

Vydává Univerzita Karlova v Praze, Fakulta sociálních věd ve spolupráci s Českou národní bankou a Ministerstvem financí ČR prostřednictvím A.L.L. production, s.r.o., Praha

© UK Praha, Fakulta sociálních věd

Published by Charles University, Prague, Faculty of Social Sciences, in cooperation with the Czech National Bank and the Ministry of Finance of the CR, through the A.L.L. production, Ltd., Prague
© Charles University, Prague, Faculty of Social Sciences

Časopis je dokumentován v Social Science Citation Index (<http://www.isinet.com/>) a v elektronické verzi indexu EconLit (<http://www.econlit.org/>).

The journal is monitored by the Social Science Citation Index (<http://www.isinet.com/>) and the electronic EconLit index (<http://www.econlit.org/>).

OBSAH

- Vladimír BEZDĚK – Vladimír STILLER:
Modelování hlavních daňových příjmů
české rozpočtové soustavy 66
Jiří SLAČÁLEK: Blackův-Scholesův model
oceňování opcí 78
Anton MARCINČIN: Správa obchodných
spoločností v tranzitívnych krajinách –
úvod 97

Semináře ČSE

- Martin ČIHÁK: Ekonomie jako imperiální
věda 113

Daňové judikáty

- Výběr ze soudních rozhodnutí ve věcech daní
4/2000 117

Uprostřed čísla:

Quarterly Economic and Fiscal Bulletin of the Czech Republic No. 21

CONTENTS

- Vladimír BEZDĚK – Vladimír STILLER:
Forecasting the Main Tax Revenues in the
Czech Economy 66
Jiří SLAČÁLEK: Black-Scholes Options Pricing Model 78
Anton MARCINČIN: Corporate Governance
in Transition Countries 97

CES Seminars

- Martin ČIHÁK: Economics as an Imperial
Science 113

Tax Judicial Decisions

- Abstract from Court Decisions Concerning
Taxation No. 4/2000 117

In the middle of this issue:

Quarterly Economic and Fiscal Bulletin of the Czech Republic No. 21

Toto číslo předáno do sazby: 4. 1. 2000

Souhlas k tisku: 3. 2. 2000

*Autorská práva vykonává vydavatel (viz § 4 zák. 35/1965 Sb. ve znění změn a doplňků). Užití části nebo celku publikovaných textů – vč. publikovaných zpracovaných znění judikátů –, rozmnožování a šíření jakýmkoli způsobem (zejména mechanickým nebo elektronickým) bez výslovného svolení vydavatele je **zakázáno**.*

Redakce prosí autory, aby při předávání příspěvků uváděli celé své jméno, adresu domů i na pracoviště, telefonní, faxové a e-mailové spojení. K příspěvku je nezbytné přiložit anglické resumé (o rozsahu maximálně 150 slov). Příspěvek by neměl přesáhnout 25 normovaných rukopisných stran, a to včetně grafů a tabulek. Pro elektronickou podobu prosíme požijte program Word (až do verze 97).

*Redakce předpokládá, že příspěvek nabízený k publikaci v tomto časopise je **originální**, tedy že dosud nebyl nabídnut a bez souhlasu redakce ani nebude nabídnut k publikaci jiné redakci nebo jinému vydavateli. Pokud tomu tak není, prosíme o písemné sdělení této skutečnosti.*

Modelování hlavních daňových příjmů české rozpočtové soustavy*

Vladimír BEZDĚK – Vladimír STILLER**

1. Úvod

Rozpočtová či fiskální problematika obecně se v poslední době začínají diskutovat na české ekonomické scéně stále častěji. Jednou ze zjevných příčin je bezesporu rychle se prohlubující nerovnovážná tendence ve vývoji českých veřejných financí. Hlavním cílem tohoto příspěvku je pokusit se kvantifikovat vazby mezi inkasem hlavních rozpočtových příjmů a vybranými makroekonomickými veličinami, které mohou determinovat výši příjmů. Tento článek má proto především empirický charakter.

Je až zarážející, jak málo pozornosti se věnuje této problematice, ačkoliv jde – v souvislosti s procesem schvalování státního rozpočtu – o každoročně se opakující a aktuální událost. Prozatím se autoři tohoto příspěvku nesetkali s žádnou veřejně publikovanou ekonometrickou analýzou příjmové stránky české rozpočtové soustavy, která by se pokusila nalézt určité vztahy mezi vývojem vybraných makroekonomických ukazatelů a výší inkasa nejdůležitějších daňových příjmů české rozpočtové soustavy. Tato skutečnost je ještě méně pochopitelná ve světle poměrně čerstvých zkušeností z počátku roku 1999, kdy jsme měli příležitost vidět, jak nepřesný odhad makroekonomických ukazatelů (a jejich následná revize směrem k realističtějším hodnotám) může výrazně přispět k dodatečné změně výše salda státního rozpočtu, potažmo pak celých veřejných financí.

