

Vydává Ministerstvo financí České republiky ve spolupráci s Českou národní bankou ve vydavatelství *Economia, a. s., Praha*

© Ministerstvo financí ČR

Adresa redakce: Vinohradská 49
120 74 Praha 2

Telefon: 253 018 nebo: 24 21 00 25, l. 361

Fax: 253 728

Vedoucí redaktor: Ing. Ivan Kočárník, CSc.

OBSAH

Expozé místopředsedy vlády a ministra financí ČR k návrhu státního rozpočtu ČR na rok 1994 1

Rolf GRÜNWALD: Zisk v popředí zájmu 11

Jan HANOUSEK—Zdeněk TŮMA: Makroekonomický model české ekonomiky: návrh možného přístupu 18

Recenze

Jiří JONÁŠ: Barrova Makroekonomie — počtvrté (J. R. Barro) 30

Z historie

Stanislava PŮLPÁNOVÁ—Karel PŮLPÁN: Nástin vývoje peněz a měny na našem území do roku 1945 — 2. část 38

Přehled — Survey

Tabulka č. 1 Konsolidované bilance příjmů a výdajů veřejných rozpočtů (včetně zdravotních pojišťoven) 43

Tabulka č. 2 Bilance příjmů a výdajů státního rozpočtu ČR 43

Tabulka č. 3 Bilance příjmů a výdajů okresních úřadů a obcí 45

Table 1 Consolidated General Budget (including Health Insurance) 46

Table 2 Central Budget 46

Table 3 Local Budget 47

Uprostřed čísla:

R. A. MUSGRAVE—P. B. MUSGRAVEOVÁ: Veřejné finance v teorii a praxi (16. část): ss. 489—512

Všechny bibliografické údaje včetně údajů o autorských právech jsou uvedeny u prvního pokračování v č. 9/92 tohoto časopisu.

Publikováno po dohodě s vydavatelstvím McGraw-Hill, Inc.

Publishers: Ministry of Finance of the Czech Republic in Cooperation with Czech National Bank in Publishing House *Economia, Prague*

© Ministry of Finance of the Czech Republic

Editor's Office: Vinohradská 49
120 74 Prague 2
Czech Republic

Editor in Chief: Ivan Kočárník

CONTENTS

Exposé of the Deputy Prime Minister and Minister of Finance of the Czech Republic to the Proposal of the State Budget for 1994 1

Rolf GRÜNWALD: Profit in the Limelight 11

Jan HANOUSEK—Zdeněk TŮMA: Macro-Economic Model of the Czech Economy: Proposal of the Possible Approach 18

Book-Review

Jiří JONÁŠ: Barro's Macroeconomics — for the fourth time (J. R. Barro) 30

History

Stanislava PŮLPÁNOVÁ—Karel PŮLPÁN: The Outline of the Development of Money and Currency on our Territory till 1945 — 2nd Part 38

Survey

Table 1 Consolidated General Budget (including Health Insurance) (in Czech) 43
(in English) 46

Table 2 Central Budget (in Czech) 43
(in English) 46

Table 3 Local Budget (in Czech) 45
(in English) 47

In the middle of this issue:

R. A. MUSGRAVE—P. B. MUSGRAVE: *Public Finance in Theory and Practice* (Part XVI): pp. 489—512

You can find all bibliographical data including particulars on copyright in part I of this series in No 9/92 of this journal.

Published by arrangement with McGraw-Hill, Inc.

Redakční rada: dr. Ivan Angelis, doc. ing. Aleš Bulíř, MSc., CSc., ing. Petr Dvořák, ing. Miroslav Hrnčíř, DrSc., doc. ing. Kamil Janáček, CSc., ing. Miroslav Kerouš, ing. Ivan Kočárník, CSc., ing. Václav Kupka, CSc., ing. Tomáš Ježek, CSc., ing. Jiří Pospíšil, CSc., Vladimír Rudlovský, CSc., ing. Pavel Štěpánek, CSc., PhD. Jan Švejnar, doc. dr. František Vencovský, ing. Jan Vít, prof. ing. Karol Vlachynský, CSc.

Makroekonomický model české ekonomiky: návrh možného přístupu¹

Jan HANOUSEK — Zdeněk TŮMA*

Úvod

Při konstrukci makroekonometrického modelu ekonomiky, která se nachází v období přechodu od centrálně plánovacího alokačního mechanismu k tržní ekonomice, stojíme minimálně před čtyřmi zásadními problémy. Za prvé je to samotná specifikace modelu, dále pak nestabilita parametrů, nedostupnost dat v potřebné struktuře a kvalitě a s tím související nedostatečný počet pozorování.

Modely centrálně plánované ekonomiky (CPE) byly více než modifikované standardní makroekonomické modely. Bylo nutné popsat odlišné behaviorální vztahy a vypořádat se s jevy, které jsou pro tržní ekonomiku cizí, popřípadě nevýznamné. Jedná se zejména o fenomén nerovnováhy, který se výzkumníci snažili analyzovat buď v rámci víceméně standardní ekonomické teorie při zabudování specifických rysů CPE (rovnovážné a nerovnovážné modely), nebo se jejich úsilí zaměřilo na budování zcela nového paradigmatu (Kornaiova „shortage economy“).² Přes veškeré úsilí však tyto modely nevedly ke zcela uspokojivým výsledkům, čímž máme na mysli zejména jejich omezenou predikční schopnost.

