

PŘÍSPĚVEK K ČASNĚJŠÍM ODHADŮM  
HODNOT ČTVRTLETNÍCH NÁRODNÍCH ÚČTŮ

DOI: 10.18267/j.polek.1101

Luboš Marek, Stanislava Hronová, Richard Hindls\*

## Abstract

## Contribution to the Earlier Estimations of Quarterly National Accounts

Quarterly national accounts provide short-term macroeconomic information matched with those of the annual accounts. Their mission is to provide synthetic information as soon as possible after the end of the quarter. Due to the pressure, caused by Eurostat shortening deadlines on publishing this information, the task is more of creating a methodology to be used in the Czech Republic. Based on faster and more efficient approaches, it should enable to perform and present estimates of aggregates of quarterly national accounts for the last quarter (and forecasts for the current quarter) at a satisfactory level of reliability. Basic considerations on the methods of quarterly estimation should therefore depend on indirect methods, *ie.*, on mathematical and statistical models, that enable (given there is a system of short survey estimates) to accelerate and shorten publishing. The article offers an original methodology of estimating quarterly national accounts values, based on time series analysis and presents the results on the data of national accounts of the Czech Republic.

**Keywords:** system of national accounts, quarterly accounts, mathematical and statistical approach to the compilation of quarterly national accounts

**JEL Classification:** E01, C02, N01

## Úvod

Úlohou čtvrtletních národních účtů je poskytovat makroekonomické informace, relativně podrobné a sladěné s ročními národními účty. Čtvrtletní účty umožňují sledovat konjunkturální pohyby, rychleji odhadovat vývoj vzájemně souvisejících agregátů a přiměřeně rychle zachycovat vývoj národního hospodářství a jeho součástí (odvětví a sektorů) během roku; mají tedy poskytovat „*co nejdříve*“ souhrnnou informaci o vývoji národního hospodářství za uplynulé čtvrtletí. V současné době se požadavek „*co nejdříve*“ promítá do tlaku na další zkracování termínů prezentace údajů čtvrtletních účtů. Tendence je mít k dispozici první předběžný odhad už do 30 dnů po skončení čtvrtletí a pro potřeby rozhodování jej dále zpřesňovat ve lhůtě 60, resp. 90 dnů od konce čtvrtletí (režim „30-60-90“). Tento náročný koncept se v nárocích na hospodářskou a statistickou praxi v České republice promítne už

\* **Luboš Marek, Stanislava Hronová, Richard Hindls** (lubos.marek@vse.cz; stanislava.hronova@vse.cz; richard.hindls@vse.cz), Vysoká škola ekonomická v Praze, Fakulta informatiky a statistiky. Článek vznikl s podporou Grantové agentury České republiky projektu P402/12/G097 DYME – *Dynamické modely v ekonomii* a díky institucionální podpoře na dlouhodobý koncepční rozvoj výzkumné organizace (RVO) Fakulty informatiky a statistiky Vysoké školy ekonomické v Praze.

během nejbližších dvou až tří let. Tak totiž v současnosti definuje svoje požadavky vůči výzkumu decizní sféra; ta tyto informace potřebuje pro podporu svého konceptuálního rozhodování.

Zkracování lhůt pro zveřejňování prvních odhadů hodnot čtvrtletních agregátů pochopitelně redukuje možnosti využívání statistických šetření a naopak akcentuje potřebu využívat v hojnější míře ekonomicko-matematických a statistických metod, metod regresní analýzy a analýzy ekonomických časových řad. Jestliže současný standard konstrukce ročních národních účtů (nejen České republiky) stále vychází hlavně z rozsáhlých šetření, potom výše uvedené přísnější časové nároky na čtvrtletní národní účty už zdaleka nebudou jen otázkou aplikace výsledků statistických zjišťování, ale zejména otázkou kombinací těchto zjišťování s modelováním při výrazně větším podílu modelování. A to vše při splnění náročných kritérií jak po stránce věcné, tak i formálně matematické. Z podstaty výzkumu i praxe v této oblasti tedy plyne fakt, že zatímco cílem konstrukce ročních národních účtů je disponovat co nejvěrohodnějšími informacemi, a to i za cenu poměrně dlouhých lhůt získávání hodnot těchto agregátů, je cílem čtvrtletních národních účtů poskytovat co nejaktuálnější pohled na vývoj ekonomiky, a to při velmi krátkých lhůtách pro prezentaci čtvrtletních agregátů.

Zveřejňování hodnot čtvrtletních národních účtů v režimu „30–60–90“ dnů po skončení čtvrtletí požadovaný Eurostatem však není lineární procedurou pouhého zpřesňování předběžných údajů s postupujícím časem. V průběhu času dochází ke zpodrobnování údajů. První odhad („30“, tj. do 30 dnů) je totiž v podstatě jenom čtvrtletním odhadem tempa růstu HDP (resp. jeho absolutní hodnoty). Navazující odhad („60“) už má poskytnout další strukturální hodnoty (na straně zdrojů jde o data o hrubých přidaných hodnotách podle odvětví, na straně užití o data o výdajích na konečnou spotřebu, na tvorbu kapitálu a na čistý vývoz). Třetí odhad („90“) je vázán už na nutnost sestavit sektorové čtvrtletní národní účty.

Odlišnosti ve věcných požadavcích na jednotlivé časové fáze režimu publikování „30–60–90“ se pochopitelně musí odrazit i v metodách získávání údajů. Tento článek si proto klade za cíl poskytnout novou, originální metodickou podporu těmto předběžným odhadům v oblasti modelování. Zatímco terénní získávání dat náleží spíše do rutinní činnosti státní statistické služby, role tohoto originálního modelového metodického přístupu je odpovědí na naléhavost řešení problému zkracování lhůt publikování údajů čtvrtletních národních účtů. Přejít z dosavadního schématu „45–70–90“, obvyklého v ČR, ke schématu „30–60–90“ není totiž jen otázkou rychlejší statistické práce, ale je zcela zásadní změnou přístupu ke čtvrtletním odhadům, tj. opuštění přímých metod a přechod k nepřímým metodám sestavování čtvrtletních národních účtů.

## 1. Formulace problému

Obecně lze v přístupech k odhadu hodnot čtvrtletních národních účtů vymezit dva přístupy, resp. dvě skupiny metod – tzv. *přímé metody*, spočívající v převážné míře na (výběrovém) zjišťování, a *nepřímé metody*, založené na použití matematických a statistických metod odhadu<sup>1</sup>.

1 Podrobněji viz Hronová, Hindls, Fischer, Sixta (2009).

Snaha získat co nejdříve po skončení čtvrtletí informace, umožňující sestavení čtvrtletních národních účtů, vedla teorii i hospodářskou praxi k postupnému odklonu od přímých metod a k orientaci na nepřímé metody sestavování čtvrtletních národních účtů<sup>2</sup>. Stěžejním posláním nepřímých metod čtvrtletních odhadů agregátů národních účtů je poskytnout pomocí modelů co nejdříve syntetickou informaci za právě uplynulé čtvrtletí, ale zároveň i umožnit předpověď příslušných agregátů na 1–2 čtvrtletí při uspokojivé míře přesnosti a spolehlivosti těchto předpovědí. Čtvrtletní národní účty musejí poskytovat co nejrychleji věrohodné informace o ekonomickém pohybu během roku; kritériem této věrohodnosti by měla být jejich schopnost dodat takové podklady pro první předběžné odhady ročních národních účtů<sup>3</sup>, jež by zajistily co nejmenší odlišnosti od definitivních výsledků ročních účtů.

