

Proč neklesá inflace v České republice?

Martin Sommer

Duben 1995

FAKULTA SOCIÁLNÍCH VĚD UNIVERSITY KARLOVY

A. Úvod

Makroekonomický vývoj v České republice v letech 1993-1994 je možno označit především za stabilizaci, která logicky následovala po revolučních změnách let 1991-1992. Tato etapa transformačního procesu byla charakterizována stagnací až mírným růstem HDP, na východoevropské poměry nízkou inflací, přebytkem zvláště na kapitálovém účtu platební bilance a zanedbatelnou nezaměstnaností.

Dosažené výsledky vyniknou hlavně při srovnávání s ostatními právě se transformujícími ekonomikami. Avšak kombinace nízké nezaměstnanosti se stále relativně vysokou inflací je už dlouho trnem v oku nezávislých pozorovatelů a právě neklesající inflaci, udržující se kolem hranice 10% bez perspektivy brzkého poklesu, lze považovat za největší “překvapení” postrevoluční fáze ekonomické reformy.

Při hledání odpovědi na otázku, co je příčinou neuspokojivého cenového vývoje, bychom se však neměli omezovat pouze na argumentaci bezprostředními, čistě ekonomickými jevy. Nabízí se poměrně velké množství logicky přijatelných vysvětlení, která berou do úvahy i existenci politických trhů a která kladou důraz na mechanismus rozhodování tvůrců hospodářské politiky.

Cílem této práce je pokusit se o poněkud netradiční pohled na cíle, nástroje a výkon hospodářské politiky tak, jak byla v ČR prováděna v posledních dvou a půl letech. Často se například uvádí, že v transformující se ekonomice mají dominantní podíl na růstu celkové cenové hladiny především deregulační opatření a autonomní procesy. Avšak v ekonomice, která poslední otřes prodělala při daňové reformě před více než dvěma lety a která se neustále přibližuje k cílovému modelu “standardní tržní ekonomiky”, můžeme v určitých případech zřetelně pozorovat charakteristické rysy nucené volby mezi produktem (zaměstnaností) a inflací, již musí politické centrum čelit. O tom, jak velkou váhu mají jednotlivé vlivy, bude rozhodnuto empiricky.

B. Pravidla a diskreční zásahy

Inspirací při snaze více porozumět současné ekonomické realitě by se mohly stát závěry plynoucí z teorie pravidel versus diskrečních zásahů. Tento přístup, opírající se o aparát teorií her a veřejného rozhodování, důsledně analyzuje konkrétní motivy v rozhodování obou stran, které při výkonu zvolené hospodářské politiky stojí proti sobě: ekonomického centra a ekonomických subjektů.

Shrňme tedy způsob uvažování a závěry přístupu pravidel vs. diskrečních zásahů v jeho původní teoretické podobě a posléze je možné diskutovat přínosy z něj pro naše (transformační) prostředí.

1. Zájmem vlády je co nejvíce zvýšit svou šanci na opětovné zvolení do úřadu a tomuto cíli podřídí veškerou svou aktivitu. V průběhu celého volebního období (zvláště pak před volbami) bude chtít dokázat voličům, že právě ona dokáže zajistit pro společnost největší možný blahobyt. Jako vhodný nástroj k tomu se dají využít především dobré výsledky v ekonomických ukazatelích, na které jsou voliči citliví. Žádoucí tedy bude například vysoký hospodářský růst a nízká nezaměstnanost.

Je obecně přijímanou tezí, že prostředky, kterými lze těchto cílů dosáhnout, působí pouze dočasně (působí-li vůbec). Avšak pro vládu obecně nejsou inflační tlaky, jež se dostávají se zpožděním, až tak velkou přítěží. Ztrátu ekonomické efektivity způsobenou budoucí nenulovou inflací, si totiž vláda (politické centrum) diskontuje při svém rozhodování vysokou úrokovou mírou, protože volby znamenají nezvratné ano, či ne jejímu dalšímu setrvání u moci.

2. Centrální banka není nezávislá a jejím cílem není nulová míra inflace. Toto tvrzení je jedním hlavních předpokladů přístupu a ačkoliv může působit překvapivě, argumentace v jeho prospěch je propracovaná.

Za prvé není zřejmé, jak je centrální bankéř motivován k tomu, aby se snažil nulové inflace dosáhnout. Jediné "sobecké" vysvětlení, které se našlo, je, že centrální bankéř získává díky nízké inflaci prestiž, což mu mimo jiné může v budoucnu umožnit přesun na lépe placené místo. Za druhé, postavení centrální banky a vlády není rovnocenné. Jestliže se vláda rozhodne provádět expanzivní výdajovou politiku, centrální banka není schopna tento problém účinně řešit a vláda téměř vždy nad centrální bankou vyhraje. Jiný způsob působení vlády na centrální banku je skrze legislativu. CB většinou nemá v dané situaci (zvláště v období transformace!) právně podložené všechny nezbytné nástroje k zvládnutí situace a vláda má možnost přisun zákonů "regulovat". Za třetí, zákonem deklarovaná nezávislost centrálních bank de facto nehraje velkou roli. Pozorovaná závislost mezi větší uzákoněnou nezávislostí CB na vládě a nižší mírou inflace je důsledkem spíše dlouhodobé společenské averze vůči vysoké inflaci (plyne z modelu Barro a Gordona - viz níže) a samotná legislativní norma je jen její jakýsi vedlejší produkt.

