

ZDOKONALENÉ UŽIVATELSKÉ SIGNÁLNÍ ODHADY ČTVRTLETNÍCH ZMĚN HRUBÉHO DOMÁCÍHO PRODUKTU ČESKÉ REPUBLIKY

Jaroslav JÍLEK, Vysoká škola ekonomická, Praha, Miloš VOJTA, Český statistický úřad, Praha

Před časem jsme čtenáře tohoto časopisu informovali (viz Jílek, Vojta, 2001) o jednoduché možnosti pořízení vlastního odhadu celkové změny reálného hrubého domácího produktu (HDP) za právě uplynulé čtvrtletí, a to se zhruba měsíčním předstihem před tím než je k dispozici strukturovaný odhad této změny podle čtvrtletních národních účtů, sestavovaných ČSÚ. Vzhledem k tomu, že námi původně navržený algoritmus měl některé slabiny, pokračovali jsme v hledání jeho dokonalejší alternativy. Nyní se domníváme, že jsme našli takovou variantu, která je hodná pozornosti. V dalším textu ji budeme nazývat *signální odhad* a stručně ji představíme, a to včetně číselných ilustrací vyplývajících z číselných údajů, dostupných široké veřejnosti ze statistických informací poskytovaných pravidelně ČSÚ.

1. Povaha signálního odhadu

Jak jsme již před časem objasnili, signální odhad změny HDP za čtvrtletí t je výsledkem syntézy dílčích statistických informací, které jsou k dispozici za měsíce tvořící dané čtvrtletí t , přičemž se doplňkově využívají údaje o struktuře HDP v předchozích čtvrtletích podle čtvrtletních národních účtů. Nejde tedy o odhad ve smyslu předpovědi, nýbrž o letmý (bleskový, flash) propočet syntézy, využívající vedle statistik také určité předpoklady o stabilitě některých proporcí uvnitř ekonomiky. V zájmu návaznosti na tehdejší výklad nejdříve stručně připomeneme hlavní rysy původní varianty indexu signálního odhadu pro čtvrtletí t k základu čtvrtletí $t - 4$.

Souhrnně lze celkový postup původního výpočtu indexu signálního čtvrtletního HDP znázornit v prvním kroku ($I_{s,t}$) pomocí rovnice (1), tj.

$$I_{s,t} = \sum_i I_{T,i} \cdot I_{k,i} \cdot w_{i,t} \quad (1)$$

čili jde o vážený průměr meziročních čtvrtletních odvětvových indexů tržeb ve stálých cenách ($I_{T,i}$), korigovaných indexy poměrů HPH¹⁾ k tržbám ($I_{k,i}$) v předchozích čtvrtletích, přičemž vahami jsou podíly odvětví na HDP ve stejném čtvrtletí předchozího roku ($w_{i,t-4}$), ve druhém kroku ($I_{sz,t}$) pak pomocí rovnice (2), tj.

*) Studie byla podpořena grantovým projektem č. 402/03/1339 Integrovaní kvalitativních anticipací s kvantitativními indikátory krátkodobého vývoje produkce české ekonomiky.

1) HPH = hrubá přidaná hodnota představuje tu část HDP, která vznikla v určitém odvětví (rozlišených na úrovni kategorií OKEČ – odvětvové klasifikace ekonomických činností – nebo na úrovni agregací kategorií) a je oceněna v základních cenách, takže na rozdíl od ocenění cenami kupními neobsahuje daně a dotace na produkty.

$$I_{SZ,t} = I_{s,t} \cdot k_{r,n}, \quad (2)$$

kde $k_{r,n}$ je výrazem závěrečného opravného kroku, využívajícího informaci o míře souladu mezi celkovými signálními a běžnými odhady v n obdobích předcházejících období $t - 4$, za které se vytváří signální odhad. Stručně lze říci, že uvedený algoritmus se opírá o údaje o strukturované tuzemské nabídce.

2. Zdokonalený algoritmus signálního odhadu

Výsledky následných experimentálních výpočtů ukázaly, že odvětvové indexy tržeb ($I_{T,i}$) sice umožňují propočítávat odvětvové (dle kategorií OKEČ, tj. odvětvové klasifikace ekonomických činností) členěné signální odhady HPH, ty se však vychylují natolik, že za jednotlivá odvětví nejsou analyticky využitelné. V této souvislosti stojí za zmínku, že nejsou k dispozici indexy tržeb velkoobchodu (ve stálých cenách), že za sekci A – zemědělství a sekci B – rybolov, lesnictví čtvrtletní statistický údaj o tržbách není dostupný v reálném čase (v měsíční periodicitě se zjišťují pouze údaje o prodeji masa a mléka v naturálních jednotkách), že za sekci J – peněžnictví, pojišťovnictví se sice zjišťují přímo ukazatele přidané hodnoty, jsou však dostupné až později, takže pro tato odvětví je při tvorbě signálního odhadu třeba uplatňovat náhradní algoritmy, zatížené větším rizikem vychýlení. Přitom celkové přímé indexy tržeb za čtvrtletí by sice bylo možné na ČSÚ propočítat ve stejné době, v jaké lze získat odpovídající kumulace měsíčních indexů tržeb, jsou však zveřejňovány jen za odvětví služeb, přestože se kumulace mohou od přímo zjištěných čtvrtletních indexů tržeb lišit o chyby opravené během čtvrtletí. Tyto skutečnosti vedly k rozhodnutí nedělat propočty odvětvových odhadů HPH a usilovat přímo o globální signální odhad. Pro tento účel se nyní vypočítává index celkových tržeb, a to podle rovnice (3)

$$I_T = \sum_i I_{T,i} w_i, \quad (3)$$

tj. jako vážený aritmetický průměr z odvětvových indexů tržeb ($I_{T,i}$), přičemž váhami (w_i) jsou podíly odvětví na úhrnu hrubé přidané hodnoty, v němž je zahrnuta kompenzace HPH sekce J a FISIM (Financial Intermediary Services Indirectly Measured, tj. finanční zprostředkovatelské služby nepřímo měřené). Zatím se nepodařilo najít efektivní způsob předstihového respektování vývoje salda daní a dotací na produkty odchýlného od vývoje HDP v základních cenách. O vývoji tohoto salda i v inovovaném algoritmu předpokládáme, že jeho případné projevy nevedou k podstatnému vychýlení globálního odhadu, takže pro sledovaný účel lze ztotožnit vývoj HDP v cenách základních s vývojem v cenách kupních.

Změnu jsme provedli i ve způsobu respektování postupně se měnících relací mezi velikostí změn tržeb a velikostí změn HPH v jednotlivých odvětvích. Návazně na indexy celkových tržeb (I_T) jsme využili relace těchto indexů k indexům HDP v kupních cenách (I_P), zjištěné za jednotlivá čtvrtletí předchozích let k tomu, abychom pomocí regresního vztahu zkonstruovali stupnici, přiřazující indexy poměrů HDP k tržbám na jedné straně k indexům tržeb na straně druhé podle zobecnění vyplývajícího ze skutečných relací v šesti předcházejících čtvrtletích; regresní vztah má elementární formu (4), tj.

$$k_r = a_0 + a_1 I_T \quad (4)$$

Takto získaná stupnice (viz graf 1) umožňuje *úměrně velikosti čerstvě propočít-*