Roční a čtvrtletní informace o vývoji národního hospodářství, poskytované na základě metodiky národního účetnictví, nemají v řízení ekonomiky stejný význam. Odlišný musí být proto i přístup ke zjišťování údajů vstupujících do schématu ročních a čtvrtletních národních účtů. Jádrem metodiky sestavování ročních národních účtů jsou především rozsáhlá šetření. Z podstaty a rozsahu této činnosti přirozeně vyplývá skutečnost, že cílem odhadu hodnot ročních agregátů je poskytnout co nejvyšší kvalitu informací při respektování delších lhůt jejich zveřejnění. Naopak cílem čtvrtletních národních účtů je podat co nejrychleji spolehlivé odhady čtvrtletních hodnot příslušných agregátů. V tomto smyslu musí v případě čtvrtletních národních účtů jít o statistický makroekonomický model, opírající se o odlišné metody zjišťování a zpracování a o kvalitní systém krátkodobých šetření. Tyto techniky nemohou být vyčerpávající ve smyslu pokrytí odhadů všech ukazatelů čtvrtletních národních účtů, ale musí být vždy rychlé a reprezentativní.

Koncepce čtvrtletních národních účtů je jednoznačně dána strukturou ročních účtů. Klíčovou otázkou při přístupu ke čtvrtletním národním účtům je tedy otázka, jakou techniku odhadu hodnot jednotlivých ukazatelů zvolit. Standard ESA 2010 (resp. základní principy byly stanoveny v ESA 1995 a v na něj navazující publikaci Handbook on Quarterly National Accounts – Eurostat 1999) obecně vymezuje v oblasti nepřímých metod sestavování tři skupiny<sup>4</sup>:

- metody nevyžadující použití referenčního ukazatele,
- metody s použitím referenčního ukazatele,
- extrapoláční metody.

Metody odhadu nevyžadující použití referenčního ukazatele umožňují získat předběžné odhady čtvrtletních hodnot výlučně při použití formálních matematických postupů a kritérií a poskytují vyhlazené čtvrtletní odhady, vyhovující podmínce souladu součtu čtvrtletních hodnot s ročními hodnotami. Tyto metody by měly být používány jen tehdy, pokud nelze najít vhodný referenční ukazatel, a navíc spíše pro méně významné ukazatele.

Metody s použitím referenčního ukazatele jsou založeny na využití externí čtvrtletní informace, pocházející z věcně souvisejícího ukazatele (souvisejících ukazatelů). Základní myšlenkový koncept těchto metod je logický. Čtvrtletní národní účty jsou vždy

2 To se ostatně projevilo i při přípravě nových standardů národního účetnictví SNA 1993 a ESA 1995.

3 První odhady hodnot ročních národních účtů vycházejí (zjednodušeně řečeno) ze součtu čtvrtletních odhadů.

4 Viz Eurostat 1999, str. 148.

konstruovány na základě čtvrtletně (či měsíčně) zjišťovaných hodnot ukazatelů<sup>5</sup>, které více či méně pokrývají oblast příslušného ukazatele národních účtů. Závislost referenčního ukazatele a ukazatele čtvrtletních národních účtů je zde přirozeně jenom volná, ale věcná souvislost a časový průběh referenčního ukazatele umožní modelovat průběh a odhadnout neznámé hodnoty ukazatele čtvrtletních národních účtů. V této kategorii metod se postupně vydělily zejména metody retropolace a ostatní metody desagregace<sup>6</sup>.

Metody extrapolace, uvažované v této souvislosti, využívají informaci pocházející z hodnot jiného ukazatele za předpokladu, že hodnoty ukazatele čtvrtletních národních účtů a daného ukazatele mají stejný časový průběh (vyjádřený tempem růstu) a že z tempa růstu hodnot zvoleného ukazatele lze usuzovat na tempa růstu i hodnot ukazatele čtvrtletních národních účtů.

Snaha zrychlovat dobu prezentace údajů čtvrtletních národních účtů, současně s tím řešit i klíčovou úlohu, kterou je poměr rychlosti a kvality dat, a zároveň zachovat vztah mezi ročními a čtvrtletními národními účty nebyl v době vyhlášení standardů ESA 1995 a SNA 1993 z metodického hlediska pohled nový a byla mu už i v minulosti věnována specifická pozornost v mezinárodním i v českém výzkumu<sup>7</sup>. Kromě formálních matematických a statistických postupů bylo nutné rovněž uvažovat a zohledňovat národní specifika, která hrají nemalou roli a jsou rázu metodického i věcného.

## 2. Podmínky a předpoklady využití nepřímých metod

Potřeba poskytovat včas kvalitní statistické informace vedla vyspělé země k preferenci nepřímých metod *s využitím referenčního ukazatele*, tj. metod, využívající výsledků stávajících krátkodobých šetření jako základní opory pro odhad hodnot ukazatelů čtvrtletních národních účtů<sup>8</sup>. V této souvislosti byly (již od 60. let minulého století ve světě<sup>9</sup> a od 90. let rovněž už i u nás<sup>10</sup>) vyvíjeny zejména techniky tzv. retropolace, resp. rozvrhování ročních hodnot do čtvrtletí na základě hodnot krátkodobě zjišťovaného referenčního ukazatele. Tato technika spočívá v propojení krátkodobě zjišťovaného ukazatele (tzv. referenčního ukazatele) a ukazatele ročních národních účtů. Model tohoto vztahu je založen na specifickém způsobem volené regresní funkci mezi krátkodobě zjišťovaným ukazatelem a ukazatelem ročních národních účtů. Takový model dává možnost rozvrhnout dosud známé roční hodnoty do jednotlivých čtvrtletí tak, aby jejich součet byl roven roční hodnotě, ale umožňuje též odhadnout hodnotu příslušného agregátu pro běžné (popř.

5 Budeme-li myšlenkově vycházet z přímých metod, tj. z metod založených na statistickém zjišťování.

6 Jde zejména o metody časových řad, optimalizační metody, dynamické modely či vícerozměrné statistické metody – podrobněji viz Eurostat (1999).

7 Viz např. Gow, Lin (1971), Nasse (1973), Fayolle (1987), Denton (1991), Jílek (1998).

8 Hospodářsky vyspělé země aplikují různé, můžeme říci specificky národní algoritmy této úlohy. Jako příklad lze uvést nejvyspělejší země z hlediska aplikace těchto metod čtvrtletních odhadů HDP a národního účetnictví vůbec – Francii, Nizozemsko a Kanadu. Zatímco ve Francii převládají metody rozvrhování ročních hodnot, v Nizozemsku je základem metoda tzv. komoditních toků založená na čtvrtletních input-output tabulkách. V Kanadě je obvyklá praxe kombinovaná – aplikují se jak regresní přístupy modelu rozvrhování, tak metoda input-output tabulek a část agregátů je rovněž odhadována na základě výsledků zjišťování.

9 Viz např. Friedman (1962), Boots, Feibe, Lisman (1967), Bournay, Laroque (1979), Nasse (1973).

10 Viz např. Hindls, Hronová (1996), Kozák (1996), Kozák, Hindls, Hronová (2000a).

následující) čtvrtletí<sup>11</sup>. Retropolaci lze obecně provádět ve dvou podobách – s následnou opravou, resp. ve dvou krocích, kdy se ve druhém kroku zajistí soulad součtu v prvním kroku získaných čtvrtletních hodnot a ročních hodnot<sup>12</sup>, nebo bez následné opravy, kdy výše zmiňovaný soulad je zajištěn již v prvním kroku<sup>13</sup>.