Proto předkládáme do diskuze následující výsledky naší analýzy, a to s vědomím všech jejích nedostatků a nepřesností. Alespoň některé z těchto problematických skutečností se pokoušíme sami identifikovat. Nejlepším osudem tohoto článku by bylo, kdyby nezapadl v čase, ale naopak otevřel širokou diskuzi mezi odbornou veřejností i různými institucemi, jejímž vyústěním by bylo, že bychom v jejím závěru disponovali poměrně solidním instrumentem, jehož pomocí bychom vnesli do otázky predikce rozpočtových příjmů poněkud více jistoty, než je v ní v současné době.

Tento článek je strukturován do pěti částí. Po úvodní kapitole následuje pasáž popisující datovou základnu a použitý postup. Třetí část obsahuje přehled dosažených výsledků, čtvrtá kapitola upozorňuje na některá slabá místa prezentované analýzy. Poslední částí je závěr shrnující získané poznatky.

* Myšleny jsou veřejné rozpočty v užším pojetí, tzn. státní a místní rozpočty.

** Vladimír Bezděk, Vladimír Stiller – Česká národní banka

2. Data a postup

V tomto příspěvku se pokoušíme předložit jednoduché regresní modely schopné predikce nejdůležitějších daňových příjmů v závislosti na vývoji některých makroekonomických veličin. Konkrétně pracujeme s daní z přidané hodnoty (DPH), spotřebními daněmi (SD), daní z příjmu fyzických osob (DPFO), daní z příjmu právnických osob (DPPO) a pojistným na sociální zabezpečení (PSZ). V případě DPH, spotřebních daní a pojistného jde o data za státní rozpočet, u obou příjmových daní – vzhledem k principu sdílení jejich inkasa – se jedná o součet za státní a místní rozpočty. Časové řady vstupující do ekonometrických analýz počínají prvním čtvrtletím roku 1994 a končí druhým¹ čtvrtletím roku 1999. Hodnoty za rok 1993 jsme z naší analýzy vyloučili, protože šlo o první rok platnosti zcela nové daňové soustavy a jako takový je tak svým způsobem poněkud atypický. Navíc i hodnoty HDP, revidované v červnu 1999, jsou zatím k dispozici pouze od roku 1994.

Prezentované regresní modely jsou vybrány z testovaných modelů s různými vysvětlujícími proměnnými, včetně proměnné lineárního trendu, pomocných sezonních proměnných i proměnných zaznamenávajících hlavní změny v daňové soustavě, které se ovšem ukázaly jako nevýznamné. Při změně „hlavní“ vysvětlující proměnné v modelu trendem byl daný model méně významný (nižší koeficient determinace). Konstanta u většiny modelů vyšla statisticky nevýznamná; z tohoto důvodu byla v některých případech – pro lepší interpretaci výsledků – vynechána. Koeficient determinace i Durbinova-Watsonova statistika zůstaly v těchto případech téměř nezměněny.

V závorce pod rovnicemi jsou uvedeny standardní odchylky pro jednotlivé koeficienty. Tučně vytištěné hodnoty koeficientů v rovnicích modelů značí statistickou signifikantnost na 5% hladině významnosti. Dále uvádíme u modelů odhady vysvětlované proměnné a jejich odchylky od skutečnosti za rok 1998 a první pololetí roku 1999. V příloze k tomuto článku lze nalézt vybrané grafy charakterizující analyzované veličiny a rezidua příslušných modelů.

3. Výsledky

3.1 Daň z přidané hodnoty

Zkoumali jsme závislost DPH na hrubém domácím produktu, na konečné spotřebě (vlády, obyvatelstva a neziskových institucí celkem) a také na celkových peněžních příjmech domácností. Konečná spotřeba je hlavní komponentou domácí agregátní poptávky, na jejímž vývoji by mělo být inkaso DPH závislé. Celkové peněžní příjmy domácností představují určité rozpočtové omezení, kterému jsou domácnosti při rozhodování o velikosti svých nákupů vystaveny. Vzhledem k tomu, že podstatná část konečné spotřeby jde na vrub domácností, analyzuje model C možný vztah mezi DPH a celkovými peněžními příjmy domácností.

Model B hledá vztah mezi DPH a celkovým HDP v běžných cenách a řeší tak do určité míry skutečnost, že v modelu A abstrahujeme od výběru daně

¹ U modelů pracujících s peněžními příjmy domácností celkem a peněžními příjmy z mezd končí data prvním čtvrtletím roku 1999.

z přidané hodnoty v souvislosti s pořizováním investičních statků. Proto souhrnný ukazatel HDP může představovat vhodnější základnu pro regresní analýzu. Vedlejším (z hlediska cílů tohoto článku), avšak ne nevýznamným výsledkem v případě existence statisticky těsného vztahu DPH a HDP může být využití inkasa DPH k predikci vývoje HDP (v běžných cenách). Výběr DPH je znám pouze s několikadenním zpožděním po uplynutí každého měsíce (čtvrtletí), kdežto HDP je zveřejňován čtvrtletně s téměř tříměsíčním zpožděním.