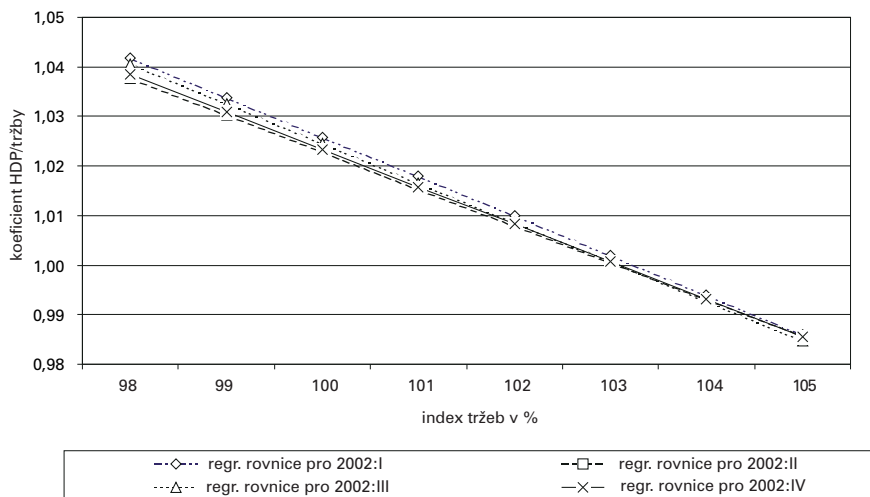
taného indexu celkových tržeb za období t ($I_{T,t}$) najít a přiřadit určitý poměr indexu HDP v kupních cenách k indexu celkových tržeb (např. pro 4. čtvrtletí r. 2002 $k_{r,02/4} = I_{P,02/4} / I_{T,02/4}$) a následně podle (5) pomocí této odvozené relace a velikosti čerstvého indexu celkových tržeb propočítat meziroční čtvrtletní signální odhad indexu HDP v kupních cenách pro období t , tj. $I_{SO,02/4}$ pro 4. čtvrtletí r. 2002

$$I_{SO,02/4} = I_{T,02/4} \cdot k_{r,02/4}, \quad \text{resp. obecněji}$$

$$I_{SO,t} = I_{T,t} \cdot k_{r,t} \quad (5)$$

Graf 1

Stupnice přiřazování poměru I_P / I_T velikosti indexu celkových tržeb během r. 2002



Na grafu 1 jsou znázorněny přiřazovací stupnice pro určení k_r za jednotlivá čtvrtletí roku 2002, tučně je vyznačena čára stupnice pro 4. čtvrtletí, zbývající jsou objasněna v legendě. Vidíme, že pozorovatelné rozdíly se týkají pouze počátku sledované časové řady, později stupnice podle znázornění sice splývají, avšak při praktických propočtech jejich pečlivé rozlišení nelze opomenout.

Experimentovali jsme i se stupnicí odvozenou z relací mezi indexy HDP a indexy tržeb, dosažené výsledky však byly méně přesné, což považujeme za důsledek nerozlišení vlivu měnící se relace HPH/tržby a vlivu měnící se velikosti tržeb. Zdá se, že sezónnost ovlivňuje zmíněnou relaci a velikosti tržeb diferencovaným způsobem, což vztah (4) respektuje.

Hlubší pozornost jsme věnovali i volbě přiměřené délky řad, která je pro tvorbu zmíněné přiřazovací stupnice optimální. Dominantním určujícím prvkem je míra stability relací indexů HDP v kupních cenách (I_P) k indexům celkových tržeb (I_T), resp. činitele ovlivňující tuto relaci: vnitroodvětvové složení činností, rozsah činností, sortimentní záměny meziproduktů, substituce lidské práce aj. Experimentální propočty obecně dokumentují proměnnost této relace, a to zejména vlivem sezónnosti, tj. podle čtvrtletí. Podle celoročních relací lze usuzovat na povolný vývoj, ve kterém lze spíše vytušit než prokázat důsledky vzestupné či sestupné fáze konjunkturálního cyklu, tj. ovlivnění velikostí tržeb. Z těchto zjištění nám vyplynula nezbytnost opřít propočet relace (k_r) o údaje z nejméně čtyř čtvrtletí, ne však z více než z osmi čtvrtletí předcházejících období t ; prakticky se nám však osvědčila

délka šesti čtvrtletí, která se zdá být dostatečně příhodná pro respektování vlivu sezónnosti i důsledků střídání fází konjunkturálního cyklu, tj. změn velikosti tržeb.

Zabývali jsme se i otázkou volby čtvrtletí, v němž má „historie relací“ končit. Vedle právě předchozího se totiž nabízí i čtvrtletí starší, tj. např. při odhadu pro 4. čtvrtletí r. 2002 by koncovým čtvrtletím „historie“ mohlo být buď 3. nebo 2. čtvrtletí r. 2002. Experimentální propočty ukázaly, že i když statistická čísla za právě předchozí (v našem příkladě 3. čtvrtletí) mají velké riziko, že nejsou dostatečně přesná, jejich vynechání (a ukončení historie o čtvrtletí dříve, tj. ve 2. čtvrtletí) nevede ke zlepšení signálních odhadů.

Posléze zbývá zmínit skutečnost, že jsme se pokusili o vytýčení tzv. tolerančních mezí, tj. intervalu, do něhož by podle zhodnocení série tzv. následných předpovědí (tj. předpovědí uskutečněných sice ex post, využívajících však pouze ty statistické informace, jež byly dostupné v tom čase, kdy tvorba signálního odhadu byla aktuální – týká se celé tabulky 3) měly spadat signální odhady podle inovovaného algoritmu. Toleranční meze lze vytýčit buď absolutně, tj. že odchylky signálních odhadů změn nepřesáhnou např. půl procentního bodu z odhadované změny nebo relativně, a to jako signalizované změny, jež se od skutečných změn (dle sestav ČSÚ) neliší např. o více než o 20 %, jsou tedy v intervalu $0,8 \cdot (I_p - 1)$, $1,2 \cdot (I_p - 1)$, kde I_p představuje index HDP ze čtvrtletních národních účtů (byla-li by skutečná změna např. +4 %, potom by šlo o interval od 3,2 % do 4,8 %). Toto hledisko je však velmi přísné v těch případech, kdy index HDP vykazuje hodnoty okolo 100 %.

3. Číselné ilustrace aplikace inovovaného algoritmu signálního odhadu změny hrubého domácího produktu

V tabulce 1 je ilustrován způsob výpočtu indexu celkových tržeb, vycházející z měsíčních indexů tržeb jednotlivých odvětví, zveřejňovaných po přepočtu do stálých cen, a to pro 4. čtvrtletí r. 2002. Měsíční indexy tržeb, resp. hodnoty stavebních prací lze nejdříve zjistit z rychlých informací, zveřejňovaných na webových stránkách ČSÚ, poté např. z aktualit ČSÚ. Vahový systém se opírá o odvětvově členěnou hrubou přidanou hodnotu podle čtvrtletních národních účtů za 4. čtvrtletí r. 2001, ve znění zveřejněném v publikaci o čtvrtletních národních účtech za 3. čtvrtletí r. 2002.

Při přiřazování podílů na úhrnu HPH (= HDP v základních cenách) disponibilnímu odvětvovému členění tržeb vznikl problém u sekce I, pro kterou je nutné spočítat celkový index tržeb, protože ve čtvrtletních sestavách národního účetnictví se tato sekce nečlení; celkový index tržeb jsme spočítali jako vážený průměr, kdy doprava byl připsán podíl 64 % a poštám 36 %. Ze srovnání hodnot ve sl. 5 a 6 vyplývá, že k rozdílům mezi kumulacemi měsíčních indexů (sl. 5) a přímo vypočtenými indexy ze čtvrtletních hodnot (sl. 6) sice dochází, že však jde o rozdíly v řádu desetin, takže státní statistická služba má o něco větší šanci spočítat přesnější signální odhad než odborná veřejnost, které některé čtvrtletní hodnoty tržeb nejsou nyní k dispozici.

Tabulka 2 obsahuje kromě celkových indexů tržeb za čtvrtletí let 1999 – 2002 ještě indexy HDP v kupních cenách, z nichž lze vypočítat indexy poměrů HDP/tržby, tj. k . V posledním sloupci jsou uvedeny regresní rovnice, pomocí nichž lze určit k , pro danou velikost indexu tržeb v aktuálním čtvrtletí; pro propočet těchto přiřazovacích stupnic byly využity údaje vždy za právě předchozích 6 čtvrtletí.

Tabulka 3 přináší porovnání signálních odhadů s odhady ČSÚ; přitom jsou za rok 2002 připojeny i signální odhady odpovídající původnímu algoritmu z r. 2001 (následkem povodní byl zničen tehdejší archiv na ČSÚ s výsledky za předchozí roky, a proto neuvádíme dřívější výsledky).