Využití informace o vývoji hodnot krátkodobého (čtvrtletního či měsíčního) ukazatele při odhadu hodnot ukazatele čtvrtletních národních účtů vychází z logiky samotných národních účtů. Mají-li takové formální metody přinášet kvalitní výsledky, je nutné věnovat pozornost nejen kvalitě a podmínkám použitelnosti statistického modelu, ale i vyhledání vhodného referenčního ukazatele, který musí splňovat určité věcné a formální podmínky. Neméně důležité jsou i předpoklady týkající se kvality samotného systému národních účtů.

Základní podmínkou použití nepřímých metod odhadu s využitím referenčního ukazatele je nalezení dvojic ukazatelů *odhadovaný* ukazatel vs. *referenční* ukazatel (tj. čtvrtletně zjišťovaný ukazatel, podle jehož vývoje se odhadují čtvrtletní hodnoty účetního agregátu). Máme-li vybrán ukazatel čtvrtletních národních účtů, jehož hodnoty budou odhadovány, je zároveň třeba vymezit požadavky pro výběr množiny referenčních ukazatelů k odhadovanému ukazateli:

- a) první je požadavek *věcné souvislosti* obou ukazatelů: v roli referenčního ukazatele může vystupovat poměrně široká paleta v úvahu přicházejících ukazatelů, které vypovídají o dané oblasti (národním hospodářství, odvětví, sektoru apod.). Mohou to být ukazatele vstupů (např. ukazatele spotřeby materiálu, počtu zaměstnanců, osobních nákladů apod.), nebo ukazatele výstupů (např. produkční indexy či indexy tržeb aj.). Dále to mohou být i ukazatele vztažené k užití výstupů, ukazatele informující o vstupech či výstupech v navazujících odvětvích či sektorech nebo další věcně související ukazatele. Použitelné mohou být i odvozené ukazatele. Tento požadavek v sobě skrývá potřebu nesmírně hluboké a rozsáhlé práce analytické povahy, která musí být provedena iterativně, a to jak z pohledu věcné vazby na odhadovaný ukazatel, tak z pohledu formálních statistických kritérií prováděné analýzy,
- b) z tvrzení poslední věty plyne, že druhá skupina požadavků na vlastnosti referenčních ukazatelů se opírá i o *formální kritéria*. Jde o délku časových řad a stochastický charakter vývoje referenčního ukazatele v čase. Delší časové řady na straně referenčního ukazatele vnášejí do modelu větší jistotu při rozhodnutí o příslušné dvojici ukazatelů. Naopak příliš krátké časové řady neumožňují provést dostatečně stabilní analýzu vlastností hodnot referenčního i odhadovaného ukazatele (příkladem komplikací může být např. problematika vystižení sezónnosti). Tento požadavek má specifickou podobu především v zemích, které mají kratší historii sestavování a publikování národních účtů, kam patří rovněž Česká republika,
- c) třetí podmínkou je požadavek *dostupnosti, rychlosti a nízké finanční náročnosti* zjišťování: dostupnost zde znamená schopnost získat hodnotu příslušného referenčního ukazatele bezprostředně v okamžiku, kdy je jeho hodnota odhadnuta (jde o faktor

11 Metoda retropolace je základní metodou používanou při odhadu hodnot čtvrtletních národních účtů ve Francii, která se stala průkopníkem zavádění čtvrtletních národních účtů a používání nepřímých metod jejich odhadu.

12 Viz např. Dureau (1991).

13 Viz např. Kozák, Hindls, Hronová (2000a).

rychlosti prezentace výsledků, která je primárním základem krátkodobých odhadů). Přitom by mělo jít o ukazatel už existující; takový ukazatel by tedy neměl být samostatně a dodatečně zaváděn. Dostupnost referenčního ukazatele je nutné chápat i ve smyslu budoucí udržitelnosti zjišťování takového ukazatele. Stejně důležité jsou i nízké náklady šetření (šetření koncipovaná jako výběrová jsou zabudována již v samotném konceptu krátkodobých zjišťování).

Nepřímé metody s využitím referenčního ukazatele tedy předpokládají nalezení vhodného referenčního ukazatele ze spektra všech těch, které se krátkodobě (čtvrtletně, měsíčně) zjišťují. Tyto ukazatele nemusejí být jen z těch, které zjišťuje státní statistická služba, ale je vhodné využívat i výsledků šetření, která organizují i další instituce, jako jsou banky, ministerstva apod., popř. využívat administrativních zdrojů dat. Kritériem volby ukazatele by měla být věcná souvislost s ukazatelem národních účtů, ale zároveň i schopnost vyjádřit konjunkturní vývoj odhadovaného ukazatele. Postup musí zároveň vést k formulaci krátkodobé předpovědi.

Dalším nepominutelným předpokladem použití nepřímých metod odhadu hodnot ukazatelů čtvrtletních národních účtů, které umožní zkrácení lhůt jejich publikování, je:

- respektování požadavků Evropské unie, resp. standardu ESA 2010, který vychází z myšlenky, že čtvrtletní národní účty jsou integrální součástí systému národních účtů a předpokládá využití nepřímých metod jejich sestavování,
- existence údajového systému čtvrtletních hodnot agregátů národních účtů a dostatečně dlouhých ročních časových řad sledovaných agregátů,
- existence systému krátkodobých statistických zjišťování využitelných pro čtvrtletní odhady a formulace požadavků na to, co je při naplňování navrhovaného modelu zapotřebí,
- existence národní metodiky sestavování čtvrtletních účtů (resp. jejich jednotlivých částí).

Předpokladem efektivní aplikace nepřímých metod je však nejen vytvoření podmínek pro verifikaci a porovnávání modelových přístupů s dosavadními standardy statistické praxe, ale také vytváření atmosféry důvěry širší ekonomické veřejnosti v kvalitu a vypovídací schopnost takto poskytovaných údajů. Jinak by přechod od zjišťování k modelování ani nebyl možný. Nejde tedy pouze o vytvoření statistického modelu založeného na principu časových řad, ale jde i o vybudování kompaktního systému poskytování krátkodobých informací.

Shrme-li, pak platí, že mají-li čtvrtletní statistické odhady národohospodářských agregátů poskytovat věrohodné výsledky, musejí se opírat nejen o správně sestavený statistický model, ale zároveň také o respekt k požadavkům EU, resp. ke standardu ESA 2010. A dále o existenci datového systému hodnot agregátů národních účtů při dostatečně dlouhých časových řadách sledovaných agregátů a o existenci systému krátkodobých statistických zjišťování, která jsou využitelná pro konstrukci čtvrtletních odhadů.

### 3. Modelový přístup

Výše uvedené požadavky jsou z pohledu českého statistického systému v současné době splněny, takže už nic nebrání tomu, aby byly využity všechny možnosti, které nepřímé metody nabízejí. Jednu z možností, jak využít výsledků krátkodobých zjišťování (která



jsou k dispozici) a modelovým způsobem konstruovat odhad čtvrtletní hodnoty zvoleného ukazatele, nabízí tento článek. Výsledkem navrhovaného postupu, založeného na analýze časových řad, je stabilní a věcně relevantní model odhadu hodnot ukazatelů čtvrtletních národních účtů při využití odpovídajícího referenčního ukazatele, tedy model dlouhodobě použitelný ke konstrukci čtvrtletních hodnot např. některého z agregátů tvorby a užití HDP. Model vychází z využití referenčního ukazatele a časového zpoždění, díky němuž lze odhadovat neznámé hodnoty ukazatele čtvrtletních národních účtů i bez znalosti hodnoty referenčního ukazatele pro běžné (právě odhadové) či budoucí čtvrtletí.