Model A: DPH a konečná spotřeba (KS)

$$DPH_t = 1,1007 + 0,0861 \cdot KS_t + 4,2766 \cdot S_4 + 2,9013 \cdot S_2; R^2=0,93, DW=1,45$$

(2,10) (0,0078) (0,94) (0,83)

(1)

kde t znamená čas ve čtvrtletích a S_4 a S_2 jsou sezonní proměnné pro čtvrté, resp. druhé čtvrtletí. Tučně vytištěné koeficienty jsou statisticky signifikantní na 95% hladině spolehlivosti. Hodnoty v závorkách představují směrodatné chyby koeficientů v rovnicích.

Model B: DPH a hrubý domácí produkt (HDP)

$$DPH_t = -0,1734 + 0,0624 \cdot HDP_t + 7,4946 \cdot S_4 + 3,9000 \cdot S_2; R^2=0,92, DW=1,54$$

(2,25) (0,0058) (0,88) (0,83)

(2)

Model C: DPH a celkové peněžní příjmy domácností (PPDC)

$$DPH_t = 3,6517 + 0,0799 \cdot PPDC_t + 5,5269 \cdot S_4 + 2,3071 \cdot S_2; R^2=0,94, DW=1,58$$

(1,73) (0,0067) (0,77) (0,73)

(3)

Pro predikci DPH na rok 1999 pomocí této rovnice však musíme odhadnout vývoj peněžních příjmů domácností, protože poslední oficiálně známá data jsou za první čtvrtletí roku 1999. Celkové peněžní příjmy domácností jsou velmi závislé na vývoji peněžních příjmů z mezd (PPZM):

$$PPDC_t = 1,9264 \cdot PPZM_t; R^2=0,97, DW=2,11$$

(0,011)

Avšak i vývoj příjmů z mezd, které jsou jednou ze složek celkových příjmů domácností, musíme odhadnout, protože i u příjmů z mezd poslední oficiální data končí prvním čtvrtletím roku 1999. Vyjdeme z předpokladu MF ČR (návrh státního rozpočtu na rok 2000 ze dne 17. 9. 1999), kde se počítá s nárůstem objemů mezd a platů pro rok 1999 ve výši 4,0 % ve srovnání s rokem 1998 (za který již známe oficiální data). Proto jsme schopni odhadnout příjmy z mezd ke konci roku, následně pak i příjmy domácností celkem a poté i DPH dle modelu C – *tabulka 1*.

TABULKA 1 Daň z přidané hodnoty

v mld. Kč

	predikce model A	predikce model B	predikce model C	skutečnost	odchylka model A	odchylka model B	odchylka model C
1998: I.Q	25,6	26,4	25,6	25,7	-0,1	0,7	-0,1
II.Q	31,7	32,0	30,3	30,0	1,7	2,0	0,3
III.Q	29,5	29,6	28,4	28,4	1,1	1,2	0,0
IV.Q	36,8	36,4	35,9	35,3	1,5	1,1	0,6
1998: I.-IV.Q	123,6	124,3	120,3	119,4	4,2	4,9	0,9
1999: I.Q	26,5	26,6	27,8	27,2	-0,7	-0,6	0,6
II.Q	32,8	32,9		35,9	-3,1	-3,0	
1999: I.-IV.Q ^c	127,7	127,4	125,6^a	137,0^b	-9,3	-9,6	-11,4

poznámky: ^a Jde o „odhad odhadu“, protože peněžní příjmy domácnosti celkem jsme odhadli pomocí výše popsaného regresního vztahu s peněžními příjmy domácností z mezd, jejichž výše za rok 1999 je založena na odhadu MF ČR ze září 1999 (+4,0 %).

^b předpoklad MF ČR z návrhu státního rozpočtu na rok 2000 ze dne 17.9.1999

^c Predikce jsou založeny na predikci vývoje nominálního HDP podle MF ČR z materiálu ad b).

pramen: výpočty autorů

Závěr: Na základě srovnání odhadů pro rok 1998 se skutečnými hodnotami se ukazuje, že oba modely poskytují přijatelné výsledky, zejména pro celoroční hodnoty, kde chyba odhadu nepřesáhla cca 4 % skutečné hodnoty.

Použitím těchto modelů na rok 1999 docházíme k poněkud nižšímu odhadu výběru DPH, než činí odhad MF ČR, kdy rozdíl se pohybuje od 7 do 8 %. Příznivý vývoj inkasa DPH za prvních osm měsíců roku 1999, který je patrně výsledkem i zlepšení výběru této daně, vedl MF ČR v září ke zvýšení odhadu výběru DPH (z původních necelých 130 mld. Kč). V případě, že tyto strukturální faktory budou mít delší trvání, je možné očekávat inkaso blíže k predikci ministerstva. Celkově poskytují všechny tři modely velmi vyrovnané odhady.

