.021
průměr =		0.118	průměr =	0.118
s =		0.318	s =	0.178

Zdroj: Vlastní výpočty.

Graf 5

Probity bodů zvratu (při posunu vysvětlujících proměnných o jedno až dvě čtvrtletí)



Zdroj: <www.czso.cz>; vlastní výpočty.

Koeficient determinace v případě využití lineární regresní nadroviny s odhadem posunu vysvětlujících proměnných o jedno, resp. dvě čtvrtletí činí  $r^2 = 0,312\ 347 = 31,234\ 7\ %$ . Proti probitové rovnici (7b) aplikací rovnice (7c) došlo i ke zlepšení výsledné regrese. Z věcného hlediska posun některých vysvětlujících proměnných  $x$  o dvě čtvrtletí tedy přinesl další zlepšení vlastností probitové indikace bodů zvratu (v porovnání s paušálním posunem všech vysvětlujících proměnných  $x$  o jediné čtvrtletí).

Povšimněme si ještě i další vlastnosti – k nárůstu hodnot probitů směrem k hodnotě pravděpodobnosti 1 dochází postupně už před signalizovaným bodem zvratu. Nejde tedy o nějaký nahodilý extrém mezi jednotlivými hodnotami probitů, nýbrž o postupný nárůst „zvrátového“ potenciálu analyzovaného procesu, o postupné kumulování potenciálu těsně před zvratem, ke kumulování „zvrátové energie“, což vyvrcholí překročením určité prahové meze – viz uvedená podmínka (4). Z věcného hlediska růst probitového „napětí“ před dosažením bodu zvratu představuje i určitý seismograf měnícího se ekonomického vývoje (pochopitelně, oběma směry). Tato skutečnost nás logicky povede ke snaze využít probitovou indikaci k pokusu předvídat možnost zvratu hospodářského vývoje.

#### 4. Kudy ubírat další práce

Oprávněně můžeme vyslovit požadavek, aby nejdůležitější úlohou metody probitové indikace byla včasná, signální předpověď narůstajícího potenciálu bodu zvratu ve vývoji ekonomiky.

Přineslo by to podstatnou informaci pro rozhodování o hospodářské politice, a to nejen pro potřeby hospodářské politiky státu, ale i pro podporu rozhodování z pohledu podnikatelské a investiční sféry.

Analýza predikčního potenciálu probitové metody, tedy analýza, jež by rozšířila výpověď zde použitého Chowova předpovědního testu podle vztahu (10) a jež by byla založena na metodách typu *Out of Sample*, vč. následného hodnocení přesnosti předpovědí (detaily viz zejména v Theil, 1966; Kozák a Seger, 1975), tvoří pokračování probitových předpovědí bodů zvratu. Podobná analýza nebude omezena pouze na konstrukci triviálních bodových vývojových předpovědí, nýbrž musí být bezprostředně doprovázena technikami následného rozboru chyb předpovědí, propočtem RMSD (Root-mean-square deviation) či RMSE (Root-mean-square error) Theilových rozkladů, PS-diagramů apod. To již výrazně překračuje rozměr této stati a tvoří téma spíše pro samostatný článek. Přistoupit k metodám z kategorie *Out of Sample* ale i tak vyžaduje poměrně rozsáhlou předběžnou metodickou a datovou přípravu. Proto je potřeba dořešit, a hlavně pak experimentálně ověřit některé důležité skutečnosti, které ovlivňují kvalitu dat na vstupu do předpovídání podle probitového modelu. Těchto dosud otevřených otázek (zejména na straně charakteru a formálního uspořádání vysvětlujících proměnných  $x$ ) lze vytipovat hned několik:

- *Volba cenové hladiny u některých objemových ukazatelů* – dosud není uspokojivě prokázáno, zda k lepším výsledkům vede používání stálých cen,<sup>5</sup> běžných cen, cen předchozího roku apod. To se samozřejmě týká nejen proměnných vysvětlujících  $x$ , ale i proměnné, která vystupuje v roli proměnné vysvětlované (v naší ilustraci šlo přirozeně o HDP). Uspokojivé odpovědi na tento problém lze dosáhnout pouze experimentálním ověřováním; teoretická konstrukce odpovědi prakticky není možná (už jen z toho důvodu, že nejsme obecně schopni podat, při současném stupni poznání z hlediska teorie pravděpodobnosti, uspokojivý obraz chování jednotlivých proměnných coby náhodných veličin, a to tradiční formou popisu jejich stochastické distribuce).