### 3.1 Metodika

Použitý model vychází obecně z analýzy časových řad, V zásadě jsou možné čtyři základní přístupy, které se volí podle charakteru dané řady, tedy podle konkrétního chování sledovaných dat v čase. Lze tedy zvolit:

- a) klasickou dekompozici,
- b) stochastické modely,
- c) lineárně dynamické modely,
- d) spektrální analýzu.

Je pochopitelné, že v každé výše uvedené skupině existuje řada dalších metod, jejichž volba je pak podmíněna charakterem dat. Pro dané časové řady jsme použili kombinaci modelů z oblasti stochastických metod a lineárně dynamických modelů, neboť jsme se snažili popsat nejen chování každé časové řady zvlášť, ale i prokázat závislost jedné časové řady na hodnotách jiné časové řady a tuto závislost vtělit do modelu.

Používali jsme tedy stochastické modely časových řad v obecné podobě

$$\phi_p(B)\Phi_p(B^L)(1-B)^d(1-B)^D Y_t = \theta_q(B)\Theta_q(B^L)\varepsilon_t, \quad (1)$$

kde jednotlivé symboly mají obvyklý význam používaný standardně v literatuře – např. Box, Jenkins, Reinsel (1994).

Pro identifikaci modelu jsme používali především hodnoty autokorelační a parciální autokorelační funkce (ACF, PACF), dále rozšířenou a inverzní autokorelační funkci (EACF, IACF) a další metody, jako jsou např. SCAN a Corner table. Výstupy byly velmi rozsáhlé, a proto uvádíme pouze ty nejdůležitější. Všechny analyzované časové řady byly nestacionární a bylo nutné je transformovat za účelem dosažení stacionarity (většinou běžným, popř. sezónním diferencováním). Stacionarita byla testována několika různými postupy – byly použity zejména testy jednotkových kořenů a Dickey-Fullerovy testy.

Dále bylo třeba spočítat hodnoty vzájemné korelační funkce (CCF) k prokázání lineární závislosti mezi analyzovanými (a již transformovanými, tedy stacionárními) časovými řadami. Tato funkce je výhodná tím, že nejenže je schopna měřit lineární závislost mezi hodnotami časových řad, ale je schopna i určit směr této závislosti. Poté jsme aplikovali model s přenosovou funkcí (dále TFM – Transfer Function Model) v obecné podobě:

$$Y_t = c + \nu_0 X_t + \nu_1 X_{t-1} + \nu_2 X_{t-2} + \dots + \nu_K X_{t-K} + \frac{1}{(1-\phi_1(B))(1-\phi_1(B^L))} \varepsilon_t, \quad (2)$$

kde  $Y_t$  je výstupní řada (po příslušných transformacích),  $X_t$  je vstupní řada (opět po příslušných transformacích) a poslední část rovnice je poruchová řada, označovaná většinou jako  $N_t$ . Pro odhady parametrů jsme použili metodu LTF – viz Pankratz (1991) a SCA Statistical System (1991). Výsledný model jsme potom použili pro tvorbu předpovědí.

## 3.2 Aplikace na data České republiky

Podívejme se nyní na jednotlivé časové řady a na příslušné modely. Nejprve analyzujeme oblast národního hospodářství jako celku. Postup a dílčí výsledky analýzy v této oblasti uvedeme velmi podrobně, aby bylo zřejmé, jakým způsobem jsme při analýze postupovali. U dalších oblastí se pak omezíme už pouze na prezentaci nejdůležitějších výsledků bez podrobného popisu jednotlivých analýz. Vstupními údaji jsou veřejně dostupná data ČSÚ.

### 3.2.1 Národní hospodářství

V této oblasti budeme pracovat se dvěma časovými řadami. Konkrétně se jedná o čtvrtletní časovou řadu výdajů na konečnou spotřebu domácností (dále řada  $Výdaje_t$ , v mil. Kč běžných cen) a o čtvrtletní časovou řadu mezd a platů za národní hospodářství celkem (dále řada  $Mzdy_t$ , v mil. Kč běžných cen). Obě řady byly sledovány od 1. čtvrtletí roku 2000 do konce roku 2014; pro každou řadu jsme tak měli k dispozici celkem 60 pozorování. Cílem analýzy bylo prokázat vzájemnou lineární závislost mezi oběma řadami a tuto závislost popsat vhodným modelem. Výdaje na konečnou spotřebu domácností budou zřejmě záviset na svých minulých hodnotách a rovněž na současné či minulých hodnotách časové řady mezd a platů. V příslušném modelu s přenosovou funkcí bude tedy řada  $Výdaje_t$  sehrávat úlohu *výstupní řady*, kdežto řada  $Mzdy_t$  bude *řadou vstupní*.

Nejprve zkoumejme, zda zmiňovaná lineární závislost opravdu existuje. K ověření použijeme vzájemný korelační koeficient (CCF). Tento koeficient lze aplikovat na časové řady, které jsou stacionární. Ani řada  $Výdaje_t$ , ani řada  $Mzdy_t$  však stacionaritu nevykazovaly. Proto bylo třeba obě řady nejprve diferencovat jak běžným, tak sezónním diferencováním za účelem dosažení stacionarity. Stacionarita byla testována (a u diferencovaných časových řad prokázána) pomocí obvyklých metod – konkrétně jsme použili test jednotkových kořenů, testy homoskedasticity a Dickey-Fullerovy testy. Spočítali jsme tedy CCF mezi již stacionárními časovými řadami

$$Y_t = (1 - B)(1 - B^4)Výdaje_t \quad \text{a} \quad X_t = (1 - B)(1 - B^4)Mzdy_t \quad (3)$$

a obdrželi výsledky, které podporují naši pracovní hypotézu. Nejprve se podívejme na tabulku hodnot CCF. Z té je patrné (zakroužkované hodnoty v tabulce 1), že CCF nabývá dvou významných hodnot, a to 0,41 a 0,28. To znamená, že časová řada  $Y_t$  je lineárně závislá na hodnotách časové řady  $X_t$  s časovým zpožděním  $t - 1$  a  $t - 2$ , tedy na hodnotách  $X_{t-1}$  a  $X_{t-2}$ .

Hodnoty vzájemného korelačního koeficientu jsou graficky znázorněny v obrázku 1. Hodnoty CCF jsou znázorněny „sloupečky“ v grafu. Kolem těchto hodnot je nakreslen 95% interval spolehlivosti. Pokud se hodnoty CCF výrazně odlišují od nuly (jeví se jako statisticky významné), pak na obrázku sloupečky v daném bodě zřetelně „vyčnívají“ z 95% intervalu spolehlivosti. Pro nás to signalizuje, že existuje významná lineární závislost mezi jednou časovou řadou v bodě  $t$  a druhou časovou řadou v bodě  $t - 1$  a  $t - 2$ . Tuto skutečnost pochopitelně musíme zohlednit v daném modelu.