U transformující se ekonomiky stojíme před problémy daleko obtížnějšími. Ekonomika opustila alokační mechanismus řízený centrem, ale je přitom ještě stále daleko od institucionálního uspořádání tržní ekonomiky a tomu odpovídajícího chování ekonomických subjektů. Je proto zcela legitimní otázka, nakolik má smysl pokoušet se o vytvoření modelu zcela jiného typu, čili otázka, zda se máme snažit o vytvoření „nové“ teorie pro tranzitivní ekonomiku. V případě CPE dlouholeté úsilí sice vedlo k lepšímu pochopení její podstaty a behaviorálních rysů, ale jednalo se o stabilní ekonomický systém, kde se — řečí modelu — neměnila výrazně váha vysvětlujících proměnných, natož aby se každou chvíli tyto proměnné měnily zcela.

Prvním cílem tohoto diskuzního materiálu je tudíž navrhnout jednoduchý modelový rámec, který lze uplatnit v tranzitivní ekonomice v tom smyslu, že by-

* RNDr. Jan Hanousek, CSc., CERGE při UK — Ing. Zdeněk Tůma, CSc., Institut ekonomických studií při Fakultě sociálních věd UK

Redakce příspěvek obdržela 28. 9. 1993.

¹ Děkujeme Institutu ekonomie ČNB za podporu při práci na této studii. Za řadu cenných připomínek jsme zavázáni oponentům doc. M. Vošvrdovi, CSc., a RNDr. M. Černému, CSc., a dalším účastníkům diskuze, která proběhla na půdě IE ČNB. Za samotné zapracování připomínek do textu nesou odpovědnost pochopitelně autoři.

² Hlavní rysy nejznámějších modelů CPE jsou shrnuty ve studii Dlouhého [1986].

chom od něj mohli očekávat rozumné krátkodobé predikce a zároveň by byl smysluplný i z pohledu ekonomické teorie.

Druhý cíl má více technický ráz. Ze známých důvodů je kvalita datové základny pochybná a navíc analyzujeme poměrně krátké období, takže máme k dispozici jen malý soubor pozorování. Ukážeme zde, jaké jsou možnosti vytěžit z dané množiny informací co nejvíce a zůstat přitom z ekonomického a statistického hlediska korektní. Konkrétně jde o vypořádání se s problémem malého souboru pozorování a s problémem měnících se parametrů.

Studie je rozdělena do tří částí. Nejprve se budeme zabývat specifikací modelu, potom přejdeme k problematice datové základny a nakonec budeme diskutovat ekonometrické problémy odhadu modelu při daném souboru dat. I když je studie takto strukturována, chtěli bychom předeslat, že problémy obsažené v řetězci „model-data-odhad“ nelze zcela separovat. Jinak řečeno, v dané fázi výzkumu by nemělo smysl diskutovat například pouze teoretickou specifikaci modelu, aniž bychom zároveň neuvažovali o dostupnosti dat a technických (ekonometrických) možnostech.

I. Model

I.1 Charakteristika přístupu

Nejsme toho názoru, že tranzitivní ekonomiku je možné standardizovat čili že přechod od CPE k tržní ekonomice lze zobecnit a vtěsnat do nějakého systému rovnic, které by se daly uplatnit na všechny ekonomiky v přechodném období. Program transformace je sled pragmatických kroků, který je daleko více podmíněn výchozími podmínkami a charakterem ekonomiky než „obecnými zákonitostmi“ transformace. Z toho vyplývá, že pro popis a modelování takové ekonomiky je důležité zkoumat, zda minulý vývoj obsahuje informaci, která by byla využitelná i pro vysvětlení vývoje v daném období. Domníváme se, že minulý vývoj takovou informaci obsahuje, protože chování ekonomických subjektů (parametry modelu) se nezmění přes noc. Transformace ekonomiky může chování ovlivnit a také pravděpodobně ovlivní — ale půjde spíše o posun určitým směrem než o nepredikovatelné skoky nahoru a dolů.

Proti „teorii transformace“ mluví také to, že jde o přechodné období, během něhož lze stěží dát dohromady dostatek pozorování umožňujících signifikantní ekonometrickou analýzu. I za předpokladu, že bychom zkonstruovali specifický model pro období transformace, dříve než by se dal rozumně testovat, přestal by platit.³

Tyto úvahy nás tedy vedou k závěru, že *je rozumné pracovat s modelem, k němuž by ekonomika měla konvergovat, tj. se standardním makroekonomickým modelem tržní ekonomiky*. Pro analýzu období transformace pak lze využít nejen údajů běžného období, ale i informace z minulosti. Nová pozorování pak budou postupně vytlačovat „starou“ informaci, která bude mít stále menší váhu. Zároveň je možné sledovat změny jednotlivých parametrů a dostat tak do modelu i specifické výkyvy plynoucí ze zvláštností transformace.⁴

Doporučujeme proto vyjít z dále uvedeného a diskutovaného modelu s tím, že při vlastní práci s daty budeme možná přinuceni k modifikaci některých rovnic.

³ Vycházíme z premisy, že ekonomika se nebude transformovat věčně.

⁴ Jak to provést, popisujeme ve třetí části diskuzního materiálu. Uvedené postupy jsme použili pro případ spotřeby a investic; blíže viz [Hanousek-Tůma 1993].

Nedomníváme se ale, že by se mohlo jednat o změny zásadního rázu, které by model přetavily do zcela nové podoby. Bude nicméně užitečné chápat model jako stavebnici, kde v závislosti na dostupnosti dat bude možné analyzovat jednotlivé bloky odděleně a jít v rámci těchto bloků do větší hloubky. Model samotný by měl být postupně rozšiřován, neboť zde zůstáváme čistě v rámci modelu *IS-LM*. Necháváme například otevřené otázky produkční funkce a Phillipsovy křivky, k nimž se ještě dále vrátíme.