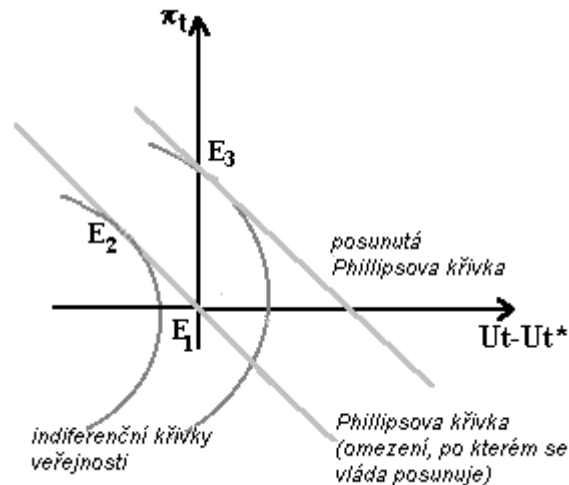
Při výkonu hospodářské politiky proti sobě stojí sjednocené ekonomické a politické centrum a ekonomické subjekty (spotřebitelé a výrobci). Účel chování ekonomicko-politického centra je víceméně srozumitelný, ale ekonomické subjekty mohou reagovat rozdílně. V našem případě postačí, budeme-li si ilustrovat interakci ekonomicko-politického centra s ekonomickými subjekty za předpokladů adaptivních (model Kydland-Prescott) a racionálních (model Barro-Gordon) očekávání. Důležitým poznatkem je, že nezávisle na charakteru očekávání všech subjektů dochází k permanentním pokusům vládních úřadů o "aktivní" ovlivňování hospodářských procesů, a to i v situaci, kdy je jasné, že těmito pokusy vláda může situaci, ve které se nachází ekonomika, jedinečně zhoršit.

3. První varianta interakce mezi centrem a subjekty, kterou navrhli Kydland a Prescott, předpokládá adaptivní očekávání veřejnosti. Vláda může v tomto případě těžit z toho, že ekonomické subjekty vycházejí pouze ze zkušenosti z minula a zatím tak neznají možnost vlády zvýšit produkt nebo snížit nezaměstnanost expanzivní politikou (popř. už na tuto možnost "zapomněli"). Obrázek 1 zachycuje mechanismus utváření rovnováhy. Předpokládáme-li, že na počátku se ekonomika nachází v "optimálním" stavu" (nulová inflace, přirozená míra nezaměstnanosti) - bod E_1 , ukáže se, že tento bod nevyhovuje podmínce maximalizace společenského blahobytu. Ekonomické subjekty totiž tolerují zaměňování zaměstnanosti za inflaci a naopak, a proto je pro vládu výhodné neočekávaným zásahem (diskrecí) snížit nezaměstnanost a zvýšit cenovou hladinu. Omezení pro ni představuje Phillipsova

křivka, jež není za předpokladu adaptivních očekávání svislá a umožňuje tak vychýlení nezaměstnanosti od její přirozené míry - bod E_2 .

Obrázek 1.

Model Kydland-Prescott.



Jakmile si však ekonomické subjekty uvědomí vládní zásah, změní svá inflační očekávání (znázorněno posunem Phillipsovy křivky) a ekonomika se ocitne v bodě E_3 . Zde však už rovnovážný bod leží na nižší indifferenční křivce veřejnosti v porovnání s body E_2 i E_1 ; veřejnost je méně spokojená, protože nedošlo k chtěnému snížení nezaměstnanosti a nadměrná emise peněz přispěla pouze ke zvýšení inflace.

Účinnost hospodářské politiky závisí především na její očekávanosti, či neočekávanosti. Jakmile ekonomické subjekty pochopí snahu vlády ovlivňovat hospodářskou situaci, přizpůsobí tomu svá očekávání, zabudují je do svých aktivit a výsledkem budou nezměněné reálné veličiny a vyšší inflace. V rámci modelu tedy hraje velkou roli, jak rychle bude rozpoznána diskreční politika centra.

4. Výše zmíněný model Kydlanda a Prescottta poskytuje některé základní kauzality ve vztahu centrum - subjekty. Je však založen na předpokladu adaptivních očekávání a je potřeba vysvětlit, jak vše funguje v případě očekávání racionálních. Z pohledu školy racionálních očekávání vláda nemůže diskreční politikou cokoliv získat; to je ale v rozporu se zkušenostmi z vyspělých tržních ekonomik, kdy se většina vlád snaží provádět pragmatickou politiku.