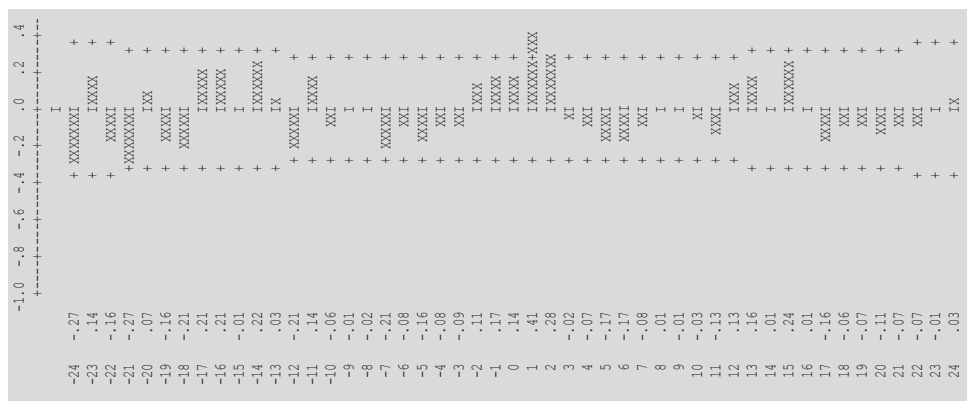


**Tabulka 1 | Hodnoty CCF (výstup z programu SCA)**

CORRELATION	BETWEEN MZDY AND VYDAJE IS .14											
CROSS CORRELATION	BETWEEN VYDAJE(T) AND MZDY(T-L)											
1 - 12	<b>.41</b>	<b>.28</b>	-.02	-.07	-.17	-.17	-.08	.01	-.01	-.03	-.13	.13
ST.E.	.14	.14	.14	.14	.14	.14	.14	.15	.15	.15	.15	.15
13 - 24	.16	.01	.24	.01	-.16	-.06	-.07	-.11	-.07	-.07	-.01	.03
ST.E.	.15	.16	.16	.16	.16	.16	.17	.17	.17	.17	.18	.18
CROSS CORRELATION	BETWEEN MZDY(T) AND VYDAJE(T-L)											
1 - 12	.17	.11	-.09	-.08	-.16	-.08	-.21	-.02	-.01	-.06	.14	-.21
ST.E.	.14	.14	.14	.14	.14	.14	.14	.15	.15	.15	.15	.15
13 - 24	.03	.22	-.01	.21	.21	-.21	-.16	.07	-.27	-.16	.14	-.27
ST.E.	.15	.16	.16	.16	.16	.16	.17	.17	.17	.17	.18	.18

Zdroj: vlastní výpočty

**Obrazek 1 | Grafický průběh CCF – 95% interval spolehlivosti**



Zdroj: vlastní výpočty

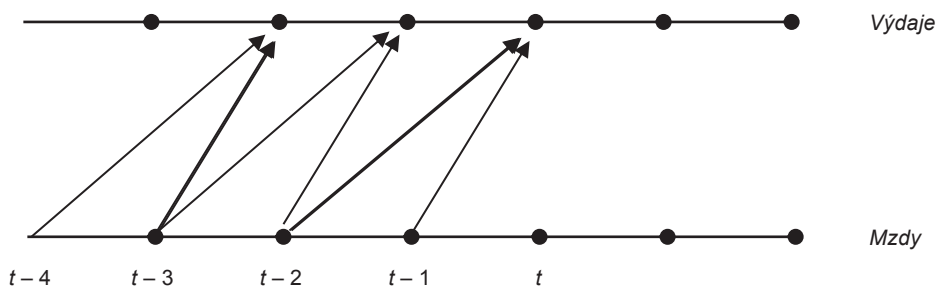
Identifikovali jsme tedy významnou lineární závislost mezi transformovanou časovou řadou *Výdajů* v čase  $t$  a transformovanou časovou řadou *Mezd* v časech  $t - 1$  a  $t - 2$ . Celá situace je přehledně zachycena na následujícím schématu.

Abychom mohli zkonstruovat předpovědi pro výstupní řadu  $Y_t$ , musíme (v souladu s teorií) sestavit SARIMA model pro vstupní řadu  $X_t$ . Po důkladném studiu průběhu ACF, PACF a dalších charakteristik jsme identifikovali jako nejvhodnější model

$$X_t = \varepsilon_t - 0,4065\varepsilon_{t-3} + 0,6935\varepsilon_{t-4} \quad (4)$$

s indexem determinace  $R^2 = 0,994$ . Tento model nám bude sloužit jako vstup do modelu s přenosovou funkcí.

**Obrázek 2 | Schéma závislosti modelu**



Zdroj: vlastní zpracování

**Tabulka 2 | Odhad parametrů modelu pro vstupní řadu (výstup z programu SCA)**

VARIABLE	TYPE OF VARIABLE	ORIGINAL OR CENTERED	DIFFERENCING					
			1	4				
MZDY	RANDOM	ORIGINAL	(1-B)	(1-B)				
PARAMETER LABEL	VARIABLE NAME	NUM./ DENOM.	FACTOR	ORDER	CONS- TRAI NT	VALUE	STD ERROR	T VALUE
1 PHI3	MZDY	MA	1	3	NONE	-.4065	.1300	-3,13
2 PHI4	MZDY	MA	2	4	NONE	.6935	.0986	7,03
EFFECTIVE NUMBER OF OBSERVATIONS . . .				55				
R-SQUARE . . . . .				.994				
RESIDUAL STANDARD ERROR. . . . .				.402731E+04				

Nyní identifikujeme model s přenosovou funkcí. Pro identifikaci byla použita metoda LTF – viz Pankratz (1991). Jako významně se odlišující od nuly se v souladu s hodnotami CCF ukázaly váhy  $v_1$  a  $v_2$ . Ostatní váhy se při testech ukázaly jako nevýznamné. Po důkladné analýze jsme nakonec identifikovali vhodný model a odhadli jeho parametry – viz výstup z programu SCA (tabulka 3).

Model s přenosovou funkcí má tedy tvar

$$Y_t = 0,4938X_{t-1} + 0,3971X_{t-2} + \varepsilon_t + 0,4\varepsilon_{t-4}, \quad (5)$$

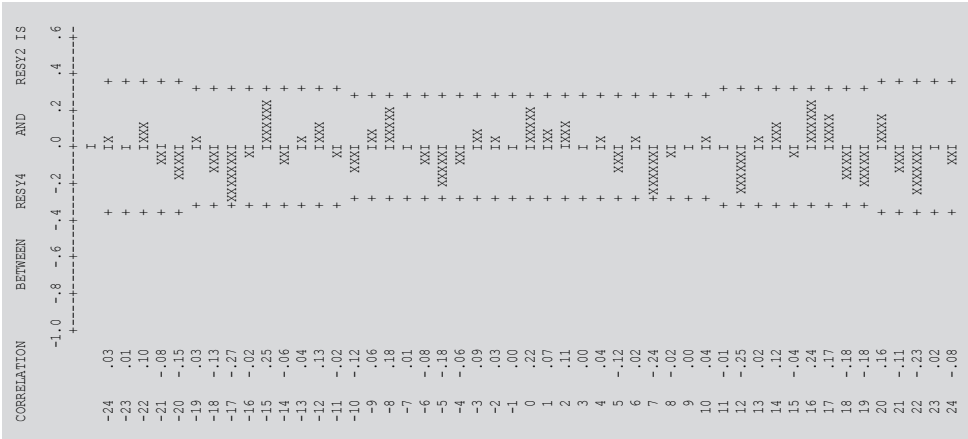
kde výstupní řada  $Y_t = (1 - B)(1 - B^4)Výdaje_t$  (řada je běžně i sezónně diferencovaná) a vstupní řada  $X_t = (1 - B)(1 - B^4)Mzdy_t$  (řada je rovněž běžně i sezónně diferencovaná),  $\varepsilon_t$  je bílý šum. To znamená, že časová řada *Výdajů* (po běžném a sezónním diferencování) závisí na časové řadě *Mezd* s časovým zpožděním  $t - 1$  a  $t - 2$  a na hodnotě náhodné

složky v časovém bodě  $t$  a  $t - 4$ . Tento model má index determinace  $R^2 = 0,996$ , což značí velmi vysokou kvalitu modelu.