3.2 Spotřební daně

Zkoumali jsme závislost spotřebních daní na konečné spotřebě a na celkových peněžních příjmech domácností, které charakterizují spotřebitelskou poptávku a měly by tak být nejvhodnějšími makroagregáty pro predikci této daně. Musíme si však uvědomit, že spotřební daně jsou z principu často uvalovány na statky s nízkoelastickou poptávkou, což do určité míry oslabuje kauzalitu předpokládanou v obou rovnicích. Důsledkem této skutečnosti může být i relativně nižší koeficient determinace v obou modelech.

Model A: SD a konečná spotřeba (KS)

$$SD_t = 3,3824 + 0,0418 \cdot KS_t; R^2=0,69, DW=2,76 \quad (5)$$

(1,72) (0,0061)

Model B: SD a celkové peněžní příjmy domácností (PPDC)

$$SD_t = 3,6775 + 0,0427 \cdot PPDC_t; R^2=0,68, DW=2,69 \quad (6)$$

(1,77) (0,0067)

TABULKA 2 Spotřební daně

v mld. Kč

	predikce model A	predikce model B	skutečnost	odchylka model A	odchylka model B
1998: I.Q	15,3	15,4	16,1	-0,8	-0,7
II.Q	16,9	16,7	15,1	1,8	1,6
III.Q	17,2	16,9	17,9	-0,7	-1,0
IV.Q	18,6	18,0	18,8	-0,2	-0,8
1998: I.-IV.Q	67,9	67,0	67,8	0,1	-0,8
1999: I.Q	15,7	16,6	15,1	0,6	1,5
II.Q	17,4		17,0	0,4	
1999: I.-IV.Q ^c	69,9	69,8^a	72,5^b	-2,6	-2,7

poznámky: viz tabulka 1

pramen: výpočty autorů

Přesto se však zdá, že oba modely poskytují dobré odhady inkasa spotřebních daní, zejména pro celoroční hodnoty – viz *tabulka 2*.

Závěr: Odchylky odhadů na rok 1998 od skutečnosti jsou do 1,2 % skutečné hodnoty. Na rok 1999 je odchylka modelů od očekávání MF ČR mírně vyšší (do 3,7 %), ale téměř celá je způsobena diskreční změnou daňových sazeb SD platných od 1. 7. 1999. Dopad této úpravy odhaduje ministerstvo na asi 2,3 mld. Kč dodatečných příjmů. Po zohlednění tohoto vlivu by byly predikce prakticky totožné s očekáváním skutečného inkasa.

3.3 Daň z příjmu fyzických osob (DPFO)

Zkoumali jsme závislost na peněžních příjmech domácností z mezd a na vývoji nominálního HDP. Model A zkoumá vztah mezi daní z příjmů fyzických osob a peněžními příjmy domácností z mezd. Zhruba 70 % celkového inkasa DPFO se totiž rekrutuje ze závislé činnosti (tj. zejména příjmy z mezd).

Model B prověřuje i vazbu mezi DPFO a nominálním HDP. Za předpokladu, že mzdy a platy spolu s důchody z vlastnictví představují v čase přibližně stabilní podíl na hrubém domácím produktu co do výše i struktury, lze pro předpovědi DPFO využít také údajů o HDP v běžných cenách.

Model A: DPFO a peněžní příjmy domácností z mezd (PPZM)

$$DPFO_t = -2,7491 + 0,1617 \cdot PPZM_t - 1,5723 \cdot S_2 + 2,8936 \cdot S_3; R^2=0,97, DW=2,17$$

(1,30) (0,0089) (0,93) (0,43)

(7)

Model B: DPFO a nominální HDP

$$DPFO_t = -5,5377 + 0,0616 \cdot HDP_t + 2,0426 \cdot S_3 + 3,0480 \cdot S_4; R^2=0,96, DW=2,09$$

(1,15) (0,0030) (0,44) (0,45)

(8)

Pro oba modely se daní z příjmu fyzických osob myslí a predikuje její konsolidovaný výsledek za státní a místní rozpočty. Tato daň, stejně jako daň z příjmu právnických osob se dělí z hlediska inkasa mezi státní a místní rozpočty. *Tabulka 3* ukazuje, že oba modely poskytují velmi dobré výsledky.