I.2 Specifikace modelu

- (1) HDP
 $Y = C + I + G + X - M$
- (2) disponibilní důchod domácností
 $YD = Y_H - TA_H$
- (3) soukromá spotřeba
 $C = C[YD, (M2/P)_{-1}]$
- (4) investice
 $I = I[(Y - Y_{-1})/Y_{-1}, r]$
- (5) vývozy
 $X = X[Y^f, ER^x]$, kde $ER = E * P^f P^x$
- (6) dovozy
 $M = M[Y, ER^m]$, kde $ER = E * P^f P^m$
- (7) reálná peněžní zásoba
 $i = i[Y, M1/P]$
- (8) veřejný dluh
 $B/P = (1 + r)(B/P)_{-1} + TR - TA - [(M1/P) - (M1/P)_{-1}]$
- (9) zahraniční dluh
 $F = (1 + r^f) * F_{-1} + [(M * P^m - X * P^x)/E] - NTR^f$
- (10) vývozní ceny
 $P^x = P^x[W, E * P^f]$
- (11) dovozní ceny
 $P^m = E * P^f$

Použité symboly:

Y	hrubý domácí produkt	r^f	r na světových trzích
YD	disponibilní důchod domácností	P	index spotřebitelských cen (CPI)
Y_H	příjmy domácností	P^f	CPI v zahraničí
Y^f	zahraniční výstup	E	nominální měnový kurz
C	soukromá spotřeba	ER	reálný měnový kurz
I	investice	$M1, M2$	peněžní agregáty
X	vývozy	B	nominální veřejný dluh
M	dovozy	F	zahraniční dluh
G	vládní nákupy	W	průměrná nominální mzda
P^x	vývozní ceny	TA	daně
P^m	dovozní ceny	TA_H	daně placené domácnostmi
i	nominální úroková míra	TR	transfery
r	reálná úroková míra	NTR^f	čisté transfery ze zahraničí

Rovnice (1) nepotřebuje komentář. Disponibilní důchod (2) by se dal alternativně počítat přes průměrnou daňovou sazbu, ale praktické důvody (viz část II) vedou k uvedenému odvození.

U soukromé spotřeby (3) předpokládáme závislost na disponibilním důchodu a na bohatství, které zde představují úspory.⁵ U soukromé spotřeby se poprvé dostáváme do konfliktu mezi dobrou predikcí a ekonomickou teorií. Dosud provedené odhady v [Hanousek—Tůma 1993] nevedly k potvrzení významnosti bohatství ve spotřební funkci, z hlediska predikce se jevila lepší specifikace funkce se zpožděnou spotřebou namísto bohatství. Alternativní spotřební funkce proto může být následující:

$$(3a) C = C(YD, C_{-1})$$

Dále lze také uvažovat zařazení reálné úrokové míry jako vysvětlující proměnné.

Investiční funkci (4) navrhuje postavit na jednoduchém akcelérátoru a reálné úrokové míře. Podobně jako u spotřební funkce bude zřejmě vhodné zařadit i zpožděnou proměnnou, a to buď samotných investic, nebo výstupu. Výhledově bude dobré zkoumat možnosti neoklasického modelu, tj. postupného přizpůsobování kapitálové zásoby. To si ovšem vyžádá dobrá data o kapitálové zásobě. Místo reálné úrokové míry lze zařadit inflaci a nominální úrokovou míru a zkoumat vliv obou těchto veličin odděleně.

U vývozní (5) a dovozní funkce (6) jsme se omezili na agregátní vymezení, kde vývozy, resp. dovozy závisejí na vývoji konkurenceschopnosti a HDP (HNP) doma, resp. v zahraničí. S ohledem na vývoj zahraničního obchodu však bude účelné odlišit přinejmenším obchod s bývalou RVHP a „zbytkem“ světa.

U trhu peněz (7) může vzniknout otázka, zda by měla být endogenní proměnnou úroková míra nebo peněžní zásoba. Jsme toho názoru, že bez ohledu na to, zda centrální banka sleduje spíše určité tempo růstu peněžní zásoby nebo určitou úroveň úrokové míry, endogenní proměnnou by měla být úroková míra. Úroková míra je koneckonců klíčovou proměnnou v investiční funkci i v celém modelu *IS-LM*, a kdybychom ji považovali za exogenní, neexistovalo by v modelu prakticky žádné provázání peněžního a reálného sektoru.

U malé otevřené ekonomiky s pevnými měnovými kurzy se může zdát tento postup na první pohled neadekvátní, neboť úroková míra je v takové ekonomice určena úrokovou mírou na světových kapitálových trzích. Úroková míra by pak měla být exogenní proměnnou a peněžní zásoba endogenní, protože centrální banka musí intervenovat v závislosti na vývoji poptávky po domácí měně. Nezapomínejme ale, že česká ekonomika se dosud plně neotevřela a udržuje pouze vnitřní konvertibilitu měny. Omezená kapitálová mobilita tak umožňuje pohlížet na peněžní zásobu jako na exogenní (a na úrokovou míru jako na endogenní) proměnnou nejen z modelového pohledu, ale i z teoreticko-ekonomického hlediska.

Veřejný dluh (8) závisí na velikosti existujícího dluhu a dluhové službě, na deficitu běžného rozpočtu a na velikosti „razebného“ (seigniorage). Podobně zahraniční dluh (9) je odvozen z dosavadního a nově vzniklého dluhu, přičemž se odečítají čisté transfery ze zahraničí.