Tabulka 1

Propočet celkového indexu tržeb za 4. čtvrtletí 2002 (v %)

Sekce	Název sekce nebo jejích agregace	Podíl na úhrnu HPH (w_i) ve 4. čtvrtletí 2001	Měsíční indexy tržeb za			Index za čtvrtletí		Propočet $w_i \cdot I_{T,i}$ sl.1 x sl.6/100
			říjen	listopad	prosinec	z měsíčních indexů $I_{T,i}$	ze čtvrtletních hodnot	
a	b	1	2	3	4	5	6	7
A, B	Zemědělství, rybolov	4,8964874	—	—	—	—	103,0 ¹⁾	5,043382
C	Dobývání nerostných surovin	1,566864	104,3	103,1	110,0	105,8	105,5	1,653041
D	Zpracovatelský prům.	28,550043	103,1	107,3	106,0	105,5	105,4	30,091746
E	Výroba a rozvod elektřiny, plynu a vody	5,1352819	104,7	91,7	98,5	98,3	98,0	5,0325763
F	Stavebnictví	5,0929829	103,5 ²⁾	103,5 ²⁾	104,8 ²⁾	103,9 ²⁾	104,0 ²⁾	5,2967022
G	Obchod, opravy mot. vozidel a spotř. zboží	16,574919	101,4	99,6	104,0	101,7	101,7	16,856692
H	Pohostinství a ubyt.	1,8623572	94,5	98,1	98,6	97,1	97,0	1,8064865
I	Doprava, skladování	10,02997	97,4	97,3	100,6	98,4	99,8	10,009909
	Pošty,telekomunikace		99,1	99,6	109,4	102,7		
K	Služby pro podniky, výzkum a vývoj ³⁾	13,865381	91,9	95,7	97,0	94,9	95,0	13,172112
L-Q	Ostatní služby ⁴⁾	12,425714	88,8	92,8	96,2	92,6	92,5	11,493786
	Celkový index tržeb	100,0	—	—	—	—	—	100,45643

1) Odhad.

2) Podle indexu stavebních prací S.

3) Indexy pouze za OKEČ 74.

4) Indexy pouze za OKEČ 93.

V době zveřejnění indexu odhadu ČSÚ se kvalita signálního odhadu posuzuje podle rozdílů, uvedených ve sl. 6, z hlediska delšího časového horizontu jsou však významnější rozdíly uvedené v posledním sloupci. V roce 2002 pouze jeden signální odhad překročil půlbodovou procentní odchylku od původního odhadu, a to za 3. čtvrtletí – tento odhad byl však podceněný a předčasně revidovaný (viz tisková zpráva ČSÚ ze 17. 1. 2003). Další významnější odchylky signálních odhadů zjišťujeme pro 4. čtvrtletí r. 2000 a pro 2. čtvrtletí r. 2001. Z podrobnějšího srovnání vyplynulo, že zejména pro 4. čtvrtletí r. 2000 se ve čtvrtletních národních účtech uvádějí nezvykle vysoká tempa růstu HPH, která se výrazně liší od temp růstu tržeb – u sekce D je to 113,7 oproti 109,5, u sekce E je to 102,8 oproti 92 a v pohostinství 115,1 oproti 104,4. Obdobnou relaci nacházíme i pro 2. čtvrtletí r. 2001, rozdíl je však méně výrazný – u sekce G je to 109,9 oproti 104. Tyto rozdíly by zasloužily další zkoumání, které je však v kompetenci pracovníků odboru národních účtů ČSÚ. (Mohlo dojít k projevu mimořádného vlivu ve výnosech, případně jde o důsledek bilancování, vynuceného např. započítáváním stínové ekonomiky atp.)

ČSÚ zveřejnil 20. 3. 2003 nejen očekávaný odhad změny reálného HDP za 4. čtvrtletí r. 2002, nýbrž i výrazné zpřesnění dřívějšího odhadu za 3. čtvrtletí r. 2002 a návazně i revidované odhady za všechna předchozí čtvrtletí let 2002 a 2001.

Tabulka 2
Propočet přiřazovacích stupnic pro čtvrtletí 2001:III – 2002:IV¹⁾

Rok, čtvrtletí	Meziroční index celkových tržeb I_T	Meziroční index HDP I_P	Poměr I_P/I_T k_t	Regresní rovnice přiřazovací stupnice
a	1	2	3	4
1999/I	95,57	98,86	1,0344256	–
II	99,26	99,91	1,0064739	–
III	100,27	101,28	1,0100754	–
IV	103,89	101,79	0,9797926	–
2000/I	106,86	103,31	0,9667553	–
II	104,65	103,08	0,98496817	–
III	104,24	102,76	0,98579466	$k_{00/3} = 1,445546-0,0044706 \cdot I_T$
IV	104,65	103,88	0,99264775	$k_{00/4} = 1,410858-0,0041539 \cdot I_T$
2001/I	107,18	103,59	0,9665374	$k_{01/1} = 1,393874-0,0039666 \cdot I_T$
II	104,59	103,47	0,9893056	$k_{01/2} = 1,446515-0,0044629 \cdot I_T$
III	103,28	103,30	1,0001239	$k_{01/3} = 1,711227-0,0069327 \cdot I_T$
IV	102,81	102,69	0,9988092	$k_{01/4} = 1,691063-0,0067303 \cdot I_T$
2002/I	101,32	102,76	1,0141531	$k_{02/1} = 1,818890-0,0079333 \cdot I_T$
II	100,20	101,92	1,01718	$k_{02/2} = 1,764191-0,0074157 \cdot I_T$
III	99,89	102,70	1,0280882	$k_{02/3} = 1,824181-0,0079967 \cdot I_T$
IV	100,46			$k_{02/4} = 1,780418-0,0075717 \cdot I_T$

1) Údaje ve sloupci 1 až 3 odpovídají posledně publikovaným údajům za 3. čtvrtletí 2002 o vývoji HDP včetně úpravy ze 17. 1. 2003, zatímco propočty regresních rovnic pro jednotlivá čtvrtletí vycházejí z údajů dostupných v době jejich propočtů.

Vzhledem k tomu, že tato poslední revize se opírá nejen o zpřesněná výchozí data, *nýbrž i o změny metodiky*, není signální odhad za 4. čtvrtletí r. 2002 srovnatelný s publikovanými odhady ČSÚ (odhad v dosavadní metodice za toto čtvrtletí ČSÚ neuvádí). Z tohoto důvodu jsme využili řadu přepočtených údajů k alternativním propočtům signálních odhadů ex post pro čtvrtletí roku 2002 (propočty za dřívější čtvrtletí by vyžadovaly „dotažení“ revize do let 1999, případně 1998), tj. pro každé čtvrtletí jsme využili jen ty revidované údaje, které v danou dobu mohly být k dispozici pro tvorbu signálního odhadu; výsledky obsahuje tabulka 4. Kromě výsledků odpovídajících využití šesti předchozích odhadů ČSÚ uvádíme pro ilustraci možných rozdílů i výsledky odpovídající použití pouze čtyř předchozích odhadů ČSÚ.

Tabulka 3

Srovnání indexů signálních odhadů reálného HDP s odhady ČSÚ za vybraná čtvrtletí

Rok, čtvrtletí	Odhadové indexy ČSÚ		Indexy signálních odhadů		Odchylky signálních odhadů		
	Původní	Zpřesněné ¹⁾	Původní	Inovované	sl.3-sl.1	sl.4-sl.1	sl.4-sl.2
a	1	2	3	4	5	6	7
2000: III	102,22	102,37		102,34		0,12	-0,03
IV	103,90	103,76		102,30		-1,60	-1,46
2001: I	103,82	104,07		104,08		0,26	0,01
II	103,92	103,76	102,48	102,37	-1,44	-1,55	-1,39
III	103,23	103,51	103,81	102,78	0,58	-0,45	-0,73
IV	103,17	102,69	103,58	102,69	0,41	-0,48	0,00
2002: I	102,46	102,76	99,28	102,81	-3,18	0,35	0,05
II	102,51	101,92	102,39	102,31	-0,12	-0,20	0,39
III	101,52	102,70	103,06	102,41	1,54	0,89	-0,29
IV	101,53 ²⁾		102,84	102,44	x	x	

1) Je uvedeno 1. zpřesnění, zpřesnění zveřejněné za 3. čtvrtletí r. 2002 včetně úpravy k 17. 1. 2003 je uvedeno v tabulce 2, sl. 2.

2) Odhad podle změněné metodiky.