Barro- Gordonův přístup umožňuje vysvětlit možné příčiny vzniku intervencí ekonomického centra. Předpokládá, že úřady minimalizují náklady Z_t , které jim přináší odklon od nulové inflace a přirozené míry nezaměstnanosti:

$$Z_t = a (U_t - kU_t^*)^2 + b(\pi_t)^2$$

kde $a > 0$ je parametr potrestání úřadů za odklon od přirozené míry nezaměstnanosti, $b > 0$ je parametr potrestání úřadů za odklon od nulové inflace, U_t a U_t^* jsou současná a přirozená míra nezaměstnanosti a člen kU_t^* označuje cílovou hodnotu nezaměstnanosti, kterou si vláda vytyčila, kde $k \in (0,1)$.

Tvůrci politiky tedy v čase t na základě jim dostupných informací míru inflace π_t tak, aby vyhovovala podmínce minimalizace nákladů. Zároveň veřejnost na základě stejné množiny informací a na základě znalosti minimalizační funkce vlády (jejich očekávání je racionální) formuluje svá inflační očekávání π_t^e . Volby π_t a π_t^e pak spolu s náhodnou odchylkou ε_t rozhodnou o míře nezaměstnanosti U_t a konečné velikosti nákladů Z_t podle vztahů:

$$\pi_t = \pi_t^e + \varepsilon_t$$

$$U_t = \alpha (\pi_t^e - \pi_t) + U_t^*$$

Po úpravách¹ dochází Barro s Gordonem k závěru, že míra inflace $\hat{\pi}_t$ zvolená vládními úřady je určena preferencemi veřejnosti ve výběru mezi inflací a nezaměstnaností (α), dlouhodobou mírou nezaměstnanosti ($E_{t-1}U_t^*$), parametry potrestání tvůrců politiky za diskreční zásahy (a/b) a nakonec koeficientem k . Úřady mohou pomocí fiskální politiky manipulovat s hodnotou tohoto parametru a mohou si tak snižovat postih za náhlé snížení nezaměstnanosti pod přirozenou úroveň.²

$$\hat{\pi}_t = \frac{a}{b} \alpha (1 - k) E_{t-1}U_t^*$$

Míra inflace $\hat{\pi}_t$, která v rámci modelu vznikla na základě interakce centra a subjektů, je nenulová. Barro s Gordonem říkají, že takové řešení je konzistentní (vzniklo na základě hry a je stabilní), ale zároveň je suboptimální, protože výsledná kladná míra inflace nenaplňuje představu ekonomů o tom, co je pro ekonomiku nejvýhodnějším stavem.

Oba modely mají společný náhled na mechanismus působení mezi centrem a subjekty. Na volbu měnových cílů, týkajících se např. tempa růstu peněžní zásoby nebo růstu cenové hladiny, pohlížejí jako na “příslib”, který ekonomické centrum dává veřejnosti. Jako protitah veřejnost formuluje svá inflační očekávání: buďto slibu uvěří a potom existuje prostor pro účinnou intervencionistickou politiku vlády, anebo si je vědoma možnosti “podvádění” ze strany vládních úřadů a provede dokonalou předpověď budoucího cenového vývoje. Znovu však dodejme, že i v případě dokonalé předpovědi vláda dokáže pomocí nástrojů fiskální politiky zmírnit náklady Z_t plynoucí z inflace, a proto je rovnovážná míra inflace vyšší než nula. Ekonomika se tím pádem nenachází v optimálním stavu, ovšem pozitivní míra inflace se dá vysvětlit jako výsledek společenského postoje k ní.

5. Ekonomické subjekty používají pro svou předpověď budoucího ekonomického vývoje v tom nejlepším případě všechny dostupné informace. Z jejich pohledu je tedy racionální promítat do svých inflačních očekávání i důvěru, nebo nedůvěru v to, co jim ekonomicko-politické centrum slibuje. Jestliže centrum často porušuje vyhlášená pravidla a využívá výhod diskrečního zásahu, tak ztratí důvěru ekonomických subjektů. Veřejnost příslibu neuvěří a bude očekávat vyšší inflaci, což ztlumí reálné efekty z náhlé změny peněžních veličin. Kredibilita centra je tedy důležitá pro účinnost aktivní makroekonomické politiky.