Dovozní ceny (11) jednoznačně závisejí na cenách na světových trzích, které lze aproximovat například vývojem cenové hladiny u dvou či tří hlavních obchodních partnerů; ve vývozních cenách (10) by se měla projevit i cena domácích vstupů. Je otázka, zda průměrná mzda nebo tempo růstu mezd bude pro tento účel postačovat.

⁵ Místo celkového *M2/CPI* bude lepší použít pouze držbu reálných zůstatků *domácností*.

Jak jsme již uvedli výše, těchto 11 rovnic považujeme za výchozí bod. Jak jsme již naznačili, necháváme vědomě otevřené otázky produkční funkce a zahrnutí trhu práce. U produkční funkce nemáme zatím lepší návrh než Cobbovu-Douglasovu funkci. Nejsme však přesvědčeni, že tato funkce v klasické podobě bude použitelná. Počítáme tedy s rozšířením modelu tímto směrem s tím, že zde bude ještě třeba pracovat na vhodné specifikaci, resp. prozkoumat možnosti Cobbovy-Douglasovy produkční funkce.

Dále k uzavření celého makroekonomického modelu potřebujeme rovnici (rovnice) pro trh práce a cenovou hladinu. Zde bude třeba věnovat značné úsilí rozširování vztahů mezi mzdovou úrovní, cenovou hladinou, mírou nezaměstnanosti a výstupem. Použití Phillipsovy křivky, resp. funkce, jakou je například cenová rovnice v přehledové studii Kodery a Pelikána [1993], je zde více než problematické, neboť klesající výstup, konstantní míra nezaměstnanosti a rostoucí ceny se dají v rámci daného konceptu vysvětlit jen stěží. Kromě toho nejde ani tak o klesající výstup, ale o odchylky od potenciálního výstupu. Samotné vymezení potenciálního výstupu v tranzitivní ekonomice je problémem zásadního rázu. Vošvrda ve své nedávné práci [1993] odvozuje pro řešení tohoto problému Markovův model nezaměstnanosti, kde nezaměstnanost je popsána stochastickým procesem, jehož charakteristiky závisejí na pružnosti trhu práce a na variabilitě výstupu. Tento přístup by mohl být cestou, jak model uzavřít.

Dopracování a uzavření modelu tedy zůstává před námi a dá se předpokládat, že toho bude dosaženo spíše při experimentování s daty než teoretickými úvahami o povaze nezaměstnanosti během transformace ap.

II. Data

Aby modelování tranzitivní ekonomiky nebylo příliš jednoduché, jsou hodnoty makroekonomických veličin ovlivněny nejen šoky, které transformaci ekonomiky provázejí, ale i samotným vykazováním dat. Nekonzistence časových řad tedy nevyplývá pouze ze skutečnosti, že ekonomika před rokem 1990 fungovala v rámci jiného ekonomického systému, ale je podmíněna i změnou celého systému statistiky.

Co se týče prvního problému — přechodu CPE k trhu — situaci můžeme řešit tak, že obě období oddělíme a data před rokem 1990 nebudou do odhadu *přímo* vstupovat. V daném okamžiku jsme tak postaveni do situace, kdy musíme pracovat pouze s obdobím tří let. Vzhledem k tomu, že nejsme schopni získat měsíční data pro většinu proměnných ani pro jejich rozumné aproximace, musíme se spokojit se čtvrtletními daty. To předurčuje počet pozorování, který se v prvních fázích práce s modelem bude pohybovat kolem 12. Způsob práce s takovým souborem je popsán v části III.

Druhý problém je dán způsobem vykazování. Dosavadní statistika, založená na členění národního důchodu, přechází na systém národních účtů a získat konzistentní údaje od roku 1990 ve čtvrtletním členění je prakticky nemožné. Jsme proto přinuceni k řadě aproximací a kromě toho nedostupnost dat tlačí model k maximální jednoduchosti.

Samotná výchozí identita hrubého domácího produktu (HDP) působí nemalé starosti. Soukromá spotřeba nebyla ještě v roce 1990 a 1991 statistickým úřadem sledována a je proto nutné použít aproximace. Nejvýraznější položkou v rozdílu mezi soukromou a osobní spotřebou jsou služby, takže se nabízí řešení vzít soukromou spotřebu jako součet osobní spotřeby a výdajů za služby.⁶

⁶ Situaci dále komplikuje přepočítání na stálé ceny.

Největší problém však působí položka vládních nákupů (G). Přes veškerou snahu nám zůstává tajemství státního rozpočtu do značné míry zahaleno — odlišit vládní nákupy od transferů a získat tato data za čtvrtletí se zdá být nemožné. Položku G tudíž bereme jako reziduum, což s ohledem na aproximaci soukromé spotřeby není řešení optimální, neboť se tak část soukromé spotřeby dostává do G .

Přes tyto nedostatky věříme, že zejména dynamika HDP a všech jeho složek počítaná z námi používaných údajů je velmi blízko dynamice skutečných hodnot.

Problémy s analýzou položek státního rozpočtu se projevují i jinde než jen u G . Disponibilní důchod by bylo daleko „čistší“ provázat s celkovým výstupem přes

$$YD = (1 - t)Y$$

ale vzhledem k nejasnosti při určení daňové sazby t a dalším záluďnostem to není možné. Musíme proto postupovat oklikou přes příjmy domácností a jejich platby za daně s tím, že takto získaný disponibilní důchod v běžných cenách musíme přepočítat na stále ceny.