Tabulka 4

Alternativní srovnání signálních odhadů pro čtvrtletí r. 2002 po revizích odhadů ČSÚ

Čtvrtletí	Odhad ČSÚ	Signální odhad opírající se o		Odchylka signálního odhadu při	
		6 čtvrtletí	4 čtvrtletí	6 čtvrtletích	4 čtvrtletích
a	1	2	3	4	5
I	102,56	102,40	102,37	-0,16	-0,19
II	102,06	102,25	102,07	+0,19	+0,01
III	101,7	102,05	102,05	+0,35	+0,35
IV	101,53	102,08	102,09	+0,55	+0,56

Odchylky signálních odhadů se i s využitím revidovaných odhadů ČSÚ pohybují v pásmu srovnatelném s pásmem odchylek propočtených výše pomocí údajů před revizí, menší spokojenost budí odchylky pro 4. čtvrtletí r. 2002. Za toto čtvrtletí však ještě zbývá vyjasnit některé metodické problémy, související zejména s následky povodní v r. 2002, takže lze očekávat další zpřesnění příslušného odhadu ČSÚ. Proto se domníváme, že užitečnost námi navrhovaného inovovaného algoritmu propočtů signálních odhadů změn reálného HDP za čtvrtletí není posledními prezentacemi odhadů ČSÚ zpochybněna.

4. Oprávněnost volby indexů tržeb jako charakteristiky vývoje rozsahu průmyslové činnosti

Krátkodobé odvětvové statistiky v ČR poskytují pro monitorování a hodnocení vývoje produkce odvětví průmyslu indexy těchto ukazatelů (viz Jílek, Vojta, 2002):

- a) výnosy bez tržeb za zboží (= upravené výnosy),
- b) výnosy včetně obchodního rozpětí,
- c) tržby za prodej vlastních výrobků a služeb,
- d) účetní přidaná hodnota (ÚPH),
- e) hrubá přidaná hodnota (HPH),
- f) index průmyslové produkce.

Výčet možností začíná těmi indexy ukazatelů (ad a až d), které se opírají o účetnictví jednotlivých respondentů, tj. za ekonomické subjekty jako celky, tedy bez rozlišení jejich vnitřního složení a tudíž jejich výrobních programů, které nemusejí spadat do jediné sekce podle OKEČ. Hrubá přidaná hodnota se propočítává v rámci národního účetnictví, které podle možností²⁾ bere zřetel na sekční složení přidané hodnoty u respondentů i na výsledky činnosti těch subjektů, na něž se nevztahuje zpravidla povinnost (včetně stínové ekonomiky). Index ad f) má zvláštní povahu, protože má vznikat přímo, tj. nikoliv deflováním absolutních částek a jejich následným dělením; tomuto požadavku index průmyslové produkce vyhovuje. Jeho předností má být výlučná orientace na výsledky činností spadajících právě do dané sekce v celé ekonomice, což zmíněný index nesplňuje, protože bere zřetel na výsledky spadající do dané sekce OKEČ pouze u těch respondentů, jejichž hlavní činnost má odpovídající (průmyslovou) povahu, takže stranou zůstávají ty průmyslové výrobky či služby, jichž dosáhly ekonomické subjekty s jinou hlavní činností než průmyslovou (např. obchodní, dopravní). Přísně vzato jsou tedy indexy ad a) až f) srovnatelné pouze zhruba, tedy v rámci koherence.³⁾

Výnosy se rozumějí všechny provozní, finanční a mimořádné výnosy dosažené jednotkami zpracovatelského průmyslu. Tržby za prodej zboží vyplývají z tržeb za prodej obchodního zboží, tj. produktů nakoupených za účelem dalšího prodeje v nezměněném stavu. Tržby za prodej vlastních výrobků a služeb představují tržby za prodej vlastní hmotné a nehmotné produkce externím odběratelům; v předchozí části tohoto textu jsme je označovali stručně jako tržby.

Hrubá přidaná hodnota (HPH) se propočítává jako rozdíl mezi produkcí (hodnotou tržní a netržní zboží a služeb podle výkonů⁴⁾ a mezispotřebou. Účetní přidaná hodnota (ÚPH) se od hrubé přidané hodnoty liší tím, že do ní nejsou zahr-

2) Výsledky tzv. profilování ekonomických subjektů (statisticky relevantní rozlišení skladby jejich činností – podrobněji viz Šlégrová, 1999a, 1999b) se ještě nestaly systémovou součástí výsledků české statistiky.

3) V širším pojetí se srovnatelnost dat ve smyslu jejich koherence může týkat:

- srovnání předběžných a konečných statistických výsledků,
- srovnání dat z konjunkturálních a strukturálních zjišťování (jako přirozené se jeví srovnání temp růstu v případě, že alespoň jeden z údajů je index),
- srovnání příslušné statistiky s národními účty (jejich srovnání s primárními zdroji dat a provedené úpravy),
- srovnání dat ve stejné oblasti (je-li určitý jev zkoumán z různých pohledů).

Vedle koherence se rozlišuje komparabilita, kterou se rozumí (podrobněji viz Šlégrová, 2002) podobnost konceptů určité statistiky (definic, metod apod.) a z ní vyplývající rozdíly v datech

- v prostoru (rozdíly mezi jednotlivými zeměmi),
- v čase (v důsledku nestability, změn).

4) Výkony zahrnují tržby z prodeje vlastních výrobků a služeb, změnu zásob vlastní výroby, aktivaci materiálu, zboží a služeb a konečně též hrubé obchodní rozpětí.

nuty zisky a ztráty z držby, daně z produktů snižené o dotace na produkty a nejsou provedeny další úpravy nezbytné pro přiměřený výpočet výkonů a mezispotřeby v národním účetnictví (= výkonové spotřeby na úrovni vykazujících jednotek⁵⁾). Zatímco hrubá přidaná hodnota se propočítává za všechny ekonomické subjekty, údaje o účetní přidané hodnotě se zjišťují pouze u jednotek s 20 a více zaměstnanci, přičemž v souboru jednotek s 20 až 99 zaměstnanci se provádí reprezentativní výběr. Celkové údaje o účetní přidané hodnotě se tedy mohou v jednotlivých obdobích týkat různě strukturovaných souborů jednotek.

Z uvedených možností jsme ponechali stranou ad b), protože se hodí spíše pro jiné sekce (odvětví). Podkladové údaje pro propočet bazických indexů za ukazatele a), c) a d) jsou výsledkem odvětvově členěného zpracování čtvrtletního výkazu P3-04, a jsou uloženy v databázi ČSÚ. Jde tedy o údaje dopočetné na úplný soubor organizací vybraných odvětví s 20 a více zaměstnanci. Vzhledem k tomu, že tyto údaje jsou zjišťovány a v databázi uvedeny pouze v běžných cenách příslušných období, museli jsme provést potřebné statistické deflace:

- za ukazatele ad a) a c) do stálých cen roku 1994 pomocí cenového indexu zjištěného za čtvrtletních agregací indexů měsíčně publikovaných jednak podle běžných a jednak podle stálých cen pro ukazatel tržby z průmyslové činnosti (resp. od roku 2001 za ukazatel tržby za prodej vlastních výrobků a služeb),

- za ukazatel ad d) do stálých cen roku 1995 na základě deflátorů vyplývajících z indexů o vývoji hrubé přidané hodnoty v běžných a stálých cenách roku 1995 (čtvrtletní).

Podkladem pro propočet bazických indexů za ukazatel e) byly údaje o HPH ve stálých cenách roku 1995 v odvětvovém členění uvedené v publikaci ČSÚ (čtvrtletní). V tomto případě jde o údaje za vyčerpávající (úplný) soubor jednotek spadajících do vybrané sekce. Uživatelům statistických informací jsou v měsíční periodicitě (viz tabulka 1, sl. 5) k dispozici pouze ukazatele a indexy ad c), tj. o tržbách (ve stálých cenách), ukazatele a indexy ad d) pouze čtvrtletně, a to v běžných cenách.

Index průmyslové produkce (IPP) se vypočítává měsíčně a považuje se za indikátor měsíčních změn „fixované“ přidané hodnoty. Fixovanou přidanou hodnotou se rozumí aproximace obsahu přidané hodnoty závislé pouze na změnách objemu a složení celkové průmyslové produkce, nikoli však na změnách cen a obsahu přidané hodnoty v jednotlivých průmyslových produktech. Počítá se z výsledků zjišťování u podnikatelských subjektů s převažující průmyslovou činností a s počtem zaměstnanců 20 a více. Je rovněž zveřejňován s měsíční periodicitou, a to s různým strukturováním (sekce OKEČ, hlavní průmyslová seskupení).