¹ viz Barro- Gordon (1983)

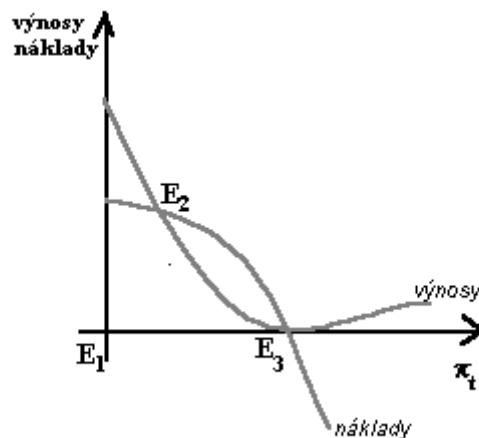
² Vláda je trestána za odchýlení se od přirozené míry nezaměstnanosti směrem nahoru i dolů, protože ekonomickým subjektům přináší náklady jakákoliv změna od očekávaných hodnot.

Reputace ekonomicko-politického centra je obsažena v celkové výši nákladů a výnosů z jím prováděné diskreční politiky. Centrum volí mezi okamžitými přínosy z růstu výstupu a budoucími náklady na desinflační politiku, jež bude muset vynaložit k obnovení kredibility. Platí opět pravidlo, že v předvolebním období si vláda diskontuje budoucí náklady vysokou úrokovou sazbou, a preferuje tedy diskreční řešení s vyšší inflací a krátkodobým zvýšením výstupu.

Zajímavější je však pohled z druhé strany: vládní snaha vylepšit svou předvolební pozici ovlivněním ekonomických veličin má největší šanci na úspěch, jestliže ekonomické subjekty věří v její neinflační úmysly. Centrum může v tomto případě náhlým zásahem dosáhnout vysokých zisků a z tohoto důvodu inflace nemůže zůstat nulová, resp. nemůže na nulu poklesnout. Graficky je celý proces znázorněn na obrázku 2.

Obrázek 2.

Výnosy a náklady centra z provádění diskreční politiky.



Bod E_1 označuje optimální řešení dosažené politikou dodržení příslibu. Nulová inflace není ale dosažitelná ani krátkodobě, neboť výnosy centra z porušení pravidla jsou při $\pi_t=0$ mnohem vyšší než příslušné diskontované náklady. V bodě E_2 se přínosy a náklady vyrovnají (tento stav se nazývá “reputační rovnováha”) a pokud není ekonomika náhodným šokem posunuta až do bodu E_3 , stane se bod reputační rovnováhy rovnovážným bodem, jehož poloha se mění s posunem křivek výnosů a nákladů.

C. Pravidla, diskreční zásahy a transformující se ekonomika

Klíčovým prvkem, který umožňuje aplikaci teorie o tvorbě pravidel a jejich porušování na úrovni ekonomického centra, je významné snížení rizik a nejistoty ohledně dalšího hospodářského vývoje (hlavně na makro- úrovni) v letech 93-94. Zklidnění po přelomových událostech 1991-1992 výrazně ulehčilo ekonomickému centru vytyčování cílů a vlastní výkon hospodářské politiky v porovnání s předcházejícím obdobím. Ekonomika i politika se staly výrazně homogennějšími, což snížilo náklady na přijímání a provádění hospodářsko- politických opatření. Všechny

životně důležité kroky ekonomické reformy už byly uskutečněny a nastalá situace umožnila a umožňuje provádění aktivní makroekonomické politiky.

Na úrovni "reálné" ekonomiky došlo ke stabilizaci struktury relativních cen, která po daňové reformě v lednu 1993 konečně přestala podléhat skokovitým změnám a začala poskytovat stabilnější informaci ekonomickým subjektům. Další zásadní změnou byla změna v očekáváních ekonomických subjektů. Jak výrobní, tak spotřebitelský sektor se ve svém chování již neřídil bezperspektivní předpovědí dalších poklesů a to bylo nezbytnou podmínkou pro stabilizaci outputu a cenové hladiny.

Exogenní šoky nepůsobily na ekonomiku tak často a s takovou intenzitou. Jediným závažným výpadkem, který ovlivňoval české hospodářství zvnějšku, byl prudký pokles obchodní výměny se Slovenskou republikou. Tento jev však byl očekávaný a část postižených výrobců se přeorientovala na trhy západní Evropy. Ve vztahu k vyspělým trhům nelze hovořit o nějakých náhlých ať už pozitivních nebo negativních změnách. Obecně, pokud by byla frekvence vnějších šoků vysoká, inflace a peněžní růst by zaznamenávaly velké výkyvy. To ale zjevně nebyla situace ČR.

Významnou komplikací zůstává v rámci českého prostředí situace na mikroúrovni. Není důvod domnívat se, že spotřebitelé nejednají racionálně (v mikroekonomickém významu slova) a že v rámci svého omezení nemaximalizují svůj užitek; stěžejí lze však něco podobného říci o podnikové sféře. Jádrem hospodářství nadále zůstávaly státní a veřejné podniky spolu s čerstvě zprivatizovanými firmami, nad nimiž dosud nebylo převzato efektivní řízení ze strany nových vlastníků. Přes tento problém se nelze přenést; ve své většině se jedná o firmy ovládané manažery maximalizující spíše své pohodlí než firemní zisk. Díky specifickým poměrům, které vládly na trhu, prakticky neexistoval pro tyto firmy výstup z odvětví, i přesto, že čelily tvrdšímu rozpočtovému omezení. V této situaci nemusí být v okamžiku rozhodování ekonomického centra přesně odhadnutelné o kolik (a zda-li) se zvýší výstup v důsledku přijetí nového inflačního opatření, popř. zachování dosavadního inflačního statutu quo. Už bylo ale ukázáno, že ekonomické centrum má stálou tendenci pokoušet se o diskreční politiku, zvláště má-li vysokou kredibilitu a je přitom uvězněno v režimu hospodářsko-politického cyklu. Koneckonců, vlivu peněz na ceny a reálné veličiny se budeme empiricky věnovat ještě později.