Toto jsou některé z potíží, na které jsme při práci s dostupnými daty narazili, přičemž nelze doufat, že se neobjeví řada dalších. Přesto jsme přesvědčeni o tom, že údaje, které jsou k dispozici, vypovídací schopnost mají a že je možné z nich relevantní „výpověď“ získat. Maximální opatrnost při práci s nimi a při jejich interpretaci je ovšem na místě.

III. Ekonometrické problémy při zpracování dat

Jak už jsme předeslali, modely přechodu k tržní ekonomice přináší řadu problémů. V této části se zaměříme na otázky zpracování dat, tj. odhady koeficientů jednotlivých makroekonomických funkcí (či soustav rovnic) a předpovědi hodnot makroekonomických ukazatelů. Asi největším problémem zůstává nedostatek dat. Pokud uvažujeme čtvrtletní údaje za roky 1990–92, máme k dispozici 12 pozorování s relativně velkými výkyvy, navíc s prudkými rozdíly mezi 1. a 4. čtvrtletím. Na místě je otázka, zda získané odhady mohou být alespoň částečně reprezentativní. Samozřejmě záleží na charakteru a chování dat. Pokud variance daného modelu je nízká, potom i při malém počtu dat získáme velmi dobré odhady koeficientů a také malou chybu našich předpovědí. V našem případě nemůžeme očekávat, že klasická regrese (metoda nejmenších čtverců) nám sama o sobě přinese uspokojivé výsledky.

Problém malého počtu pozorování s sebou přináší požadavek využít veškeré dostupné informace, které mohou být použity v ekonometrické analýze. Poznámeme, že popsané postupy umožňují jak využití objektivních znalostí (v našem případě to je předcházející historický vývoj), tak i subjektivní informace o možných hodnotách zkoumaných koeficientů.

Doporučujeme také oddělit od sebe problém odhadu koeficientů a předpovědi makroekonomických agregátů, a to proto, že při odhadu koeficientů se zajímáme také o ekonomické interpretace a implikace vyplývající z odhadnutých hodnot koeficientů, zatímco při předpovědi je našim kritériem kvalita predikce.

III.1 Využití dodatečných informací o chování makroekonomických agregátů

Řada koeficientů v makroekonomických funkcích vykazuje určitou setrvačnost. Tento předpoklad odůvodňuje použití informace získané z ročních makro-

ekonomických agregátů z předchozího období. Můžeme samozřejmě využít i určitě subjektivní znalosti hodnot (či jejich rozpětí) pro zlepšení kvality výsledného odhadu. Je ovšem třeba si uvědomit, že *bayesovské odhady* jsou vytvořeny za předpokladu, že apriorní informace (ať už je objektivního, nebo subjektivního charakteru) je správná. Porušení tohoto předpokladu může mít za následek ztrátu vypovídací schopnosti bayesovského odhadu, či dokonce jeho úplnou nevhodnost. Poznamenejme ještě, že vliv apriorní informace na výsledné hodnoty koeficientů je přibližně řádu $1/n$, kde n je počet pozorování. To znamená, že se vzrůstajícím počtem pozorování klesá úloha apriorní informace; jinak řečeno: apriorní informace je s přibývajícím počtem pozorování vytlačena informací nesenou pozorovanými daty.

Použití bayesovských odhadů, jejich výpočty, konstrukce intervalů spolehlivosti a předpovědi jsou podrobně popsány v řadě ekonometrických knih. Mezi nejznámější patří Zellner [1971], Theil [1974], Kmenta [1986], Maddala [1992], Judge et al. [1985]. Zejména poslední kniha obsahuje velké množství dalších citací použitelných pro tuto problematiku. Tato metodologie je velmi užitečná, i když v sobě nese řadu problémů jak výpočetního charakteru (koeficienty jsou obecně získány několikanásobnou integrací), tak i filozofického (konceptního) charakteru (subjektivní pravděpodobnosti). Samotný popis problematiky je standardní (a dosti rozsáhlý), a proto odkazujeme na výše uvedené citace. Tematika bayesovských odhadů je zpracována ve většině statistických učebnic, z českých knih jmenujme alespoň [Anděl 1980].

Jiný možný přístup k využití dodatečné informace zavedli Theil, Goldberger [1961] a Theil [1963]; nazývají tento přístup „using extragenous estimator“ nebo „mixed estimation“ — podle toho, zda je naše informace založena na předchozím odhadu, či je subjektivního charakteru. Theilova metoda je elegantní a jednoduchá — i po výpočetní stránce (jedná se o použití lineární regrese — MNČ — ve dvou krocích).

Příklad využití předchozího odhadu („using extragenous estimator“)

Číselný příklad byl převzat z [Theil 1974], kde je také demonstrována užitečnost tohoto přístupu v případě multikolinearity. Následující rovnice popisuje poptávku po textilu, proměnné y_i , x_{1i} , x_{2i} , jsou logaritmy objemu textilní produkce, reálného příjmu a relativní ceny textilu (vše bráno per capita).

$$y_i = \alpha + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + e_i \quad (1)$$

Koeficienty β_1 a β_2 označují příjmovou, resp. cenovou elasticitu. Předpokládáme, že e_i jsou nekorelované s nulovou střední hodnotou a s rozptylem σ^2 .

Nechť p_1 označuje předchozí odhad příjmové elasticity β_1 . Předpokládáme, že p_1 je nevychýlený odhad s rozptylem σ_1^2 a že je nezávislý na pozorovaných datech (to znamená, že tento odhad byl získán jako výsledek analýzy jiného výběru). To to můžeme vyjádřit pomocí vztahu

$$p_1 = \beta_1 + v_1 \quad (2)$$

kde v_1 označuje výběrovou chybu odhadu p_1 . Víme, že tato chyba má nulovou střední hodnotu a rozptyl σ_1^2 a je nezávislá na e_i .