Při posuzování vhodnosti jednotlivých ukazatelů (a) až f)) jsme vyšli ze skutečnosti, že chceme-li aproximovat vývoj hrubé přidané hodnoty, musíme s jejím vývojem srovnat vývoj všech těch ukazatelů, které lze získat, ať již z publikací nebo z databázi ČSÚ. Propočty jsme provedli za sekce C – dobývání nerostných surovin, D – zpracovatelský průmysl, E – výroba a rozvod elektřiny, plynu a vody, za průmysl celkem (C + D + E) a za sekci F – stavebnictví. Nyní uvedeme výsledky, dosažené při posuzování koherence ukazatelů za sekci D – zpracovatelský průmysl. Jsou obsaženy v tabulkách 5 a 6 a graficky znázorněny v grafech 2 až 5. V tabulce 5 jde o rozdíly (aproximací a „etalonu“) mezi indexy se stálým základem (průměrné

5) Do souhrnu položek tzv. výkonové spotřeby spadají:

- nákupy surovin, materiálů, polotovarů atp.,
- (–) změna stavu zásob nakupovaných vstupů (v úhrnu s předchozí položkou = spotřeba),
- spotřeba energií,
- výdaje za převzaté (neskladovatelné) služby (přepravné, reklam, nájem, pojištění atp.).

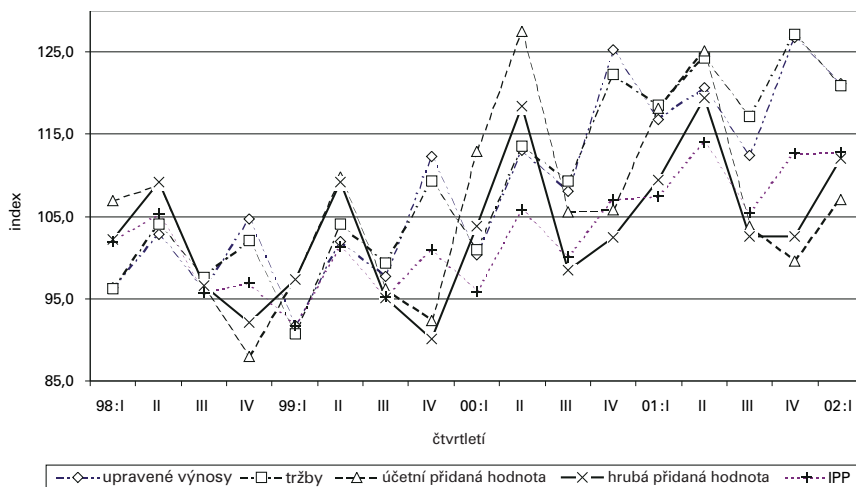
Tabulka 5

Bazické indexy průmyslové produkce, upravených výnosů, tržeb, účetní přidané hodnoty (ÚPH) a hrubé přidané hodnoty (HPH) sekce D-zpracovatelského průmyslu v letech 1998 – 2002 (průměrné čtvrtletí roku 1998 = 100, stálé ceny)

Rok, čtvrtletí	a	Výnosy bez	Tržby za	Účetní přida-	Průmyslová	Hrubá přida-	Rozdíly indexů					Poměr ÚPH k HPH (v %)
		tržeb za zboží	prodej vl.	ná	produkce	ná	v procentních bodech					
			vyr. a služeb	hodnota		hodnota	sl.1-sl. 5	sl. 2-sl. 5	sl. 3-sl. 5	sl. 4-sl. 5		
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
1998: I		96,38	96,18	106,93	101,97	102,17	-5,79	-5,99	4,76	-0,20	88,22	
II		102,87	104,10	108,77	105,29	109,22	-6,35	-5,12	-0,45	-3,93	83,94	
III		96,09	97,59	96,32	95,75	96,55	-0,46	1,04	-0,23	-0,80	84,09	
IV		104,66	102,12	87,98	96,98	92,05	12,60	10,07	-4,07	4,93	80,56	
1999: I		91,74	90,69	97,36	91,78	97,40	-5,66	-6,71	-0,04	-5,62	84,26	
II		102,00	104,11	109,77	101,29	109,18	-7,18	-5,08	0,59	-7,89	84,74	
III		97,76	99,31	96,18	95,28	95,04	2,72	4,27	1,14	0,24	85,31	
IV		112,28	109,32	92,40	100,96	90,09	22,19	19,23	2,31	10,87	86,45	
2000: I		100,30	100,95	112,98	95,81	103,86	-3,56	-2,91	9,12	-8,04	91,69	
II		113,07	113,55	127,50	105,85	118,35	-5,27	-4,80	9,16	-12,50	90,81	
III		108,08	109,28	105,57	100,14	98,46	9,62	10,82	7,12	1,68	90,38	
IV		125,28	122,24	105,77	107,02	102,43	22,85	19,81	3,34	4,59	87,04	
2001: I		116,74	118,51	118,20	107,41	109,48	7,26	9,04	8,72	-2,07	91,00	
II		120,61	124,26	125,16	113,99	119,44	1,17	4,82	5,71	-5,46	88,32	
III		112,45	117,19	103,87	105,39	102,58	9,87	14,61	1,29	2,81	85,35	
IV		126,75	127,17	99,65	112,67	102,58	24,17	24,59	-2,93	10,09	81,88	
2002: I		121,11	120,93	107,04	112,78	112,05	9,06	8,87	-5,02	0,72	80,52	
Průměrná absolutní odchylka							9,01	8,42	3,68	4,86	x	
Směrodatná odchylka							10,41	9,75	4,36	6,11	x	
Aritmetický průměr							5,13	5,68	2,38	-0,62	x	

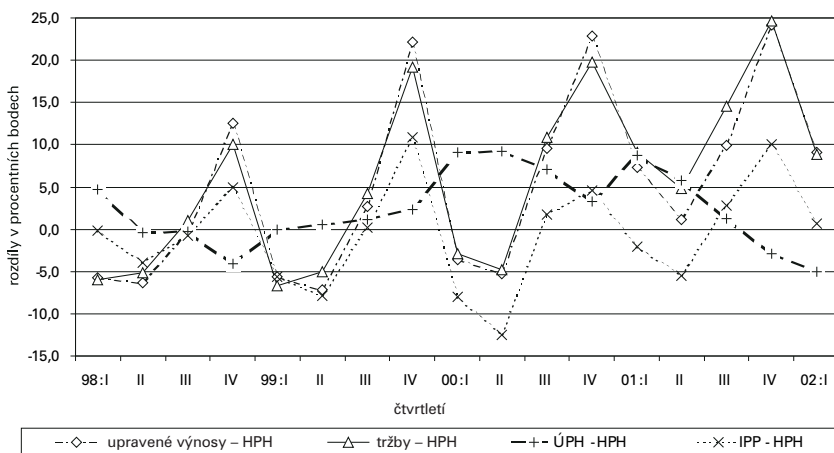
Graf 2

Vybrané bazické indexy vývoje sekce D-zpracovatelského průmyslu (průměrné čtvrtletí 1998 = 100, stálé ceny)



Graf 3

Rozdíly mezi vybranými bazickými indexy sekce D-zpracovatelského průmyslu



čtvrtletí roku 1998 = 100), v tabulce 6 jde o rozdíly mezi sezónně očištěnými indexy s proměnlivým základem (předchozí čtvrtletí = 100). Je zřejmé, že rozdíly odpovídající bazickým indexům nabývají s časem postupně povahu kumulací, kdežto rozdíly podle mezičtvrtletních (sezónně očištěných) indexů se vztahují právě jen k danému mezičtvrtletnímu srovnání a jsou tedy pro dané čtvrtletí výstižnější. Poslední sloupec tabulky 5 charakterizuje poměr účetní přidané hodnoty k hrubé přidané hodnotě, což umožňuje posoudit stupeň přímého pokrytí propočítané hrubé přidané hodnoty údaji zjištěnými pomocí výše zmíněných statistických výkazů. Grafy 2 a 3 navazují na tabulku 5 a grafy 4 a 5 na tabulku 6.