Specifickou otázkou je skutečná zainteresovanost ekonomického centra na dosahování co největší hodnoty společenského užitku tak, jak to pociťuje veřejnost (tedy na optimálním výběru mezi inflací a nezaměstnaností). Ve vztahu centrum - ekonomické subjekty může totiž vzniknout podobný problém jako mezi manažery podniku a jeho vlastníky. Jestliže aktéři z centra získají na politickém trhu dominantní, popř. monopolní postavení, nic je nenutí k tomu, aby veřejnosti vycházeli "vstříc" v rámci volebního boje o hlasy, a mohou provádět v jistých mezích autonomní politiku neodrážející preference veřejnosti v pro ni důležitých otázkách.

V následující části textu bych chtěl ve formalizovanější podobě poukázat na některé souvislosti mezi základními makroekonomickými veličinami a v kontextu dosavadních tvrzení se pokusit o sestavení modelu, který by empiricky doložil vztahy mezi nimi.

D. VAR model

K popisu fungování ekonomického systému existují v ekonometrii tzv. strukturální modely. Jedná se o soustavu simultánních rovnic, které se snaží zachytit základní strukturální vztahy mezi ekonomickými veličinami. Takový model zahrnuje chování ekonomických subjektů (poptávkové funkce spotřebitelů, nabídkové funkce výrobců), vztah mezi výstupem a vstupy (produkční funkce), ale také identity, jež definují podmínky rovnovážných cen (nabízené množství se rovná poptávanému) a specifikují daňová pravidla a vládní regulaci.

Avšak sestavení strukturálního modelu by bylo v současné době velmi komplikované. Vzhledem k tomu, že v průběhu krátkého časového období dochází k transformaci celého ekonomického systému, není možné zaručit stabilitu koeficientů ani formu rovnic ve strukturálním modelu. Navíc vlastně ani neexistuje ucelená koncepce, která by navrhovala, jaké proměnné mají být do modelu transformující se ekonomiky zahrnuty.

Není tedy možné sestavit strukturální model; existuje však alternativa v podobě vektorového autoregresního modelu, který může za určitých okolností překonat obtíže s krátkým časovým obdobím a nedefinovanými vztahy mezi ekonomickými veličinami. Vektorový autoregresní model (VAR) je označován za “redukovanou formu” neznámého strukturálního modelu a jeho základní charakteristikou je, že všechny své endogenní proměnné vyjadřuje jako lineární funkce vlastních zpožděných hodnot a zpožděných hodnot ostatních proměnných. Tento způsob modelování ekonomických jevů byl do praxe uveden počátkem 80.let a podařilo se ukázat, že VAR zachovává přínosy velkých strukturálních modelů: protože pracuje se zpožděnými hodnotami veličin, zachycuje realisticky např. poznávací zpoždění, nenulové přízpusobovací náklady, existenci kontraktů či autonomní procesy.

Obecně má tedy VAR model s počtem zpoždění p časových period formu:

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{c} + \mathbf{B}_1 \mathbf{y}_{t-1} + \dots + \mathbf{B}_p \mathbf{y}_{t-p} + \mathbf{G} \mathbf{x}_t + \mathbf{E}_t$$

kde \mathbf{y}_t je (n krát 1) vektor endogenních proměnných, \mathbf{B}_i je matice koeficientů endogenních proměnných (n krát n), \mathbf{x}_t je vektor exogenních proměnných typu (m krát 1), \mathbf{G} je matice koeficientů exogenních proměnných typu (n krát m) a \mathbf{E}_t je vektor disturbancí typu (n krát 1).

Výše zmíněné výhodné vlastnosti VAR modelu platí pouze za předpokladu, že všechny časové řady v něm obsažené jsou stacionární. Tato podmínka znamená, že uvažované řady nesmí obsahovat trendy, pravidelné sezónní výkyvy a jejich variance se nesmí měnit v čase. Před dosazením do modelu je tedy nutné provést formální testy stacionarity.

1. Specifikace VAR modelu

Při specifikaci modelu je potřeba rozhodnout především o proměnných, které do něj vstoupí a počtu aplikovaných zpoždění. Omezení představuje délka zkoumaného období 24 měsíců mezi lednem 1993 a prosincem 1994, která zabraňuje volbě příliš mnoha vysvětlujících veličin a zpoždění.