TABULKA 3 Daň z příjmu fyzických osob

v mld. Kč

	predikce model A	predikce model B	skutečnost	odchylka model A	odchylka model B
1998: I.Q	20,6	20,7	20,9	-0,3	-0,2
II.Q	21,9	22,4	21,7	0,2	0,7
III.Q	25,8	25,9	25,9	-0,1	0,0
IV.Q	26,1	26,2	26,4	-0,3	-0,2
1998: I.–IV.Q	94,5	95,1	94,9	-0,4	0,2
1999: I.Q	21,7	20,9	21,0	0,7	-0,1
II.Q ^c		23,2	21,8		1,4
1999: I.–IV.Q ^c	98,7^a	98,1	101,2^b	-2,5	-3,1

poznámky: viz tabulka 1
pramen: výpočty autorů

Závěr: Oba modely DPFO přinášejí kvalitní odhady, odchylky odhadu na rok 1998 od skutečnosti jsou do 0,4 % skutečné hodnoty.

Pro rok 1999 odhadují oba modely prakticky totožné výsledky, mírně (cca do 3 %) pod očekáváním ministerstva financí.

3.4 Daň z příjmu právnických osob (DPPO)

V některých materiálech ministerstva financí se slovně (tj. bez číselné kvantifikace, bez uvedení rovnice modelu) zmiňuje existence určité závislosti mezi vývojem zpožděného nominálního HDP a daní z příjmu právnických osob. V naší analýze se nepodařilo objevit žádnou statisticky věrohodnou závislost tohoto typu; proto nejsme ani schopni předložit model, který by predikci této daně umožňoval.

Jedním z hlavních důvodů neprokazatelnosti statistického vztahu je bezesporu skutečnost, že podniky mohou odečítat daňovou ztrátu až po 7 následujících let. Vzhledem k tomu, že máme k dispozici časové řady maximálně od roku 1993 (obsahující tedy šest ucelených roků), není prakticky možné odlišit vliv faktoru odpisu daňové ztráty ze zisků následujících let. Další „nepříjemností“ pro ekonometrickou analýzu DPPO je skutečnost, že od roku 1993 dochází v této dani k výrazným změnám v daňových zákonech, ať už týkajících se snižování sazby daně, nebo ovlivňujících výši daňového základu (úpravy daňových odpisů, daňově uznatelné náklady atd.). Těchto i dalších problémů si je ostatně dobře vědomo i ministerstvo financí, protože odhady se často od skutečně vybrané daně výrazně liší. Dokládá to *tabulka 4* s údaji (konsolidovaný výběr daně z příjmu právnických osob za státní a místní rozpočty) za poslední tři roky.

TABULKA 4 Daň z příjmu právnických osob

v mld. Kč

	schválený rozpočet	upravený rozpočet	skutečnost
1997	71,7	53,3	55,0
1998	43,8		67,3
1999	64,4		64,5 ^a

prameny: Zákony o SR 1997–1999; úpravy těchto zákonů a Státní závěrečné účty za roky 1997–1998
poznámka: ^a Jde o očekávanou skutečnost dle MF ČR z návrhu SR na rok 2000 ze dne 17. 9. 1999; před tímto datem očekávalo ministerstvo výběr necelých 62 mld. Kč.

TABULKA 5 Pojistné na sociální zabezpečení

v mld. Kč

	predikce model A	predikce model B	skutečnost	odchylka model A	odchylka model B
1998: I.Q	46,9	46,2	48,7	-1,8	-2,5
II.Q	49,3	51,5	50,4	-1,1	1,1
III.Q	51,1	50,4	50,6	0,5	-0,2
IV.Q	57,1	56,3	54,2	2,9	2,1
1998: I.–IV.Q	204,4	204,3	204,0	0,4	0,3
1999: I.Q	48,9	48,1	49,7	-0,8	-1,6
1999: I.–IV.Q ^c	212,2^a	212,1^a	213,7^b	0,4	0,3

poznámky: viz tabulka 1

pramen: výpočty autorů

3.5 Pojistné na sociální zabezpečení (PSZ)

Zkoumali jsme závislost pojistného a peněžních příjmů domácností z mezd. Pojistné na sociální zabezpečení se skládá z pojistného na důchodové zabezpečení, nemocenského pojištění a pojistného na státní politiku zaměstnanosti. Podstatnou část pojistného odvádí zaměstnanci a zaměstnavatelé v závislosti na výši mezd. Platby od osob samostatně výdělečně činných jsou pouze doplňkovým zdrojem příjmů, protože počet OSVČ je výrazně nižší než počet zaměstnanců, OSVČ nemusejí platit nemocenské pojištění a navíc často platí pojistné z minimálního (zákonem stanoveného) základu, který je značně nižší než průměrná mzda v ekonomice. Jako statisticky nejlepší se ukazuje následující rovnice:

$$\text{Model A: } PSZ_t = 2,9912 + \mathbf{0,3032} \cdot PPZM_t - \mathbf{2,9668} \cdot S_2; R^2=0,92, DW=2,16 \quad (9)$$

(3,55) (0,0245) (1,12)

Pouze o trochu statisticky „horší“ je následující rovnice bez sezonní proměnné pro druhé čtvrtletí:

$$\text{Model B: } PSZ_t = 2,7056 + \mathbf{0,3003} \cdot PPZM_t; R^2=0,88, DW=2,24 \quad (10)$$

(4,2) (0,0290)

Oba modely poskytují velmi přesné odhady, jak můžeme posoudit z tabulky 5.