Podle tabulky 5 se jako nejlepší aproximace střednědobého vývoje hrubé přidané hodnoty jeví převážně bazické indexy průmyslové produkce (průměrné vy-

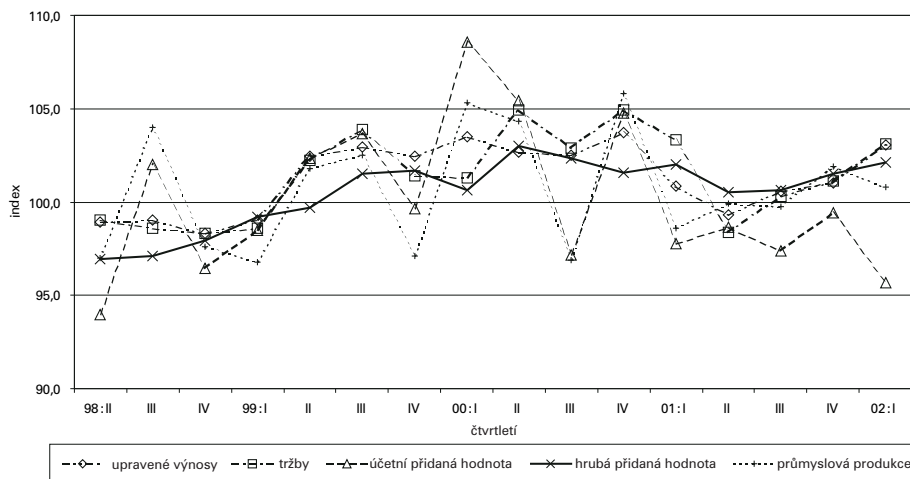
Tabulka 6

Sezónně očištěné mezičtvrtletní indexy produkce, upravených výnosů, tržeb, účetní přidané hodnoty (ÚPH) a hrubé přidané hodnoty (HPH) sekce D-zpracovatelského průmyslu v letech 1998 – 2002 (předchozí čtvrtletí = 100, stálé ceny)

Rok, čtvrtletí	Výnosy bez tržeb za zboží	Tržby za prodej vl. výr. a služeb	Účetní přidaná hodnota v %	Průmyslová produkce	Hrubá přidaná hodnota	Rozdíly indexů v procentních bodech			
	1	2	3	4	5	6	7	8	9
a									
1998: I	98,95	99,01	93,99	96,95	97,01	1,94	2,00	-3,02	-0,06
II	99,01	98,57	101,99	97,08	104,00	-4,98	-5,42	-2,00	-6,91
III	98,31	98,31	96,43	97,95	97,61	0,70	0,71	-1,18	0,35
IV	99,05	98,59	98,51	99,20	96,75	2,30	1,84	1,76	2,45
1999: I	102,45	102,20	102,32	99,70	101,78	0,66	0,42	0,54	-2,09
II	102,96	103,90	103,67	101,49	102,49	0,47	1,41	1,18	-1,00
III	102,45	101,40	99,62	101,68	97,12	5,33	4,27	2,50	4,55
IV	103,48	101,30	108,58	100,64	105,33	-1,86	-4,03	3,25	-4,70
2000: I	102,69	104,95	105,41	103,00	104,30	-1,61	0,64	1,11	-1,31
II	102,49	102,88	97,14	102,32	96,91	5,58	5,97	0,23	5,40
III	103,72	104,91	104,77	101,56	105,81	-2,09	-0,91	-1,05	-4,25
IV	100,83	103,32	97,78	102,02	98,61	2,22	4,71	-0,83	3,41
2001: I	99,31	98,39	98,64	100,55	99,91	-0,60	-1,52	-1,27	0,64
II	100,58	100,31	97,38	100,65	99,74	0,83	0,57	-2,36	0,91
III	101,05	101,15	99,42	101,49	101,91	-0,86	-0,76	-2,49	-0,42
IV	103,07	103,11	95,69	102,13	100,82	2,25	2,29	-5,13	1,31
2002: I									
Průměrná absolutní odchylka						2,00	2,14	1,80	2,49
Směrodatná odchylka						2,62	2,87	2,15	3,22
Aritmetický průměr						0,64	0,76	-0,55	-0,11

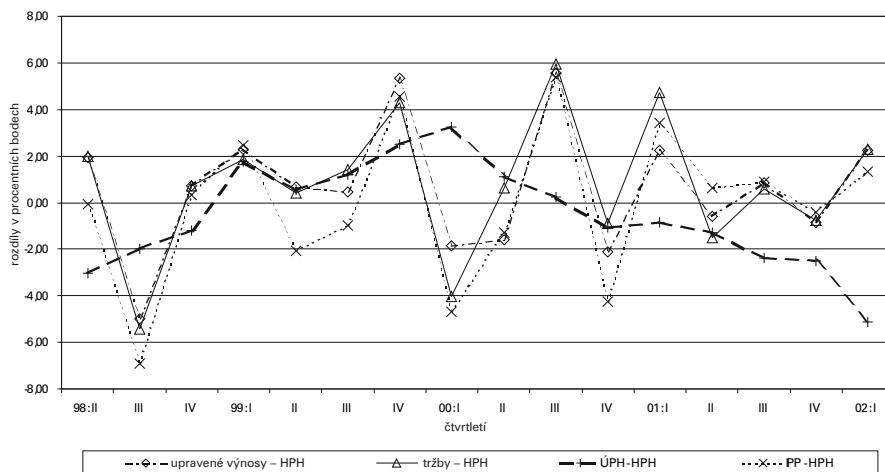
Graf 4

Sezónně očištěné vybrané mezičtvrtletní indexy sekce D-zpracovatelského průmyslu
(předchozí čtvrtletí = 100, stálé ceny)



Graf 5

Rozdíly mezi sezónně očištěnými vybranými mezičtvrtletními indexy vývoje sekce D-zpracovatelského průmyslu



chýlení -0,62, směrodatná odchylka 6,11, absolutní odchylka 4,86). Částečně lepší charakteristiky variability, které vykazují bazické indexy účetní přidané hodnoty – směrodatná odchylka 4,36, absolutní odchylka 3,68 – jsou však doporučením pro využití při hodnocení čtvrtletních změn. Projevuje se svébytný vývoj účetní přidané hodnoty, jejíž poměr k hrubé přidané hodnotě je přitom poměrně vysoký – kolísá mezi 80,5 až 91,7 %. Grafická znázornění naznačují, že postupně dochází nejen ke vzrůstu produkce, nýbrž také k nadhodnocování tohoto růstu prostřednictvím těch indexů, které mají ve vztahu k indexům hrubé přidané hodnoty povahu aproximací, ovšem s výjimkou indexu průmyslové produkce, podle něhož docházelo

prakticky až do konce r. 2000 k podhodnocování skutečného vývoje. Přitom je pozoruhodný vývoj rozdílů podle objemu účetní přidané hodnoty (viz graf 5), kdy v polovině r. 2000 došlo k podstatné změně tendence.

Údaje z tabulky 6 opět nevyznívají ve prospěch vhodnosti indexu průmyslové produkce pro čtvrtletní hodnocení. I když jeho průměrné vychýlení je nejnižší (-0,11), nižší míry variability vykazují jak indexy účetní přidané hodnoty (2,15, resp. 1,80), tak indexy tržeb za prodej vlastních výrobků a služeb (2,87, resp. 2,14), přičemž jejich ukazatele průměrného vychýlení jsou nízké (-0,55, resp. +0,76). Znázornění průběhu mezičtvrtletních indexů (viz graf 4) i rozdílů mezi nimi (viz graf 5) budí dojem, že aproximativní indexy s výjimkou indexu účetní přidané hodnoty jsou ovlivňovány nějakými dalšími činiteli, vůči nimž jsou oba indexy přidané hodnoty necitlivé.

Lze se domnívat, že pro potřeby hodnocení čtvrtletních změn (v souladu s očekáváním) jsou si nejbližší indexy účetní a hrubé přidané hodnoty (sl. 8 tabulky 5). Nicméně i zde nacházíme odchylky blížící se 10 p. b., a to v letech 2000 a 2001; týkají se převážně prvních dvou čtvrtletí. Podstatně větší odchylky vykazují indexy výnosů bez tržeb za zboží a tržeb za prodej vlastních výrobků a služeb, což opět odpovídá očekáváním, protože oba ukazatele se liší nejčastěji v důsledku výskytu mimořádných výnosů. Stojí za zmínku, že největší odchylky se vyskytují ve 4. čtvrtletích, v letech 2000 a 2001 byly zaznamenány velké odchylky i ve 3. čtvrtletích. Ze srovnání aritmetických průměrů rozdílů uvažovaných indexů vyplývá, že indexy mající plnit roli aproximací skutečnost většinou celkově nadhodnocují; nejmenší zkreslení vzniká u indexů průmyslové produkce a účetní přidané hodnoty.