Jelikož nás zajímá vztah (popř. kauzalita) mezi makroekonomickou politikou a reálnými veličinami, budeme hledat vhodné proxy především pro nástroje hospodářské politiky vlády, výkon ekonomiky a cenovou hladinu.

Ekonomické centrum se při výkonu svých klíčových makroekonomických cílů orientuje na regulaci peněžní zásoby. Ačkoliv někteří autoři zpochybňují vazbu mezi vývojem peněžních agregátů a dynamikou hospodářství v přechodovém období, Engle-Grangerův test kointegrace mezi nominálním HDP a jak M1, tak M2 nezamítl hypotézu dlouhodobé provázanosti mezi penězi a výstupem³. Náš model pracuje s

³ Testy byly prováděny na čtvrtletních datech nominálního hrubého domácího produktu ČR a peněžních zásob M1 a M2 tak, jak jsou definovány Českou národní bankou. Celkem bylo zahrnuto 16 pozorování od prvního čtvrtletí 1991 do čtvrtého čtvrtletí 1994.

Jsou-li dvě řady x_t a y_t kointegrované, znamená to, že mezi nimi existuje dlouhodobý stálý stav. Přesněji řečeno, jestliže jsou kointegrované $CI(1,1)$, existuje taková lineární kombinace obou řad $y_t - ax_t$, která je stacionární. Samotný test se v tomto případě skládá ze dvou částí: za prvé je třeba ukázat, že všechny řady jsou integrovány řádu 1 (test na jednotkovost kořene) a za druhé provést vlastní test kointegrace.

- Dickey-Fullerův test na jednotkovost kořene byl použit ve standardní podobě s konstantou a časovým trendem. U všech řad nebyla zamítnuta nulová hypotéza jednotkového kořene, takže řady jsou skutečně typu $I(1)$. Autokorelace byla testována pomocí DW a Ljung-Boxovy Q-statistiky až do 5. řádu a nebyla prokázána. Tím odpadla nutnost případně přidávat do rovnic zpožděné hodnoty prvních diferencí. Hodnoty Dickey-Fullerova testu s příslušnými pravděpodobnostními hodnotami a DW statistikou jsou v tabulce 1.

Tabulka 1.

Dickey-Fullerovy statistiky a jejich pravděpodobnostní hodnoty

	D-F statistika	p-hodnota	DW
HDP	-2,57	0,28	1,63
M1	-2,85	0,20	1,80
M2	-1,96	0,54	1,73

- Kointegrace $CI(1,1)$ byla ověřena Engle-Grangerovým testem. Po sestrojení kointegračního vektoru byla analyzována rezidua s použitím Engle-Grangerovy statistiky. MacKinnon navrhuje provedení i testu s prohozenými vysvětlujícími a vysvětlovanými proměnnými. Ve všech případech nebyla nulová hypotéza zamítnuta a prokázal se tak stálý stav mezi časovými řadami HDP a M1 a HDP a M2. Přestože některé hodnoty DW statistik spadaly do nerozhodné oblasti, Ljung-Boxova Q-statistika (opět až do 5. řádu) nezamítla ani jednou nepřítomnost autokorelace reziduí. Tabulka 2 podává informace o hodnotě E-G statistiky, její pravděpodobnostní hodnotě a DW statistice. Oada, která je v uspořádané dvojici zapsaná jako první, stála v rovnici vždy na levé straně.

menším vzorkem dat a s měsíčními údaji za období dvou let, takže bude vhodnější použít M1 - předpokládejme, že platí obecně přijímaná teze o rychlejším vlivu M1 na ekonomické dění.

Bylo by užitečné, kdyby byla do výpočtu zahrnuta i data zachycující fiskální aktivitu vlády. Ale i když jsou např. dostupné údaje o denním stavu příjmů, výdajů a saldu státního rozpočtu, výše vládních výdajů v běžných a stálých cenách je zveřejňována pouze čtvrtletně. Pokusil jsem se provést rozložení dat na měsíční hodnoty, avšak pro nevěrohodnost části nasbíraných údajů jsem se nakonec rozhodl vládní výdaje do modelu nezařadit.⁴

Možnosti ve volbě proxy za výkonnost ekonomiky nejsou příliš široké. Hrubý domácí produkt je publikován pouze čtvrtletně a s osmi pozorováními složitější model odhadnout nelze. Použijeme tedy objem průmyslové výroby ve stálých cenách. Tím se dopouštíme jistého zkreslení, ale nelze říci, že použití průmyslové výroby namísto HDP systematicky nadhodnocuje, nebo podhodnocuje skutečný výstup ekonomiky, protože ostatní složky produktu podléhají výkyvům (viz obrázek 3).