- *Nakládání s daty původními nebo s daty sezonně očištěnými* je další nepříliš jasnou okolností kvality probitového modelu; dosud není zcela jasné, jaká forma vstupních dat vede k lepším výsledkům. Odpověď lze hledat opět jen v experimentální rovině. Jistou komplikací ale je, že z veřejných zdrojů dat obvykle není příliš známo, jaké procedury sezonního očištění bylo použito, popř. to, zda všechny ukazatele, které bychom do modelu aplikovali jako sezonně očištěné, byly sezonně očištěné stejnou procedurou.

- *Délka použitých časových řad* – empirickou odpověď, spíše delší, můžeme vnímat jako určité „oddělené“ časové úseky, a pak je vždy lepší „delší“ řada.

---

<sup>5</sup> Ve smyslu cen předchozího roku zřetězených se základem ve zvoleném roce.

• Vedle aplikace probitové indikace je možné komparačně experimentálně ověřovat i případnou *použitelnost indikace logitové* (pokud bychom tedy vycházeli z předpokladu, že rozdělení náhodné veličiny  $H$  je logistické); výsledky takovéto srovnávací analýzy mezi probitovou a logitovou analýzou by nepochybně výraznou měrou ovlivnily prognostický potenciál celé metody.

• *Obezřetné zacházení s množinou vysvětlujících proměnných z hlediska multikolinearity.* Není ani tak problémem formální empirické ověření, popř. otestování existence či neexistence multikolinearity, jako spíše její věcné souvislosti – do modelu nemá smysl zařazovat jako vysvětlující proměnné ty ukazatele, které vystupují buď ve výdajové metodě konstrukce HDP (např. výdaje na konečnou spotřebu, tvorba fixního kapitálu atd.), nebo v metodě výrobní (např. ukazatele vývoje přidaných hodnot v jednotlivých odvětvích apod.). Zde pomůže jen důkladný věcný rozbor.

Pokud jde o poslední uvedenou otázku, a sice o multikolinearitu, její existenci či neexistenci (na rozdíl od ostatních výše uvedených problémů) formálně lze otestovat a prokázat. V takovém případě vyjdeme z korelační matice vysvětlujících proměnných, která má v našem případě vysvětlujících proměnných z rovnice (7c) tuto podobu:

	<i>IPP</i>	<i>ISP</i>	<i>MNZ</i>	<i>ISZ</i>	<i>MZD</i>	<i>KDV</i>
<i>IPP</i>	1	0.2712	-0.2617	0.3224	0.4650	-0.0758
<i>ISP</i>	0.2712	1	0.1666	0.2487	0.5663	0.1004
<i>MNZ</i>	0.2617	0.1666	1	0.0740	-0.0807	-0.2633
<i>ISZ</i>	0.3224	0.2487	0.0740	1	-0.6792	-0.2927
<i>MZD</i>	0.4650	0.5663	-0.0807	-0.6792	1	-0.4523
<i>KDV</i>	-0.0758	0.1004	-0.2633	-0.2927	-0.4523	1

*Zdroj:* Vlastní výpočty.

Už jen letmý pohled na korelační matici nesignalizuje nijak podstatné riziko existence multikolinearity v námi zvoleném systému vysvětlujících proměnných, žádný z párových koeficientů korelace není v absolutní hodnotě vyšší než cca 0,75 až 0,80, jak bývá obvykle požadováno. Přesto je vhodné v probitové indikaci použít i přesnější rozhodnutí o tom, zda určitá závislost mezi vysvětlujícími proměnnými neexistuje. Zvláště pak proto, že v metodě aplikujeme klasické regresní postupy na časové řady. K tomu účelu použijeme Farrarův-Glauberův test, u něhož se multikolinearita chápe jako odklon od lineární závislosti (ortogonalita) a testuje se hypotéza nezávislosti mezi vysvětlujícími proměnnými (blíže např. Seger, Hindls a Hronová, 1998, s. 298 – 300).

Testovým kritériem Farrarova-Glauberova testu je statistika

$$FG = - \left[ n - 1 - \frac{1}{6}(2p + 5) \right] \ln |R_x|, \quad (11)$$

kde

$n$  – rozsah výběru,  
 $p$  – počet vysvětlujících proměnných,  
 $|R_x|$  – determinant korelační matice párových korelačních koeficientů všech dvojic vysvětlujících proměnných.

Testové kritérium (11) má při platnosti nulové hypotézy o nezávislosti systému  $p$  vysvětlujících proměnných stochastickou distribuci  $\chi^2$  o  $[p(p-1)/2]$  stupních volnosti. Kritický obor vymezuje nerovnost

$$FG \geq \chi_{1-\alpha}^2 [p(p-1)/2], \quad (12)$$

kde

$\chi_{1-\alpha}^2 [p(p-1)/2]$  – příslušný kvantil rozdělení  $\chi^2$  pro hladinu významnosti  $\alpha$ .