Tabulka 3 | Odhad parametrů modelu pro výstupní řadu (výstup z programu SCA)

SUMMARY FOR UNIVARIATE TIME SERIES MODEL - NH4									
VARIABLE	TYPE OF VARIABLE	ORIGINAL OR CENTERED	DIFFERENCING						
			1	4					
VYDAJE	RANDOM	ORIGINAL	(1-B )	(1-B )					
			1	4					
MZDY	RANDOM	ORIGINAL	(1-B )	(1-B )					
PARAMETER LABEL	VARIABLE NAME	NUM./ DENOM.	FACTOR	ORDER	CONS- TRAINT	VALUE	STD ERROR	T VALUE	
1	V1	MZDY	NUM.	1	1	NONE	.4938	.1311	3,77
2	V2	MZDY	NUM.	1	2	NONE	.3971	.1318	3,01
3	PHI	VYDAJE	MA	1	4	NONE	.4000	.1311	3,05
EFFECTIVE NUMBER OF OBSERVATIONS . .					53				
R-SQUARE . . . . .					.996				
RESIDUAL STANDARD ERROR. . . . .					.438148E+04				

Obrázek 3 | Grafický průběh CCF mezi rezidui



Zdroj: vlastní výpočty

Kvalitu modelu jsme ověřili obvyklými testy a postupy. Jedním z nejdůležitějších testů je ověření lineární nezávislosti mezi rezidui SARIMA modelu vstupní řady a rezidui

modelu s přenosovou funkcí. Tato rezidua se ukázala jako nevýznamně se odlišující od nuly, což je patrné z předchozího obrázku (význam a interpretace obrázku 3 je stejná jako u obrázku 1). To znamená, že námi sestrojený model vyhovuje i jednomu z nejdůležitějších ověřovacích kritérií.

Kvalitu modelových odhadů můžeme porovnat se skutečnými hodnotami, které pro první tři čtvrtletí 2015 již ČSÚ publikoval. Zjistíme nejprve, o kolik se hodnoty předpovědi odlišují od skutečnosti, a to jak absolutně, tak relativně.

**Tabulka 4 | Výdaje na konečnou spotřebu domácností ČR pro rok 2015**

Čtvrtletí	Model (mil. Kč, bc)	Skutečnost (mil. Kč, bc)	Rozdíl v mil. Kč (model – skutečnost)	Podíl (model/skutečnost)
1.	490 661	492 135	–1 474	0,997
2.	518 409	525 375	–6 966	0,987
3.	532 842	537 986	–5 144	0,990
4.	540 527	n/a	n/a	n/a

Zdroj: www.czso.cz, vlastní výpočty

Je patrné, že ve všech třech čtvrtletích byl modelový odhad mírně podhodnocen. Rozdíly jsou však velmi malé a podíly blízké jedné. Tedy jak absolutní, tak i relativní chyba je více než přijatelná. Jako objektivní kritérium pro posouzení kvality modelového odhadu použijeme Theilův koeficient nesouladu

$$TIE = \frac{\sum_{i=1}^T (\hat{Y}_t - Y_t)^2}{\sum_{i=1}^T (Y_{t-1} - Y_t)^2} \quad (6)$$

Připomeňme, že tento koeficient nabývá hodnot od 0 do 1. Čím je hodnota koeficientu menší, tím větší soulad panuje mezi skutečností a modelem a naopak. Pro naše modelové odhady je tento koeficient  $TIE = 0,027$ , což znamená velmi dobrou kvalitu předpovědi, a tím zjevně i velmi dobrou kvalitu modelu.

V následujících analýzách projdeme několik vybraných odvětví národního hospodářství. Při analýzách postupujeme analogickým způsobem jako v předchozím textu. Výstupní řadou v našich modelech bude vždy řada hrubé přidané hodnoty (HPH), zatímco vstupní řadou bude buď řada mezd (pokud bude k dispozici, jako v předchozím modelu), nebo případně řada zaměstnanosti v příslušném odvětví. Všechny řady jsou čtvrtletní a jsou sledovány za časové období let 2000–2014 a jsou veřejně dostupnými daty ČSÚ. Ve všech odvětvích uvedeme pouze výsledný model a tabulku předpovědi, tedy už bez dalších podrobných výstupů z analýz. Ještě je třeba zdůraznit, že všechny dále uvedené modely prošly úspěšně velmi podrobnou fází ověření a ukázaly se jako zcela adekvátní.

### 3.2.2 Průmysl celkem

Pro časovou řadu  $Y_t$  (HPH – hrubá přidaná hodnota průmyslu ČR, mil. Kč, běžné ceny) jsme našli jako nejvhodnější model<sup>14</sup>

$$Y_t = 0,1135Y_{t-1} + 0,2599X_t + \varepsilon_t + 0,7142\varepsilon_{t-4}, \quad (7)$$

kde

$Y_t = (1 - B)(1 - B^4)HPH_t$  – řada je běžně i sezónně diferencovaná,

$X_t = (1 - B)(1 - B^4)Mzda_t$  – řada je běžně i sezónně diferencovaná,

$\varepsilon_t$  je bílý šum

a kde index determinace  $R^2 = 0,972$ .

Hodnota časové řady HPH (po příslušných transformacích) v časovém bodě  $t$  tedy závisí na své minulé hodnotě v časovém bodě  $t - 1$ , na hodnotě časové řady průměrné mzdy ve stejném časovém bodě  $t$  a na současné a minulé hodnotě náhodné složky (s časovým zpožděním  $t - 4$ , což odpovídá délce sezóny). Předpovědi – modelové hodnoty a srovnání se skutečností roku 2015 jsou uvedeny v tabulce 5.

Tabulka 5 | HPH průmyslu ČR pro rok 2015

Čtvrtletí	Model (mil. Kč, běžné ceny)	Skutečnost (mil. Kč, běžné ceny)	Podíl (model/skutečnost)
1.	327 000	327 649	0,998
2.	336 581	337 612	0,997
3.	321 323	315 326	1,019
4.	336 341	n/a	n/a

Zdroj: www.czso.cz, vlastní výpočty

Hodnota Theilova koeficientu nesouladu činí  $TIE = 0,037$ .

### 3.2.3 Zpracovatelský průmysl

Pro časovou řadu  $Y_t$  (HPH – hrubá přidaná hodnota zpracovatelského průmyslu ČR, mil. Kč, běžné ceny) jsme našli jako nejvhodnější model<sup>15</sup>

$$Y_t = 0,1763X_t + \varepsilon_t + 0,3496\varepsilon_{t-1} + 0,81\varepsilon_{t-4}, \quad (8)$$

14 Vstupní řadou je časová řada průměrné měsíční mzdy v průmyslu ČR.

15 Vstupní řadou je časová řada průměrné měsíční mzdy ve zpracovatelském průmyslu ČR.

kde

$Y_t = (1 - B)(1 - B^4)HPH_t$  – řada je běžně i sezónně diferencovaná,

$X_t = (1 - B)(1 - B^4)Mzda_t$  – řada je běžně i sezónně diferencovaná,

$\varepsilon_t$  je bílý šum

a kde index determinace  $R^2 = 0,960$ .

Hodnota časové řady *HPH* (po příslušných transformacích) v časovém bodě  $t$  tedy závisí na hodnotě časové řady průměrné mzdy ve stejném časovém bodě  $t$  a zároveň na současných a minulých hodnotách náhodné složky (s časovým zpožděním  $t - 1$  a  $t - 4$ , které logicky odpovídá délce sezóny). Předpovědi – modelové hodnoty a srovnání se skutečností roku 2015 jsou uvedeny v tabulce 6.