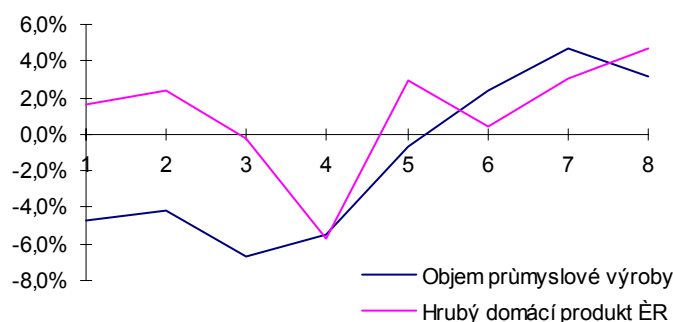
Tabulka 2.

Engle-Grangerovy statistiky a jejich pravděpodobnostní hodnoty

	E-G statistika	p-hodnota	DW
HDP, M1	-2,70	0,46	1,28
M1, HDP	-3,14	0,29	1,52
HDP, M2	-2,72	0,45	1,30
M2, HDP	-2,52	0,53	1,18

Obrázek 3.

Objem průmyslové výroby a HDP ve stálých cenách (Roční změny, 1.čtvrtletí 1993 až 4.čtvrtletí 1994).



⁴ Při rozkladu čtvrtletních na měsíční data lze využít toho, že poměr vládních výdajů k celkovým výdajům rozpočtu je značně stabilní. Tuto hypotézu česká data potvrdila. Problémy byly s deflátozem vládních výdajů, který podle dat po celý rok téměř nerostl a v závěru roku se skokem přesunul na novou hladinu, kde setrval další rok.

V rámci hledání odpovědi na otázku, zda existuje prostor pro diskreční politiku centra, však můžeme uzavřít, že právě údaje o průmyslu jsou jak centru tak veřejnosti dostupné nejdříve (HDP až čtvrtletí poté) a že jsou zcela určitě přesnější a spolehlivější.

Konečně potřebujeme do modelu zabudovat cenovou hladinu. Jelikož za výstup byl zvolen objem průmyslové výroby, je logické použít index průmyslových výrobců.

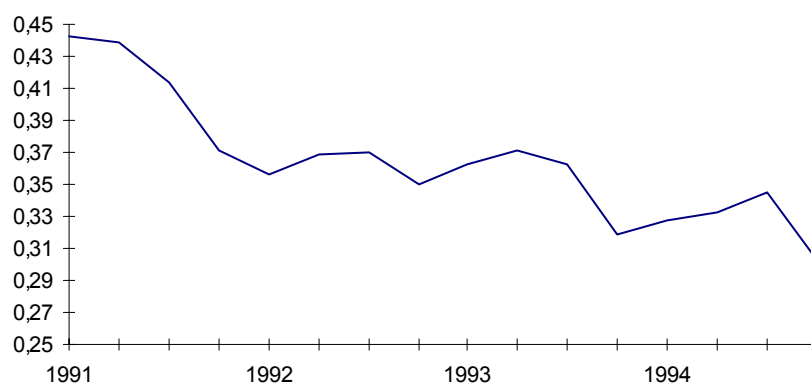
Diskutujme o dalších proměnných, jež je přípustné do VAR modelu nadefinovat. Za prvé je to index cen dovozců. Kurz koruny vůči směnitelným měnám ale zůstal už 4 roky stabilní, a proto se tento index ve zkoumaném období výrazně neměnil. Ačkoliv je jeho zahrnutí do modelu teoreticky opodstatněné, stojíme před otázkou, zda máme připustit další výraznou ztrátu stupňů volnosti. Protože IPI ovlivňoval ekonomiku pouze okrajově, nebyl do modelu zahrnut.

V nedávné době některé práce obhajovaly silný vztah mezi cenovým vývojem a růstem zaměstnaneckých mezd. Naopak bylo poukazováno na méně silnou korelaci mezi peněžní zásobou a inflací. Nabídkově orientované vysvětlení cenotvorných procesů je často velmi přínosné a je skutečně nosné zvláště na počátku transformace. Avšak doporučoval bych spíše srovnávání inflace s převisem růstu mezd nad růstem produktivity pracovní síly. Nelze totiž na větším časovém úseku explicitně předpokládat, že se produktivita práce nemění. Ta samá námitka platí i ohledně “nezávislosti” mezi tempem růstu peněžní zásoby a inflací. Růst peněžní masy se za jinak nezměněných podmínek celý nemusí přelévat do růstu cen, ale může způsobit růst reálného výstupu, popřípadě být vykompenzován jinými efekty. Námi prokázaná kointegrace mezi penězi a nominálním výstupem opravňuje k použití pouze peněz jako vysvětlující veličiny namísto mezd.