Nyní vynásobme rovnici (2) podílem směrodatných odchylek σ/σ_1 a dostaneme vztah

$$\frac{p_1 \sigma}{\sigma_1} = \beta_1 \frac{\sigma}{\sigma_1} + \frac{v_1 \sigma}{\sigma_1} \quad (3)$$

Protože chyba $v_1 \sigma / \sigma_1$ má rozptyl σ^2 a je nekorelovaná s ostatními e_i , můžeme rovnici (3) chápat jako další pozorování a pro odhad regresních koeficientů můžeme použít standardních metod (MNC). Povšimněme si toho, že informace o každém koeficientu je převedena (výše popsaným způsobem) na jedno „dodatečné“ pozorování. Pro praktické počítání je hodnota σ nahrazena výběrovou směrodatnou odchylkou.

Numerický příklad na použití předchozího odhadu⁷

Uvažujme 13 pozorování (fiktivní data s vysokou multikolinearitou) pro regresi y na x_1 a x_2 (s konstantním členem) — viz *tabulka č. 1*. Regrese těchto 13 pozorování dává odhad pro σ jako druhou odmocninu z $s^2 = 25,49$.

TABULKA č. 1 Použití hodnoty předchozího odhadu

i	y_i	x_{i1}	x_{i2}
1	30	15	12
2	15	10	7
3	10	4	3
4	5	0	0
5	0	- 4	- 3
6	- 20	- 10	- 7
7	- 30	- 15	- 12
8	- 25	- 15	- 12
9	- 10	- 10	- 7
10	- 5	- 4	- 3
11	0	4	3
12	10	10	7
13	20	15	12
(předchozí odhad) 14	$\frac{p_1 \sigma / \sigma_1}{0,8 \cdot \sqrt{(25,49)/0,2}}$	$\frac{\sigma / \sigma_1}{\sqrt{(25,49)/0,2}}$	0 0

Poznamenejme, že prvních 13 pozorování dává následující odhady b_1 a b_2 — pro β_1 a β_2 (v závorce jsou uvedeny směrodatné odchylky):

$$\begin{aligned} b_1 &= -1,5 \text{ (2,3)} \\ b_2 &= 4,0 \text{ (3,0)} \end{aligned} \quad (4)$$

Jak je vidět podle směrodatných odchylek, odhady nejsou dobré.

Předpokládejme, že z předchozích výpočtů víme:

$$p_1 = 0,8 \text{ (0,2)} \quad (5)$$

S využitím (5) získáme následující odhady pro elasticity:

$$\begin{aligned} b_1 &= 0,78 \text{ (0,20)} \\ b_2 &= 1,08 \text{ (0,31)} \end{aligned} \quad (6)$$

⁷ Viz [Theil, 1974, s. 309].

(Hodnoty b_1 b_2 jsou výsledkem standardní lineární regrese se všemi 14 pozorováními.) To ukazuje na podstatné zlepšení (odstranění multikolinearity). Povšimněme si ale, že odhad b_1 je — i co do směrodatné odchylky — téměř identický s p_1 .

Pro využití subjektivní informace použijeme naprosto stejný postup. V literatuře se oba tyto postupy označují jako odhady využívající informaci, která není obsažena ve zkoumaném výběru („estimators using nonsample information“). My jsme použili označení používané v [Theil-Goldberger 1961] a v Theilových pozdějších pracích, abychom zdůraznili rozdíl v použití objektivní a subjektivní informace. Často se setkáváme se situací, kdy naše subjektivní informace o některém koeficientu má spíše charakter znalosti možného intervalu hodnot (než průměrné hodnoty koeficientu a její výběrové chyby). Ukážeme si, že lze snadno informaci tohoto typu převést na předchozí případ.

Předpokládejme, že hodnota určitého regresního koeficientu, například hodnota koeficientu β_1 , leží s vysokou pravděpodobností v intervalu (a, b) . S použitím pravidla dvou sigma tento předpoklad odpovídá odhadu β_1 s hodnotou $(a + b)/2$ a se směrodatnou odchylkou $(b - a)/4$. Potom použijeme postup, jako by se jednalo o hodnoty získané z nezávislé analýzy.

Použití technik smíšených odhadů („mixed estimators“) je v porovnání s bayesovskými metodami mnohem jednodušší. Jedná se vlastně o dvoukrokový odhad s využitím metody nejmenších čtverců. Jak poznamenává Theil [1974], jejich hlavní výhodou je to, že nemusíme příliš věřit naší dodatečné informaci; navíc lze snadno aplikovat standardní F - či χ^2 -testy pro ověření konzistence dat a dodatečné informace. Mezi jejich nevýhody patří zejména nevhodné asymptotické chování (na rozdíl od bayesovských odhadů není přidána informace s přibývajícím počtem dat potlačena) a singulární efekt při malém a velkém rozptýlu apriorní informace.⁸ S jistou opatrností lze však tyto odhady používat, zejména v případech, kdy máme malé množství pozorování a (alespoň částečně) konzistentní informaci o chování regresních koeficientů. Tento přístup nám s přibývajícím daty umožní testovat tuto konzistenci a případně ustoupit od aplikace smíšených odhadů a použít bayesovské odhady či naprosto jiný postup.