Protichůdnost výpovědí čtvrtletních statistik a národního účetnictví o vývoji produkce během 4. a zčásti i 3. čtvrtletí názorně přibližuje graf 3. Ta může souviset s poklesy zásob hotových výrobků a nedokončené výroby, jestliže budeme souhlasit s tvrzením, že dokončování a prodeje hotové produkce jsou spjaty s relativně nižší tvorbou přidané hodnoty než celkový výrobní proces. Naopak pro další čtvrtletí se nabízí hypotéza, že výroba je v předstihu ve srovnání s prodeji. Zajímavý je i pohled na vývoj rozdílů mezi indexy ÚPH a HPH: s výjimkou 1. čtvrtletí 2001 jde o rostoucí předstih růstu ÚPH, který končí počátkem roku 2001, což by mohlo mít souvislost se střednědobou tendencí vývoje produkce zpracovatelského průmyslu (po zrychlení se dostavuje zpomalení).

Z vývoje poměru hodnot účetní a hrubé přidané hodnoty (při ocenění stálými cenami, viz sl. 10 tabulky 5) lze usoudit, že soubor jednotek, o něž se opírají krátkodobé statistiky, je dosti proměnlivý, někdy umožňuje postihnout větší, jindy menší část celkové produkce (s výjimkou r. 1999 vždy v rámci roku), poslední propočtený poměr je výrazně nižší než podíl výchozí.

Podle měr těsnosti závislosti (použitých pro změření míry shody průběhu časových řad – viz tabulka 7) vidíme, že změny hrubé přidané hodnoty souvisejí (po sezónním očištění) nejvíce se změnami účetní přidané hodnoty (0,83), podstatně méně pak se změnami výnosů bez tržeb za zboží a nejméně se změnami podle indexu průmyslové produkce (0,2). Toto je tedy i pořadím v doporučení pro výběr indexů hodnotících čtvrtletní vývoj produkce sekce D – zpracovatelského průmyslu; pro odbornou veřejnost však prakticky připadá v úvahu pouze index tržeb, protože účetní přidaná hodnota se zveřejňuje pouze v běžných cenách a její statistická deflace je obtížná.

Za další sekce, jejichž krátkodobými statistikami produkce jsme se zabývali, uvedeme pouze tabulky korelačních koeficientů, tj. období tabulky 7. Pozornost zasluhují nejen hodnoty uvedené v posledním sloupci, resp. v posledním řádku, nýbrž i ostatní, které někdy (viz tabulka 9) dosahují neočekávané záporné hodnoty.

Tabulka 7

Koeficienty korelace sezónně očištěných mezičtvrtletních temp přírůstků/úbytků vybraných ukazatelů produkce sekce D – zpracovatelský průmysl ve čtvrtletích let 1998 – 2002

Indexy ukazatelů	Výnosy bez tržeb za zboží	Tržby za prodej vl. výr. a služeb	Účetní přidaná hodnota	Produkce	Hrubá přidaná hodnota
Výnosy bez tržeb za zboží	x	0,87	0,58	0,75	0,52
Tržby za prodej vl. výr. a služeb	0,87	x	0,44	0,79	0,45
Účetní přidaná hodnota	0,58	0,44	x	0,27	0,83
Produkce (IPP)	0,75	0,79	0,27	x	0,20
Hrubá přidaná hodnota	0,52	0,45	0,83	0,20	x

Tabulka 8

Koeficienty korelace sezónně očištěných mezičtvrtletních temp přírůstků/úbytků vybraných ukazatelů produkce sekce C – dobývání nerostných surovin ve čtvrtletích let 1998 – 2002

Indexy ukazatelů	Výnosy bez tržeb za zboží	Tržby za prodej vl. výr. a služeb	Účetní přidaná hodnota	Produkce	Hrubá přidaná hodnota
Výnosy bez tržeb za zboží	x	0,67	0,43	0,59	0,70
Tržby za prodej vl. výr. a služeb	0,67	x	0,55	0,51	0,94
Účetní přidaná hodnota	0,43	0,55	x	0,74	0,61
Produkce (IPP)	0,59	0,51	0,74	x	0,58
Hrubá přidaná hodnota	0,70	0,94	0,61	0,58	x

Tabulka 9

Koeficienty korelace sezónně očištěných mezičtvrtletních temp přírůstků/úbytků vybraných ukazatelů produkce sekce E – výroba a rozvod elektřiny, plynu a vody ve čtvrtletích let 1998 – 2002

Indexy ukazatelů	Výnosy bez tržeb za zboží	Tržby za prodej vl. výr. a služeb	Účetní přidaná hodnota	Produkce	Hrubá přidaná hodnota
Výnosy bez tržeb za zboží	x	-0,12	0,38	-0,22	0,41
Tržby za prodej vl. výr. a služeb	-0,12	x	0,19	0,59	0,32
Účetní přidaná hodnota	0,38	0,19	x	0,59	0,92
Produkce (IPP)	-0,22	0,59	0,59	x	0,66
Hrubá přidaná hodnota	0,41	0,32	0,92	0,66	x

Tabulka 10

Koeficienty korelace sezónně očištěných mezičtvrtletních temp přírůstků/úbytků vybraných ukazatelů produkce průmyslu (sekce C, D, E) ve čtvrtletích let 1998 – 2002

Indexy ukazatelů	Výnosy bez tržeb za zboží	Tržby za prodej vl. výr. a služeb	Účetní přidaná hodnota	Produkce	Hrubá přidaná hodnota
Výnosy bez tržeb za zboží	x	0,89	0,72	0,84	0,68
Tržby za prodej vl. výr. a služeb	0,89	x	0,71	0,85	0,49
Účetní přidaná hodnota	0,72	0,71	x	0,44	0,66
Produkce (IPP)	0,84	0,85	0,44	x	0,36
Hrubá přidaná hodnota	0,68	0,49	0,66	0,36	x

Tabulka 11

Koeficienty korelace sezónně očištěných mezičtvrtletních temp přírůstků/úbytků vybraných ukazatelů produkce sekce F – stavebnictví ve čtvrtletích let 1998 – 2002

Indexy ukazatelů	Výnosy bez tržeb za zboží	Tržby za prodej vl. výr. a služeb	Účetní přidaná hodnota	Stavební práce		Hrubá přidaná hodnota
				S	ZSV	
Výnosy bez tržeb za zboží	x	0,53	0,17	0,69	0,46	0,37
Tržby za prodej vl. výr. a služeb	0,53	x	0,39	0,80	0,73	0,07
Účetní přidaná hodnota	0,17	0,39	x	0,23	0,71	0,77
Stavební práce:						
– index S	0,69	0,80	0,23	x	0,58	0,11
– index ZSV	0,46	0,73	0,71	0,58	x	0,52
Hrubá přidaná hodnota	0,37	0,07	0,77	0,11	0,52	x

Ze srovnání hodnot korelačních koeficientů, uspořádaných v tabulce 12 (v závorkách jsou ukazatele pořadí příbuznosti s průběhem HPH), vyplývá, že indexy tržeb se jako nejbližší indexům HPH projevily pouze u sekce C, za průmysl celkem byly až třetí, u stavebnictví (F) poslední. Jejich (pro sledovaný účel) praktické alternativy (indexy produkce, stavebních prací⁶⁾ však dopadly ještě hůře: indexy stavebních prací podle dodavatelských smluv (S) byly třetí (ZSV druhé), index průmyslové produkce byl dvakrát poslední (C, D, též za průmysl celkem), pouze u sekce E byl druhý. Vzhledem k tomu, že statistickou deflací účetní přidané hodnoty lze uskutečnit až poté, kdy je známý výsledek statistické deflace hrubé přidané hodnoty, indexy účetní přidané hodnoty nepřípadají pro tvorbu signálního odhadu v úvahu, přestože se ex-post jeví jako nejvhodnější. (Upravené) výnosy se sice

6) Stavební práce provedené vlastními pracovníky (ZSV) představují objem stavebních prací, které provedli pracovníci zahrnutí do evidenčního počtu organizace (včetně produktivní práce učňů). Patří sem i objem prací na nové výstavbě, rekonstrukcích a modernizacích pro vlastní organizaci. Mezi ukazateli S a ZSV platí rámcový vztah: stavební práce provedené vlastními pracovníky + práce přijaté jako poddodávky od jiných organizací – práce provedené v poddodávce pro jiné organizace = stavební práce podle dodavatelských smluv (S).