**Tabulka 6 | HPH zpracovatelského průmyslu ČR pro rok 2015**

Čtvrtletí	Model (mil. Kč, běžné ceny)	Skutečnost (mil. Kč, běžné ceny)	Podíl (model/skutečnost)
1.	257 528	266 801	0,964
2.	279 556	283 531	0,985
3.	271 628	264 919	1,023
4.	275 877	n/a	n/a

Zdroj: www.czso.cz, vlastní výpočty

Hodnota Theilova koeficientu nesouladu je  $TIE = 0,024$ .

### 3.2.4 Stavebnictví

Pro odvětví stavebnictví jsme jako vstupní řadu do modelu zařadili časovou řadu zaměstnanosti (*Zam* – celková zaměstnanost podle metodiky národních účtů), neboť se ukázalo, že ostatní dostupné krátkodobé ukazatele, ať naturální (stavební zakázky, dokončené či zahajované byty), či hodnotové (průměrná mzda, hodnota nových stavebních zakázek), nepřinášejí pro odhad hrubé přidané hodnoty odvětví stavebnictví uspokojivé výsledky. Řady hrubé přidané hodnoty i zaměstnanosti odvětví stavebnictví vykazovaly očekávané výraznou sezónnost. Pro časovou řadu  $Y_t$  (*HPH* – hrubá přidaná hodnota stavebnictví ČR, mil. Kč, běžné ceny) jsme našli jako nejvhodnější model

$$Y_t = 0,3933Y_{t-1} + 0,2526Y_{t-4} - 0,1545X_{t-3} + \varepsilon_t, \quad (9)$$

kde

$Y_t = (1 - B)(1 - B^4)HPH_t$  – řada je běžně i sezónně diferencovaná,

$X_t = (1 - B)(1 - B^4)Zam_t$  – řada je běžně i sezónně diferencovaná,

$\varepsilon_t$  je bílý šum

a kde index determinace  $R^2 = 0,946$ .



Hodnota časové řady *HPH* (po příslušných transformacích) v časovém bodě  $t$  tedy závisí na svých minulých hodnotách v časových bodech  $t - 1$  a  $t - 4$  (jde o čtvrtletní sezónnost), na hodnotě časové řady zaměstnanosti v časovém bodě  $t - 3$  (po příslušných transformacích) a na současné hodnotě náhodné složky. Předpovědi – modelové hodnoty a jejich srovnání se skutečností roku 2015 jsou uvedeny v tabulce 7.

**Tabulka 7 | HPH stavebnictví ČR pro rok 2015**

Čtvrtletí	Model (mil. Kč, běžné ceny)	Skutečnost (mil. Kč, běžné ceny)	Podíl (model/skutečnost)
1.	33 336	33 753	0,988
2.	54 469	56 382	0,966
3.	61 039	65 947	0,926
4.	67 668	n/a	n/a

Zdroj: www.czso.cz, vlastní výpočty

Hodnota Theilova koeficientu nesouladu činí  $TIE = 0,019$ .

### 3.2.5 Obchod, pohostinství, ubytování

Pro odvětví obchodu, pohostinství a ubytování jsme neměli k dispozici časovou řadu mezd. Jako vstupní řadu do modelu jsme proto opět zvolili časovou řadu zaměstnanosti (*Zam*). Obě řady vykazovaly výraznou sezónnost. Pro časovou řadu  $Y_t$  (*HPH* – hrubá úpřidaná hodnota odvětví obchodu, pohostinství a ubytování) jsme našli jako nejvhodnější model

$$Y_t = 0,1194X_{t-6} - 0,191X_{t-7} + \varepsilon_t + 0,3631\varepsilon_{t-4}, \quad (10)$$

kde

$Y_t = (1 - B)(1 - B^4)HPH_t$  – řada je běžně i sezónně diferencovaná,

$X_t = (1 - B)(1 - B^4)Zam_t$  – řada je běžně i sezónně diferencovaná,

$\varepsilon_t$  je bílý šum

a kde index determinace  $R^2 = 0,950$ .

Hodnota časové řady *HPH* (po příslušných transformacích) v časovém bodě  $t$  tedy závisí na hodnotě časové řady zaměstnanosti v časových bodech  $t - 6$  a  $t - 7$  (po příslušných transformacích) a na současné a minulých hodnotách náhodné složky (s časovým zpožděním  $t - 1$  a  $t - 4$ , které odpovídá délce sezóny). Tento model ukázal nečekané, ale výrazné zpoždění mezi vstupní a výstupní řadou. Předpovědi – modelové hodnoty a srovnání se skutečností roku 2015 jsou uvedeny v tabulce 8.

**Tabulka 8 | HPH obchodu, pohostinství, ubytování ČR pro rok 2015**

Čtvrtletí	Model (mil. Kč, běžné ceny)	Skutečnost (mil. Kč, běžné ceny)	Podíl (model/skutečnost)
1.	159 264	160 711	0,991
2.	181 156	183 380	0,988
3.	185 533	190 439	0,975
4.	187 943	n/a	n/a

Zdroj: www.czso.cz, vlastní výpočty

Hodnota Theilova koeficientu nesouladu je  $TIE = 0,028$ .

Z provedených analýz plyne, že časovou řadu hrubé přidané hodnoty v různých odvětvích národního hospodářství je možné modelovat v závislosti na vstupní časové řadě mezd (objemu mezd či průměrné mzdy) nebo na řadě zaměstnanosti, resp. výdaje na konečnou spotřebu domácností lze modelovat na základě vývoje objemu mezd a platů. Ve všech případech lze jako míru lineární závislosti použít vzájemný korelační koeficient. Ten nabývá statisticky významných hodnot právě v bodech závislosti (v bodech časového zpoždění). Tento fakt je potom možné využít při konstrukci modelu s přenosovou funkcí. U většiny modelů se projevilo časové zpoždění o čtyři časové jednotky (čtyři čtvrtletí), a to buď přímo mezi výstupní a vstupní řadou, nebo alespoň v časové řadě náhodné složky. To pochopitelně není náhoda, neboť jsme analyzovali čtvrtletní časové řady. Jedinou výjimkou bylo odvětví obchodu, pohostinství a ubytování, kde časový posun byl větší.

Celková kvalita všech modelů byla velmi dobrá, index determinace byl ve všech případech blízký jedné, což mimo jiné vypovídá o tom, že se nám podařilo vysvětlit variabilitu výstupní řady téměř beze zbytku a že není třeba hledat další, doplňující informace (jiné závislé časové řady). O kvalitě modelu svědčily o modelové hodnoty, které jsme pro rok 2015 porovnávali se skutečností. Theilův koeficient nesouladu byl u všech modelů velmi blízký nule. Je tedy zřejmé, že uvedené modely mohou velmi dobře sloužit pro stanovení zrychlených předběžných odhadů, aniž bychom pro dané čtvrtletí museli znát či předpovídat hodnotu referenčního ukazatele. Tato skutečnost představuje podstatnou a zásadní výhodu námi konstruovaných modelů jako základu nepřímých metod odhadu.

## Závěr

Zkušenosti vyspělých zemí Evropské unie (odrážející se v tlaku Eurostatu na zavádění nepřímých metod odhadu) ukazují, že cesta moderní oficiální statistiky vede přes využívání náročnějších statistických metod a přes větší propojení s teoretickou frontou. Výsledky se v minulosti v žádné z těchto zemí nedostavily okamžitě a nebude tomu jinak ani u nás. Přísný pohled evropských center však tyto postupy očekává a očekávají je i orgány státní správy v ČR. Bude-li totiž mít decizní sféra základní informace o kvartálních výsledcích národního hospodářství již cca 30 dní po skončení čtvrtletí (namísto dnešních 45 dnů), bude její rozhodování pružnější a operativnější.