Pokud platí výraz (12), zamítá se nulová hypotéza o nezávislosti mezi vysvětlujícími proměnnými a multikolinearita se pak považuje za prokázanou (statisticky významnou), což pochopitelně musí vést k následné revizi celého postupu probitové indikace.

V našem případě vychází  $|R_x| = 0,601\ 007$  a  $FG = 15,359\ 332$ . Pro hladinu významnosti např.  $\alpha = 0,1$  je  $\chi_{1-\alpha}^2 [15] = 22,30$ . Tedy  $FG = 15,359\ 332 < 22,30 = \chi_{1-\alpha}^2 [15]$ , takže v námi použitém modelu probitové indikace se statisticky významná multikolinearita neobjevuje.

\* \* \*

Pokud by měl být reálně využíván predikční potenciál probitové indikace, je třeba nalézt uspokojivé odpovědi na výše položené otázky. Klíč leží především v sadě použitých vysvětlujících proměnných, v jejich přiměřených statistických vlastnostech (včetně obsahové náplně ukazatelů) a v jejich „metodické“ dostupnosti a jednoznačnosti, což logicky předpokládá i jistou metodickou stabilitu ukazatelů pro futuro.

## Literatura

- ANDĚL, J. (1993): Statistické metody. Praha: MATFYZPŘES.  
 AUE, A. – HORVÁTH, L. – HUŠKOVÁ, M. – KOKOSZKA, P. (2006): Change-point Monitoring in Linear Models. The Econometrics Journal, 9, č. 3, s. 373 – 403.  
 BAKYTOVÁ, H. – HÁTLE, J. – NOVÁK, I. – UGRON, M. (1986): Statistická indukce pro ekonomii. Praha: SNTL/ALFA.  
 CIPRA, T. (2008): Finanční ekonometrie. Praha: Ekopress. ISBN 978-80-86929-43-9.

- ESA 1995: (European System of Accounts) (1996): *Système Européen des Comptes – SEC 1995*. Luxembourg: EUROSTAT. ISBN 92-827-7955-6.
- FAYOLLE, J. (1987): *Pratique contemporaine de l'Analyse conjoncturelle*. Paris: Economica. ISBN 2-7178-1368-3.
- FISCHER, J. (2004): Stabilita čtvrtletních odhadů užití hrubého domácího produktu. *Politická ekonomie*, *LII*, č. 3, s. 344 – 354.
- FISCHER, J. – SIXTA, J. (2009): K propočtu souhrnné produktivity faktorů. *Politická ekonomie*, *LVII*, č. 4, s. 544 – 554.
- GREGORY, P. R. – RUFFIN, R. J. (1997): *Principles of Economics*. Addison – Wesley: Reading Massachusetts. ISBN 0-673-994880.
- HÁJEK, M. (2008): Ekonomický růst v České republice a nových členských zemích Evropské unie v období 1995 – 2006. *Politická ekonomie*, *LVI*, č. 4, s. 435 – 448.
- HÁTLE, J. – LIKEŠ, J. (1974): *Základy počtu pravděpodobnosti a matematické statistiky*. 2. vydání. Praha: SNTL.
- HORVÁTH, L. – HUŠKOVÁ, M. – KOKOSZKA, P. – STEINBACH, J. (2004): Monitoring Changes in Linear Models. *Journal of Statistical Planning and Inference*, *126*, č. 1, s. 225 – 251.
- HRONOVÁ, S. – FISCHER, J. – HINDLS, R. – SIXTA, J. (2009): *Národní účetnictví – nástroj popisu globální ekonomiky*. Praha: C. H. Beck. ISBN 978-80-7400-153-6.
- HRONOVÁ, S. – HINDLS, R. (2002): Detekce a prognóza bodů obratu v ekonomickém vývoji. *Politická ekonomie*, *L*, č. 2, s. 217 – 227.
- KAHANE, J. P. (1973): *Slučajnyje funkcionalnyje rjady*. Moskva: Izdatelstvo Mir. [Překlad z anglického originálu *Some Random Series of Function*.]
- KOYCK, L. M. (1954): *Distributed Lags and Investment Analysis*. Amsterdam: North-Holland Publishing Company.
- KOZÁK, J. – SEGER, J. (1975): *Jednoduché statistické metody v prognostice*. Praha: SNTL.
- LAHIRI, K. – MOORE, G. H. (1993): *Leading Economic Indicators*. Cambridge: Cambridge University Press. ISBN 978-05-2143-858-2.
- MAREK, L. (2010): Analýza vývoje mezd v ČR v letech 1995 – 2008. *Politická ekonomie*, *LVIII*, č. 2, s. 186 – 206.
- PŘIBOVÁ, M. – MYNÁŘOVÁ, L. – HINDLS, R. – HRONOVÁ, S. (2000): *Strategické řízení značky. Brand Management*. Praha: Ekopress. ISBN 80-86119-27-0.
- SEGER, J. – HINDLS, R. – HRONOVÁ, S. (1998): *Statistika v hospodářství*. Praha: E. T. C. Publishing. ISBN 80-86006-56-5.
- ŠILHÁNOVÁ, Š. (2003): Řetězové metody v národních účtech. *Statistika*, *40*, č. 1, s. 26 – 38.
- THEIL, H. (1966): *Applied Economic Forecasting*. Amsterdam: North-Holland Publishing Company.
- THOMSON, P. (2001): Transformation and Trend-Seasonal Decomposition. [Proceedings of the 53<sup>th</sup> Session of the International Statistical Institute.] Seoul: ISI.
- WALD, A. (1947): *Sequential Analysis*. New York: J. Wiley.