Závěr: Odchyly odhadu na rok 1998 ve srovnání se skutečností jsou 0,2 % skutečné hodnoty. Pro rok 1999 poskytují oba modely výsledky prakticky v souladu s očekáváním ministerstva, protože odchylka cca 0,7 % je zanedbatelná. Vzhledem k ekonomické krizi českých podniků a jejich prohlubující se platební neschopnosti však nelze vyloučit, že výsledná skutečnost inkasa pojistného bude nižší, než činí předpoklad MF ČR. Ani výrazný nárůst průměrné reálné mzdy by nemusel mít příliš pozitivní dopad na inkaso pojistného, protože je z velké části vytěsňován rychle rostoucí nezaměstnaností. Predikce obou modelů na rok 1999 jsou vzhledem k predikovanému objemu prakticky shodné.

TABULKA 6 Mzdový vývoj v období 1994–1998

meziroční změny v %

	1994	1995	1996	1997	1998	1999 I.Q.
průměrná nominální mzda	17,1	17,5	18,0	11,9	9,3	8,6
průměrná reálná mzda	5,0	6,5	8,4	3,2	-1,4	5,4
produktivita práce (PP)	0,7	1,8	2,6	1,1	-0,4	-1,5
nominální jednotkové mzdové náklady (JMN)	15,0	13,5	12,5	7,9	7,7	9,4
reálné jednotkové mzdové náklady (RJMN)	3,6	1,2	2,6	1,3	-2,9	5,2

poznámky: PP = reálný HDP na zaměstnanou osobu; JMN= nominální příjmy z mezd/reálný HDP;

RJMN = JMN/HDP deflátor

pramen: ČNB

3.6 Analýza celkových příjmů a výdajů státního rozpočtu v závislosti na vývoji mezd

Jako určitý doplněk této práce jsme provedli také analýzu závislosti celkových rozpočtových příjmů a výdajů na vývoji mezd v české ekonomice. U mezd jsme pracovali jak s jejich celkovým objemem v ekonomice (peněžní příjmy domácností z mezd), tak i s jejich průřezovými veličinami (průměrná mzda v ekonomice).

Ve všech případech vyšel poměrně očekávaný výsledek: výdaje státního rozpočtu jsou na vývoj mezd citlivější mnohem více než příjmy státního rozpočtu. Následující rovnice charakterizují tuto situaci pro případ použití prvních diferencí peněžních příjmů domácností z mezd:

$$d(\text{výdaje } SR_t) = 1,397 \cdot d(\text{PPZM}_t); R^2=0,88, DW=2,63 \quad (11)^2$$

(0,134)

$$d(\text{příjmy } SR_t) = 0,839 \cdot d(\text{PPZM}_t); R^2=0,84, DW=3,11 \quad (12)$$

(0,0935)

Rozdíl mezi koeficienty (1,397–0,839) ve prospěch výdajů tak charakterizuje směr, kterým se ubírá (ne)rovnováha státního rozpočtu, potažmo celých veřejných rozpočtů v České republice v situaci, kdy vývoj průměrné reálné mzdy není podložen dostatečným zvyšováním reálné produktivity práce. Jak dokumentuje *tabulka 6*, tento nepříznivý národohospodářský vývoj mezd a produktivity, vyústující v růst reálných jednotkových mzdových nákladů, trvá v české ekonomice dodnes, s výjimkou roku 1998.

Koeficienty z výše uvedených rovnic nás ani nepřekvapí, pokud si uvědomíme velikost a váhu hlavních rozpočtových příjmů a výdajů, které jsou tak či onak přímo spojeny s vývojem objemu mezd nebo průměrné mzdy. *Tabulka 7* podává bližší údaje pro státní rozpočet na rok 1998 a 1999.

Vidíme, že celková váha rozpočtových příjmů závislých na vývoji mezd je nižší než váha rozpočtových výdajů kopírujících vývoj mezd v ekonomice. Proto budou-li i do budoucna pokračovat výše popsané nepříznivé tendence ve vývoji mezd a produktivity práce a nezmění-li se způsob nastavení vý-

² Oba uvedené koeficienty determinace jsou pro rovnici s konstantou, která se ovšem neprojevila jako statisticky významná.