III.2 Modely s náhodnými koeficienty

V modelech s dostatečným počtem pozorování a se statickou strukturou není třeba volit různé postupy pro odhad koeficientů a pro předpovědi budoucích hodnot makroekonomických ukazatelů. V naší situaci však očekáváme větší variabilitu modelu s možným dynamickým vývojem, který by měl ovlivnit i změny koeficientů. Proto pro předpovědi budeme používat modely s náhodnými koeficienty. Je samozřejmé, že tento přístup lze opět použít pro odhady koeficientů. Přesněji: získáváme odhad hodnoty příslušného koeficientu pro dané časové období. Nevýhodou tohoto přístupu je relativně malá statistická významnost získaných hodnot (interval spolehlivosti může mít velké rozpětí). Nicméně máme možnost statisticky testovat neměnnost koeficientů a posuzovat efekt různých proměnných na dynamický charakter makroekonomických relací při přechodu na tržní ekonomiku.⁹

⁸ Bliže viz [Hanousek 1993].

⁹ Testy pro stabilitu modelu či neměnnost regresních koeficientů lze také založit na sekvenčních výpočtech koeficientů (počítaných na postupně se zvětšujícím výběru nebo pomocí formule pro sekvenční výpočty — viz Judge et al. [1985], Kmenta [1986], Green [1993] aj.). Testy jsou potom provedeny pomocí techniky rekursivních reziduí jako známé CUSUM-testy. Bliže např. Judge et al. [1985] nebo Green [1993].

Předpokládejme, že náš model je zapsán pomocí maticového zápisu jako

$$\begin{aligned} Y &= X\beta \\ \beta &= \bar{\beta} + \varepsilon \end{aligned} \quad (8)$$

nebo pomocí rovnice pro jednotlivé indexy jako

$$\begin{aligned} Y_t &= \beta_{1t}X_{1t} + \beta_{2t}X_{2t} + \dots + \beta_{kt}X_{kt} \\ \beta_{it} &= \bar{\beta}_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad t = 1, \dots, n; \quad i = 1, \dots, k \quad (9)$$

kde $\bar{\beta}$, resp. $\bar{\beta}_i$ označují střední hodnotu regresních koeficientů („mean response“), ε_{it} jsou obvyklé náhodné komponenty. Pak lze β_{it} chápat jako aktuální hodnotu regresního koeficientu příslušnou danému časovému období (nebo individuálnímu pozorování). V literatuře se používá termín „actual individual response“.

Na náhodné složky modelu (8), resp. (9) jsou kladeny obvyklé požadavky:

$$\begin{aligned} E(\varepsilon_{it}) &= 0 \\ \text{var}(\varepsilon_{it}) &= \sigma_{it}^2 \\ E(\varepsilon_{it}\varepsilon_{js}) &= 0 \quad \text{pro } i \neq j, t \neq s \end{aligned} \quad (14)$$

Tedy platí, že

$$\begin{aligned} E(\beta_{it}) &= \bar{\beta}_i \\ \text{var}(\beta_{it}) &= \text{var}(\varepsilon_{it}) = \sigma_{it}^2 \end{aligned} \quad (15)$$

Potom můžeme původní model (9) přepsat do tvaru

$$\begin{aligned} Y_t &= \bar{\beta}_1 X_{1t} + \bar{\beta}_2 X_{2t} + \dots + \bar{\beta}_k X_{kt} + W_t \\ t &= 1, \dots, n; \quad i = 1, \dots, k \end{aligned} \quad (16)$$

$$\text{kde } W_t = \varepsilon_{1t}X_{1t} + \varepsilon_{2t}X_{2t} + \dots + \varepsilon_{kt}X_{kt} \quad (17)$$

Snadno se dá ověřit, že platí

$$\begin{aligned} E(W_t) &= 0 \\ E(W_t W_s) &= \sigma_{11}^2 X_{1t}^2 + \sigma_{22}^2 X_{2t}^2 + \dots + \sigma_{kk}^2 X_{kt}^2 \quad \text{pro } t = s \\ &= 0 \quad \text{pro } t \neq s \end{aligned} \quad (18)$$

Modely s náhodnými koeficienty lze tedy odhadovat jako lineární regresní modely s pevnými koeficienty a s heteroskedastickými náhodnými chybami.

K proceduře odhadu koeficientů poznamenejme, že tyto modely se odhadují pomocí metod lineární regrese s obecnou kovarianční maticí („FGLS method“). V prvním kroku se použijí rezidua získaná metodou nejmenších čtverců pro odhad neznámých parametrů $\sigma_{11}^2, \sigma_{22}^2, \dots, \sigma_{kk}^2$, která slouží k určení kovarianční matice, viz [Theil 1974]; a dále se použije standardní postup obecné lineární regrese (se známou kovarianční maticí). Je uvažováno několik různých odhadů $\sigma_{11}^2, \sigma_{22}^2, \dots, \sigma_{kk}^2$; pro jejich tvar a porovnání odkazujeme například na Jugde et al. [1985], Griffiths [1972], Hildreth-Houck [1968]. Nejčastěji se používají dva odhady

$$\hat{\Sigma} = (\hat{X}'M\hat{M}\hat{X})^{-1}\hat{X}'\hat{M}\hat{e} \quad (21)$$

nebo

$$\hat{\Sigma} = (\hat{X}'\hat{M}\hat{X})^{-1}\hat{X}'\hat{e} \quad (22)$$

kde

$$\begin{aligned} \hat{\Sigma} &= (\sigma_{11}^2, \sigma_{22}^2, \dots, \sigma_{kk}^2) \\ M &= I - X(X'X)^{-1}X' \end{aligned} \quad (23)$$

Tečka nad maticí (vektorem) znamená, že počítáme s maticí (vektorem), která má všechny své prvky ve druhé mocnině.