## Příloha – datový přehled proměnných

Rok	Čtvrtletí	HDP	Indexy HDP	$x_1$ (IPP)	$x_2$ (ISP)	$x_3$ (MNZ)	$x_4$ (ISZ)	$x_5$ (MZD)	$x_6$ (KDV)
2003	Q1	687 252	.	.	.	.	.	.	.
	Q2	692 578	1.008	1.021	1.047	7.7	0.993	1.048	0.962
	Q3	700 535	1.011	1.033	1.152	8.0	1.248	1.049	0.948
	Q4	706 717	1.009	0.978	1.130	8.1	1.007	1.060	0.915
2004	Q1	713 662	1.010	1.112	1.134	8.4	1.155	1.089	1.004
	Q2	721 381	1.011	1.134	1.148	8.4	1.573	1.068	0.981
	Q3	733 759	1.017	1.082	1.071	8.2	1.375	1.098	0.981
	Q4	746 283	1.017	1.090	1.036	8.2	0.946	1.088	0.977
2005	Q1	758 498	1.016	1.106	1.003	8.1	0.924	1.082	1.058
	Q2	772 491	1.018	1.042	1.018	8.0	0.744	1.084	1.029
	Q3	784 898	1.016	1.043	1.054	7.8	0.908	1.077	1.000
	Q4	798 169	1.017	1.053	1.105	7.8	0.956	1.054	1.002
2006	Q1	816 050	1.022	1.116	1.024	7.7	1.301	1.075	1.049
	Q2	828 028	1.015	1.065	1.047	7.3	1.203	1.068	1.105
	Q3	842 194	1.017	1.071	1.079	7.0	1.067	1.067	1.006
	Q4	853 076	1.013	1.082	1.072	6.5	1.496	1.078	1.009
2007	Q1	873 324	1.024	1.137	1.280	5.9	0.819	1.091	1.067
	Q2	871 453	0.998	1.108	1.082	5.5	0.928	1.081	1.033
	Q3	886 196	1.017	1.095	0.995	5.1	0.738	1.082	1.021
	Q4	899 373	1.015	1.088	1.034	4.8	0.875	1.080	1.028
2008	Q1	904 077	1.005	1.021	1.007	4.6	1.355	1.103	1.055
	Q2	913 503	1.010	1.039	0.977	4.3	1.165	1.085	1.048
	Q3	914 770	1.001	1.008	1.064	4.2	1.254	1.070	1.032
	Q4	900 171	0.984	0.860	0.958	4.4	1.148	1.048	0.974
2009	Q1	870 470	0.967	0.810	0.892	5.7	0.676	0.983	1.070
	Q2	860 876	0.989	0.810	1.012	6.5	0.864	0.967	1.091
	Q3	864 267	1.004	0.868	1.003	7.2	0.764	0.977	1.077
	Q4	872 034	1.009	0.979	1.020	7.5	0.657	0.988	1.064
2010	Q1	878 565	1.007	1.069	0.773	7.6	1.008	0.975	1.093
	Q2	887 055	1.010	1.115	0.917	7.4	1.088	0.997	1.056
	Q3	893 082	1.007	1.107	0.972	7.2	1.309	1.013	1.023
	Q4	898 263	1.006	1.118	0.979	7.0	0.866	0.998	1.036
2011	Q1	902 695	1.005	1.123	1.059	6.9	1.378	1.015	1.084
	Q2	905 462	1.003	1.090	0.948	6.8	0.764	1.023	1.065
	Q3	904 490	0.999	1.037	0.910	6.6	0.766	1.005	1.055
	Q4	903 369	0.999	1.031	0.992	6.5	0.908	1.001	1.081

*Vysvětlivky:* HDP – hrubý domácí produkt, IPP – index průmyslové produkce, ISP – index stavební produkce, MNZ – míra nezaměstnanosti, ISZ – index stavebních zakázek, MZD – mzdy a platy, KDV – krytí dovozu vývozem. Definice ukazatelů viz část 1.

*Zdroj:* <www.czso.cz>.