TABULKA 7 Příjmy a výdaje SR spjaté přímo s vývojem mezd

v % z výdajů SR 1998, resp. 1999

	1998	1999 ^b
příjmy: celkem	40,1	39,4
pojistné na sociální zabezpečení	36,0	35,4
DPFO ze závislé činnosti	4,1	4,0
výdaje: celkem	54,4	56,7
sociální transfery ^a	38,3	40,3
mzdové výdaje rozpočtových a příspěvkových organizací a ostatní náhrady celkem (včetně pojistného na sociální zabezpečení)	16,1	16,4

poznámky: ^a zde pouze důchody a sociální dávky, protože výdaje na nezaměstnanost nemají přímou vazbu na vývoj mezd v ekonomice

^b očekávaná skutečnost, návrh státního rozpočtu na rok 2000 ze dne 17. 9. 1999, MF ČR

pramen: výpočet autorů na základě Státního závěrečného účtu za rok 1998 a návrhu státního rozpočtu na rok 2000 ze dne 17. 9. 1999

dajů státního rozpočtu, lze očekávat, že sklon státního rozpočtu k deficitnosti v čase poroste. I na základě těchto údajů vidíme, že česká rozpočtová politika stojí před nutnou reformou své výdajové stránky, zejména tzv. mandatorních výdajů v sociální oblasti.

4. Některé problémy analýzy

Jak již bylo dříve řečeno, plně si uvědomujeme, že výše předložené modely mají mnohá omezení. Z modelů vyplývá, že analyzované časové řady obsahují často významnou sezonnost, popřípadě i společný vývoj trendu v čase daný jejich nominálním charakterem. Tyto faktory vysvětlují bezesporu alespoň část většinou příznivých a vysokých koeficientů determinace při použití pomocných sezonních proměnných v modelech. Například u daně z přidané hodnoty ve vztahu k hrubému domácímu produktu pomáhají sezonní proměnné zahrnuté v regresním modelu „vysvětlit“ vývoj daně asi ze 30 procent. Jak lze také vyčíst z grafické přílohy, v jednoduchých regresních modelech mohou chybět další vhodné vysvětlující proměnné, což se odráží v někdy ne zcela náhodném charakteru reziduí modelů.

Dalším problémem může být existence časových zpoždění. Zejména u daně z přidané hodnoty lze z logiky věci očekávat zpoždění mezi vývojem inkasa a makroekonomickými ukazateli ve velikosti 1 čtvrtletí, popřípadě 1 rok. Přesto však pokusné modely beroucí v úvahu faktor zpoždění poskytly statisticky slabší výsledky.

Mezi nezodpovězené otázky lze řadit i problematiku změn v daňových předpisech, ať už se týkají úprav daňových sazeb, nebo způsobu výpočtu daňových základů. Pokud by tyto změny výrazně ovlivnily strukturu daňového systému (měřenou například pomocí váhy dílčích daňových příjmů na HDP), dojde k oslabení predikční schopnosti výše prezentovaných dílčích regresních modelů.

Možným námětem práce do budoucna se může stát i přesunutí analýzy závislosti daňových příjmů na makroekonomickém vývoji z oblasti nominálních ukazatelů na veličiny reálně deflované pomocí indexu spotřebitelských cen nebo i dalších dílčích deflátorů.

Můžeme tedy konstatovat, že v oblasti ekonometrické analýzy daňových příjmů české rozpočtové soustavy nadále zůstává množství nevyřešených

otázek, na které tento článek zatím nedokázal dát patřičné odpovědi. Některé z těchto otevřených problémů jsme se pokusili naznačit v předchozích odstavcích. Tyto podněty mohou být chápány jako možné směry další diskuze a zdokonalování ekonometrického instrumentária aplikovaného na fiskální oblast.

5. Celkový závěr

Provedenou analýzou jsme získali poměrně solidní predikční modely pro daň z přidané hodnoty, spotřební daně, daně z příjmu fyzických osob a pojistné na sociální zabezpečení. Výši inkasa daně z příjmu právnických osob nejsme schopni předpovídat.

Získané predikce na rok 1999 jsou prakticky v souladu se současným očekáváním ministerstva financí. Vzhledem k problémům popsaným ve čtvrté části však musíme mít na paměti i faktory, které určitým způsobem použití těchto výsledků omezují. Domníváme se však, že z hlediska krátkodobých predikcí, tj. v rámci jednoho roku, a při výrazně nezměněných strukturálních podmínkách lze predikce z výše uvedených modelů považovat za poměrně přijatelné. Do doby, než bude k dispozici fundovanější aparát, může být přínosné průběžně se znalostí nových čtvrtletních hodnot výše uvedené výsledky „přepočítávat“ na prodloužených časových řadách, abychom byli schopni alespoň do určité míry zachytit i ony strukturální změny.