Testy pro náhodnost koeficientů jsou potom redukovány na standardní test heteroskedasticity, známý jako Breuschův-Paganův test. Viz [Breusch-Pagan 1979].

Praktické použití metody náhodných koeficientů lze nalézt např. v [Singh at al. 1976], [Hoque 1990], [Hanousek—Tůma 1993] aj.

Pokud jde o problémy odhadu systémů rovnic, platí samozřejmě to, co jsme řekli o jednotlivých rovnicích. Navíc, při odhadu systému rovnic se zvětšuje počet neznámých parametrů, ale počet dat (pozorování) zůstává stále stejný. To má za následek, hlavně při malém počtu dat (což je náš případ), menší statistickou sílu získaných odhadů a samozřejmě to, že se hodnoty odhadů mohou velmi lišit od těch, které jsme získali z jednoduchých rovnic. Navíc se může stát, že odhadnuté koeficienty mohou vykazovat různé singularity, včetně chybějící ekonomické interpretace. V takovém případě lze doporučit bayesovský přístup aplikovaný na simultánní modely, případně (hlavně pro předpovědi) modely s náhodnými koeficienty. Za těchto podmínek se ovšem výpočty stávají dosti komplikovanými a vyžadují kvalitní programové vybavení (a pochopitelně kvalitní výpočetní prostředí).

LITERATURA

ANDĚL, J.: Matematická statistika. Praha, SNTL 1980.

BREUSCH, T. S.—PAGAN, A. R.: A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation. *Econometrica*, 47, 1979, s. 1287—94.

DLOUHÝ, V.: On the Problem of Macroeconomic Modelling in Centrally Planned Economies. *Ekonomicko-matematický obzor*, 22, 1986, s. 361—77.

DORNBUSCH, R.—FISCHER, S.: *Macroeconomics*. 5. vyd. New York, McGraw-Hill 1990.

GREEN, W.: *Econometric Analysis*. 2. vyd. New York, McMillan 1993.

GRIFFITHS, W.: Estimation of actual response coefficients in the Hildreth-Houck random coefficients model. *Journal of American Statistical Association*, 67, 1972, s. 633—35.

HILDRETH, C.—HOUCK, J. P.: Some estimators for linear model with random coefficients. *Journal of American Statistical Association*, 63, 1968, s. 584—95.

HANOUSEK, J.: Is mixed estimation approach irrelevant? (Dosud nepublikováno.)

HANOUSEK, J.—TŮMA, Z.: Consumption and Investment Functions in the Czechoslovak Economy, 1954—1992. CERGE Working paper, Forthcoming.

HOQUE, A.: Estimating aggregate consumption function using random coefficient approach: The Australian case. Working Paper, 1990, č. 18 (ed.: Monash University, Clayton, Australia).

JUDGE, G. G.—HILL, R. C.—GRIFFITHS, W.—LÜTKEPOHL, H.—LEE, T. C.: *Theory and Practice of Econometrics*. New York, John Wiley 1985.

KMENTA, J.: *Elements of Econometrics*. 2. vyd. New York, McMillan 1986.

KODERA, J.—PELIKÁN, J.: Ekonometrické experimenty s reálně-peněžními modely. *Finance a úvěr*, 43, 1993, č. 3.

MADDALA: *Introduction to Econometrics*. 2. vyd. New York, McMillan 1992.

SINGH, B.—NAGAR, A. L.—CHOUDHRY, N. K.—RAJ, B.: On the estimation of structural change: A generalization of the random coefficients regression model. *International Economic Review*, 17, 1976, s. 340—64.

THEIL, H.: *Introduction to Econometrics*. New York, John Wiley 1974.

THEIL, H.: Mixed estimation based on quasi-prior judgments. *European Economic Review*, 5, 1974, s. 33—40.

THEIL, H.: On the use of incomplete prior information in regression analysis. *Journal of the American Statistical Association*, 58, 1963, s. 401—14.

THEIL, H.: *Principles of Econometrics*. New York, John Wiley 1971.

THEIL, H.—GOLDBERGER, A. S.: Pure and mixed statistical estimation in economics. *International Economic Review*, 2, 1961, s. 65—78.

VOŠVRDA, M.: Markov model of unemployment. (1993 — dosud nepublikováno)

ZELLNER, A.: *An Introduction To Bayesian Inference in Econometrics*. New York. John Wiley 1971.

SUMMARY

Macro-Economic Model of the Czech Economy: Proposal of the Possible Approach

Jan HANOUSEK, The Center for Economic Research and Graduate Education, Faculty of Social Science, Charles University

Zdeněk TŮMA, The Institute for Economic Studies, Faculty of Social Science, Charles University

The paper focuses on the problem of a macroeconomic model of the Czech economy. Four main issues are discussed: the specification of a model, the availability of data, the number of observations, and the stability of parameters.

The proposed framework is based on an *IS-LM* model. The closure of the model via a Phillips curve, labour market and production function remains open. It is emphasized that it is not worth creating special models for transition economies because it would be practically impossible to test them. The authors argue for a standard model of the market economy on the assumption that the model can be set up by using all available information. This information can be obtained either from an analysis of historical data or some additional information of a subjective or objective nature.

The econometric analysis can utilize both Bayesian-type estimates and 'mixed estimation approach' or 'exogenous estimator'. Furthermore, it is suggested to apply the estimate through the model with random coefficients which enables the model to cope with the problem of time series variability.