Úloha poskytovat rychlé a kvalitní čtvrtletní odhady má hned několik hledisek. Úspěšné řešení problému předběžného odhadu čtvrtletních hodnot agregátů přispěje

k efektivnější organizaci statistických zjišťování, a tudíž k významným celkovým úsporám nákladů na fungování státní správy. Z hlediska statistického jde o dynamickou a zčásti i o prognostickou úlohu. Věcné hledisko je dáno významem celého systému odhadů pro formování hospodářské politiky země i pro konjunkturální rozhodování v mikrosféře. Nelze opomenout ani hledisko metodické, spočívající ve vytvoření souboru metod kompatibilních s dosud platnou metodikou národních účtů a rozvíjející úroveň poznání krátkodobých trendů v ekonomice.

V článku prezentovaný model časových řad je originální kombinací stochastických metod a lineárně dynamických modelů a umožňuje efektivně odhadovat neznámé hodnoty ukazatelů čtvrtletních národních účtů. Tato metoda samozřejmě není a ani nemůže být jedinou metodou odhadu čtvrtletních hodnot, ale lze ji považovat za jednu z opěrných metod čtvrtletních odhadů, která však musí být doplněna či kombinována s jinými metodami odhadu (i přímými) s tím, že by nepřímý odhad čtvrtletních hodnot neměl vyvolávat potřeby dodatečných zjišťování. Přirozeným doplňkem při konečném sestavování čtvrtletních národních účtů je využití bilančních vztahů (horizontálních a vertikálních vazeb), expertních odhadů apod.

Nedostatek krátkodobých informací ani neumožňuje vždy použít prezentovanou metodu. Odhad některých údajů čtvrtletních národních účtů musí vycházet např. z deterministických vztahů, specifických sledovaným ukazatelům (např. využití technických koeficientů), některé méně významné ukazatele lze odhadovat i bez znalosti vhodného referenčního ukazatele volbou vhodného modelu rovnoměrného rozvrhování apod.

Při takto koncipovaných čtvrtletních odhadech rovněž nelze předpokládat, že bychom hned v prvním kroku odhadli např. hrubý domácí produkt nebo hrubou tvorbu fixního kapitálu. Naopak: model čtvrtletních předběžných odhadů bude muset být postupně naplňován odhady jednotlivých agregátů (konečné spotřeby, hrubé tvorby fixního kapitálu, dovozu, vývozu apod.) např. podle jednotlivých produktů. Tyto odhady budou pak následně sladovány a bilancovány tak, abychom získali spolehlivé krátkodobé informace. Jde tedy o záležitost dlouhodobou, vyžadující efektivní součinnost jak statistické praxe a teoretické fronty, tak i praxe hospodářské, pro kterou jsou předběžné odhady určeny primárně. Jen tak lze zaručit, že dlouhodobě bude možné porovnávat účinnost a věrohodnost výstupů navrhované metodiky s obsahem a kvalitou dosud standardně prezentovaných výstupů.

## Literatura

- Box, G. E. P.; Jenkins, G. M.; Reinsel, G. C. (1994). *Time series analysis, forecasting and control*. Third edition. New Jersey: Prentice-Hall, Inc. Englewood Cliffs.
- Boots, J. C. C.; Feibes, W.; Lisman, H. H. C. (1967). Further Methods of Derivation of Quarterly Figures from Annual Data. *Applied Statistics*, 16(1), 65–75, <http://dx.doi.org/10.2307/2985238>
- Bournay, J.; Laroque, G. (1979). Réflexions sur la méthode d'élaboration des comptes trimestriels. *Annales de l'INSEE*, 11(36), 3–30, <http://dx.doi.org/10.2307/20075332>
- Denton, F. T. (1991). Adjustment of monthly and quarterly series to annual tools: An approach based on quadratic minimization. *Journal of American Statistical Association*, 66(333), 99–102. Dostupné z: <http://www.oecd.org/std/21779760.pdf>

- Dureau, G. (1991). *Les comptes nationaux trimestriels*. Paris: INSEE – Méthodes No. 13.
- Eurostat (1996). *European System of Accounts (ESA 1995)*. Eurostat, Luxembourg.
- Eurostat (1999). *Handbook on quarterly national accounts*. Eurostat, Luxembourg.
- Eurostat (2010). *European System of Accounts (ESA 2010)*. Eurostat, Luxembourg 2013.
- Fischer, J.; Sixta, J. (2009). K propočtu souhrnné produktivity faktorů. *Politická ekonomie*, 57(4), 544–554, <http://dx.doi.org/10.18267/j.polek.698>
- Friedman, M. (1962). The Interpolation of Time Series by Related Series. *Journal of the American Statistical Association*, 57(300), 729–757, <http://dx.doi.org/10.2307/2281805>
- Granger, C. W. J.; Newbold, P. (1986). *Forecasting Economic Time Series*. New York: Academic Press.
- Hindls, R.; Hronová, S. (1996). Les prévisions trimestrielles du PIB en République Tchèque. *Bulletin de l'ACN*, 33, 2–13.
- Hronová, S.; Hindls, R. (2000). *Národní účetnictví – koncept a analýzy*. Praha: C. H. Beck. ISBN: 80-7179-235-7.
- 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.
- Chow, G.; Lin, A. L. (1971). Best Linear Unbiased Interpolation, Distribution and Extrapolation of Time Series by Related Series. *Review of Economics and Statistics*, 53(4), 372–375, <http://dx.doi.org/10.2307/1928739>
- Jílek, J. (1998). Vlastnosti vybraných variant čtvrtletních odhadů hrubého domácího produktu. *Politická ekonomie*, 46(4), 513–525, <http://dx.doi.org/10.18267/j.polek.240>
- Kozák, J.; Hindls, R.; Hronová, S. (2000). Some Remarks to the Methodology of the Allocation of Yearly Observations into Seasons. *Statistics in Transition*, 4(5), 815–826.
- Kozák, J.; Hindls, R.; Hronová, S. (2000). Some Remarks to the Modelling of Time Series with Seasonal Component. *Socio-economical Applications of the Statistical Methods*. 84–102.
- Kozák, J.; Hindls, R.; Hronová, S. (2002). Retropolation Models of Economical Aggregates. *Austrian Journal of Statistics*, 31(2&3), 189–201. Dostupné z: <http://www.ajs.or.at/index.php/ajs/article/view/vol31,%20no2%263%20-%207>
- Kozák, J. (1995). Možnosti využití expertních informací při konstrukci předpovědí na bázi klasického lineárního modelu časové řady. Statistické a pravděpodobnostní postupy v ekonomii. *Acta Oeconomia Pragensia*, 3(1), 117–142.
- Marek, L. (2010). Analýza vývoje mezd v ČR v letech 1995–2008. *Politická ekonomie*, 58(2), 186–206, <http://dx.doi.org/10.18267/j.polek.726>
- Nasse, P. (1973). Le système des comptes nationaux trimestriels. *Annales de l'INSEE*, 5(14), 119–165, <http://dx.doi.org/10.2307/20075174>
- Pankratz, A. (1991). *Forecasting with dynamic regression models*. New York: John Wiley & Sons. ISBN: 978-1853105845.
- SCA Statistical System (1991). *Reference manual for general statistical analysis*. Scientific Associates Corp. Oak Brook, USA.
- UN (1993). *System of National Accounts 1993 (SNA 1993)*. United Nations, New York.
- WEI, W. W. W. (1990). *Time Series Analysis, Univariate and Multivariate Methods*. Redwood City, California: Addison-Wesley Publishing Company Inc.