řadí někam do středu pořadí příbuznosti, nepatří však mezi běžně zveřejňované ukazatele, navíc vyžadují statistickou deflací, pro kterou je k dispozici jen náhradní deflátor, odvozený z ocenění tržeb. Indexy tržeb jsou tedy pro sledovaný účel – aproximace vývoje hrubé přidané hodnoty – spíše nejméně nevhodnou variantou, mají však tu přednost, že je lze spolu s indexy stavebních prací získat s časovým předstihem před ostatními. Tento závěr jsme respektovali tím, že jsme opustili původně prováděné propočty odhadů odvětvových HPH a odvětvové indexy tržeb jsme zprůměrovali do celkového indexu tržeb (viz rovnice (3)). Zdá se, že v rámci ekonomiky dochází ke vzájemné kompenzaci důsledků přechodných výkyvů relace I_p/I_T . Na druhé straně je zřejmé, že nelze ponechat stranou důsledky sezónních výkyvů a střednědobých tendencí.

Tabulka 12

Srovnání hodnot korelačních koeficientů aproximativních indexů vybraných sekcí ve vztahu k indexům hrubé přidané hodnoty

Index	Sekce C	Sekce D	Sekce E	Průmysl celkem	Sekce F ¹⁾
Výnosy bez tržeb za zboží	0,70 (2)	0,52 (2)	0,41 (3)	0,68 (1)	0,37 (2/3)
Tržby za prodej vl. výr. a služeb	0,94 (1)	0,45 (3)	0,32 (4)	0,49 (3)	0,07 (4/4)
Účetní přidaná hodnota	0,61 (3)	0,83 (1)	0,92 (1)	0,66 (2)	0,77 (1/1)
Produkce (IPP)	0,58 (4)	0,20 (4)	0,66 (2)	0,36 (4)	0,11/0,52 ²⁾ (3/2)

1) V závorkách první číslo je pořadí při zařazení S, druhé číslo při zařazení ZSV.

2) Hodnoty pro indexy S, ZSV.

5. Závěr

Hrubý domácí produkt i další makroagregáty vznikají v rámci národního účetnictví průběžnou konfrontací tří výpočtových postupů, které vycházejí nejen z celkové (tuzemské, zahraniční) nabídky, nýbrž i z celkové poptávky a opírají se o toky důchodů. V tomto článku představený způsob se opírá jen o tuzemskou nabídku, čímž je jednostranný. Ostatní postupy se však zatím nedaří při tvorbě signálního odhadu uplatnit, protože se opírají o takové dílčí informace, které nejsou k dispozici s dostatečným časovým předstihem, resp. jejich stupeň skutečné aproximativnosti nebyl zatím dostatečně prozkoumán (např. amortizace, výdělky, smíšené důchody, zisky a daně pro důchodovou metodu). Zdokonalený algoritmus signálního odhadu je závislý jak na stabilitě používané metodologie sestavování čtvrtletních národních účtů, tak na dokonalosti jejího uplatňování, protože odhady ČSÚ za právě předcházejících šest čtvrtletí tvoří tu část historie, o níž se signální odhad také opírá. Vzhledem k tomu, že odvětvové indexy tržeb nelze považovat za nejvhodnější aproximace odvětvových indexů HPH, je zřejmé, že signální odhady celkových změn HDP (podle inovovaného algoritmu) nemohou být neovlivněny touto volatilitou ekonomického vývoje, která se do odvětvových statistik nepromítá stejně jako do makroagregátů (např. daně a dotace). Zde je pole pro další zdokonalení způsobu výpočtu signálních odhadů celkových změn reálného HDP. Je tedy třeba počítat s tím, že navrhovaný algoritmus může po čase přestat vyhovovat, že bude vyžadovat nějakou modifikaci, takže tvorba dokonalých signálních odhadů HDP bude patřit mezi vysoce odborné statistické činnosti. Na druhé straně se domníváme, že i širší odborná veřejnost si dokáže inovovaný algoritmus osvojit a že

jí může posloužit k získání vcelku opodstatněné orientační informace o celkové změně reálného HDP za dané čtvrtletí se zhruba měsíčním předstihem před stávajícími termíny zveřejňování odhadů ČSÚ, a to přinejmenším do té doby než ČSÚ začne námi doporučený, případně jiný (dokonalejší) algoritmus tvorby signálních odhadů uplatňovat ve svých prezentacích. Přitom je zřejmé, že žádný algoritmus, opírající se o tuzemskou nabídku, nedokáže respektovat ty důsledky mimořádných událostí, které se neodrazí v krátkodobých statistikách produkce; současně je ještě vhodné znovu připomenout, že jde o algoritmus pohotové syntézy dílčích krátkodobých statistických informací o produkci za dané čtvrtletí, tedy nikoliv o algoritmus predikce (předpovědi).

Literatura

Čtvrtletní národní účty ČR ve 4. čtvrtletí 2001. Praha, ČSÚ 2002.

Čtvrtletní národní účty ČR v 1. čtvrtletí 2002. Praha, ČSÚ 2002.

Jílek, J., Vojta, M.: Uživatelské bleskové odhady krátkodobých změn hrubého domácího produktu České republiky. *Politická ekonomie*, 2001, č. 1, s. 74-90.

Jílek, J., Vojta, M.: Koherence krátkodobých indexů produkce a indexů hrubé přidané hodnoty ČR za vybraná odvětví v letech 1998-2001. *Statistika*, 2002, č. 11-12, s. 409-422.

Koherence ukazatelů produkce průmyslu a stavebnictví. Praha, ČSÚ 2002, interní materiál.

Odhad tvorby a užití hrubého domácího produktu, 4. čtvrtletí 2000. Praha, ČSÚ 2000.

Odhad vlivu opravy údajů o zahraničním obchodě na HDP a jeho složky. TZ ČSÚ, 17. 1. 2003.

Rychlé informace ČSÚ (<http://www.czso.cz/cz/aktual/zsihtml.htm>).

Šlégrová, H.: Zásady profilování ekonomických subjektů. *Statistika*, 1999, č. 2, s. 69-77 (a).

Šlégrová, H.: Typy statistických jednotek a profilování ekonomických subjektů v podmínkách ČSÚ. *Statistika*, 1999, č. 7, s. 281-286 (b).

Šlégrová, H.: Kvalita statistických dat. *Statistika*, 2002, č. 5, s. 153-161.

ENHANCED USER FLASH ESTIMATES OF QUARTER - ON-QUARTER CHANGES IN GROSS DOMESTIC PRODUCT OF THE CZECH REPUBLIC AT CONSTANT PRICES

Jaroslav JÍLEK, University of Economics, 4, W. Churchill Sq., CZ – 130 67 Prague 3 (e-mail: jil@vse.cz); Miloš VOJTA, Czech Statistical Office, Sokolovská 142, CZ – 186 04 Prague 8 (e-mail: vojta@gw.czso.cz).

Abstract:

The authors present an algorithm for making flash estimate of quarterly change in gross domestic product at constant prices in the conditions of the Czech Republic. This algorithm is based on monthly/quarterly statistics on the output of individual branches, i.e. on data measuring trends in structured domestic supply. Estimates produced by the Czech Statistical Office and covering six preceding quarters make up the part of history, which the flash estimate is built on. It depends therefore on both the stability of methodology used for compiling quarterly national accounts and the perfection of its application. The authors assume that the innovated algorithm should be accessible to experts as well as the general public, and that it can serve them to arrive at well-founded rough information on total quarter-on-quarter change in GDP at constant prices a month or so before Czech Statistical Office official estimate is released.

Keywords: gross domestic product, flash estimate, quarter-on-quarter change, algorithm

JEL Classification: O01, C13, C16