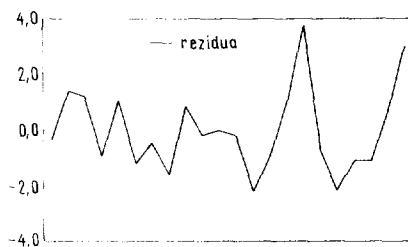
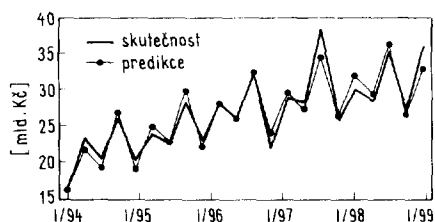
Práním autorů je, aby byl tento článek přes všechny své nedostatky brán jako pokus nastartovat odbornou diskuzi nad tak zajímavým, aktuálním a ožehavým problémem, kterým predikce daňových příjmů bezesporu je. Tato diskuze by mohla přinést více světla do oblastí stojících zcela nespravedlivě zatím poněkud ve stínu. Výsledkem by tak mohlo být lepší pochopení některých fiskálních jevů a procesů, což by výrazně přispělo k přesnějšímu a reálnějšímu formulování adekvátní rozpočtové politiky. Fiskální politika splňující takovéto parametry by se pak mohla stát základem pro tolik nutnou společnou koordinaci hospodářských politik vlády a měnové politiky centrální banky, směřující ku prospěchu celé české ekonomiky.

LITERATURA

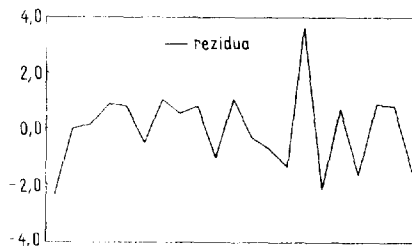
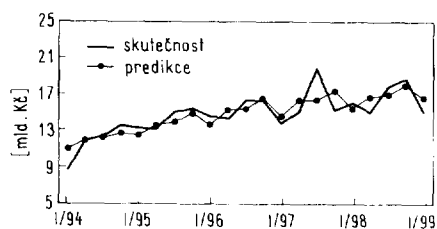
- Návrh zákona o státním rozpočtu na rok 2000. Ministerstvo financí ČR, Praha, 17. 9. 1999.
Příprava rozpočtu na rok 2000. Ministerstvo financí ČR, Praha, 18. 6. 1999.
Státní závěrečné účty 1997 a 1998.
Střednědobý fiskální výhled na období 2000–2002. Ministerstvo financí ČR, Praha, 15. 7. 1999.
Střednědobý výhled státního rozpočtu v perspektivě do roku 2002. Ministerstvo financí ČR, Praha, 21. 4. 1999.
Zákony o státním rozpočtu 1997–1999.

GRAFICKÁ PŘÍLOHA

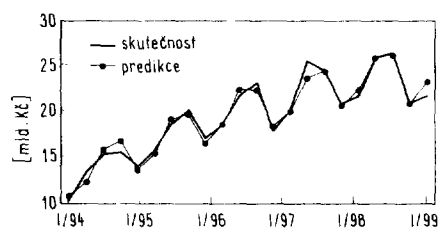
GRAF 1 Daň z přidané hodnoty: skutečnost a predikce
predikce podle rovnice (2) – závislost na HDP



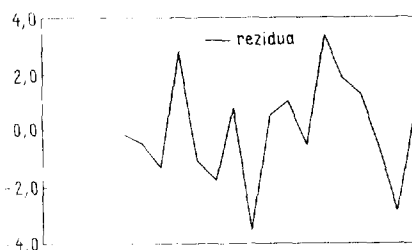
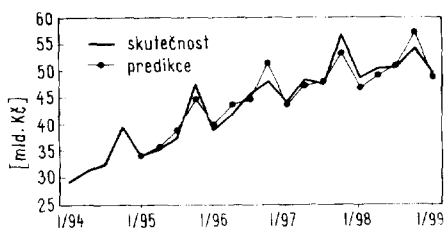
GRAF 2 Spotřební daně: skutečnost a predikce
predikce podle rovnice (6) – závislost na PPDC



GRAF 3 Daň z příjmu fyzických osob: skutečnost a predikce
predikce podle rovnice (8) – závislost na HDP



GRAF 4 Pojistné na sociální zabezpečení: skutečnost a predikce
predikce podle rovnice (9) – závislost na PPZM



SUMMARY

JEL Classification: H2

Keywords: public finance – taxes

Forecasting the Main Tax Revenues in the Czech Economy

Vladimír BEZDĚK – Vladimír STILLER, Czech National Bank, Monetary Analyses Division

This article deals with the forecasting of the main tax revenues in the Czech economy. The authors analyze the relationship between taxes (value added, excise, corporate income, personal income, and social-security contributions) and selected macroeconomic variables (especially, GDP and wage growth). Several linear regression models are presented. They tend to be viable and suitable for the short-term estimation of tax revenues conditional to no structural changes in the fiscal framework. The authors, in emphasizing the difficulties associated with the predictability of budget resources, shed light upon the fiscal processes in the Czech economy.