Prozatím jsme tedy do modelu zařadili peníze, produkci a ceny a bylo zamítnuto použití cen dovozců a mezd. Oklikou jsem se tak dostali k tradiční transakční rovnici peněz, což je při potvrzeném vztahu mezi penězi a nominálním produktem víceméně logické. To ale navozuje závažnou otázku stability důchodové rychlosti peněz. Na obrázku 4 jsou vyneseny čtvrtletní hodnoty rychlosti oběhu peněz definované jako podíl nominálního HDP a peněžní zásoby M2.

Obrázek 4.

Vývoj rychlosti peněžní obrátky v ČR od 1.čtvrtletí 1991 do 4.čtvrtletí 1994.
(Pro bývalou ČSFR použita republiková data)



Je patrné, že nejprudší skok v rychlosti peněžní obrátky se uskutečnil mezi roky 1991 a 1992. Posléze se rychlost stabilizovala a potom poklesla až v průběhu roku 1994. Přitom můžeme tvrdit, že v rámci kalendářního roku zaznamenává rychlost oběhu peněz značnou stabilitu; pravidelný pokles ve čtvrtém čtvrtletí je způsoben připisováním úroků na účty na konci prosince, takže stabilita by byla pozorovatelná zvláště při použití sezónně očištěných údajů.

Příčin poklesu v rychlosti peněžní obrátky se nabízí hned několik a všechny v podstatě souvisí s možnou speciální rolí peněz v transformačním období.

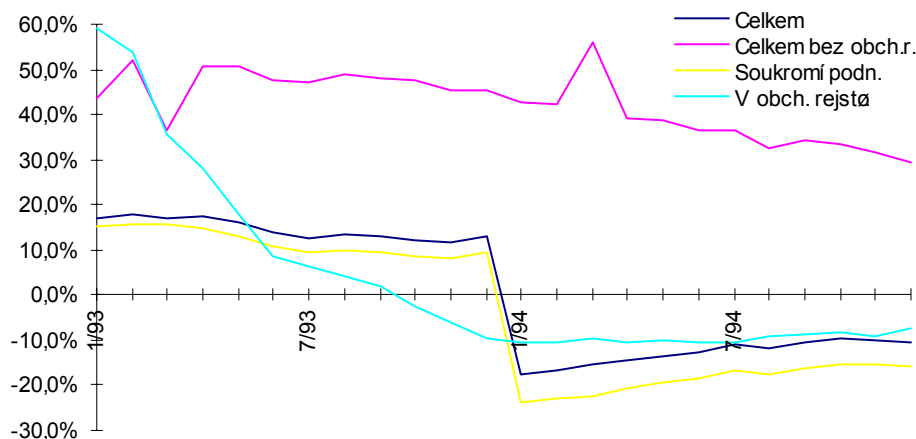
V období přechodu k tržní ekonomice vzniká celá řada nových tržních subjektů a ty potřebují pro své operace transakční peníze. Vzhledem k tomu, že došlo ke znásobení počtu ekonomických subjektů, mohla by část celkové peněžní zásoby vzniklé tímto procesem být inflačně neutrální. Dalším vysvětlením je funkce peněz jako náhražky kapitálu. Malí podnikatelé nemají pro svou rizikovitost přístup k bankovnímu úvěru, a tak kapitál získávají formou prodlužování doby uhrazení svých závazků. Problém však vidím v tom, že kapitál takto opatřený se stal stejně součástí agregátní poptávky a byl utracen (i když třeba na jiném trhu než trhu spotřebitelském). Pokles rychlosti oběhu peněz tak může být tímto faktorem vysvětlen pouze tak, že inflace na trzích např. nemovitostí nebo privatizovaných jednotek nebyla zachycena v oficiálních indexech.

Domnívám se, že ani argument s rostoucím počtem podnikatelských subjektů nemohl v roce 1994 vysvětlit výkyv v rychlosti obrátky. Explozivní nárůst podnikatelských jednotek až k číslu 1 milion totiž proběhl už v roce 1991. Ten byl skutečně provázen výrazným poklesem peněžní obrátky (i při vysoce restriktivní monetární politice v té době, která by měla rychlost peněz jako veličiny dupočítané z identity spíše urychlovat). Od roku 1993 však např. klesá absolutní počet soukromých podnikatelů registrovaných v obchodním rejstříku, jejichž transakční potřeby by měly být výrazně vyšší, než podnikatelů v něm nezapsaných, a počínaje rokem 1994 došlo ke skokovitému poklesu v celkovém počtu ekonomických jednotek. Ačkoliv se tak zjevně stalo vlivem nových předpisů a později se (už pomalejší) růst obnovil, i údaje "očistěné" od volatilní skupiny soukromých podnikatelů nezapsaných do obchodního

rejstříku razantně zpomalily svá tempa růstu (z 50% pod 30% - viz obrázek 5). Přitom v roce 1994 poklesla oproti roku 1993 peněžní obrátka průměrně o 7,6%.

Obrázek 3.

Počet ekonomických subjektů⁵ v ČR. (Roční míry růstu)



Na základě uvedených argumentů docházím k závěru, že důsledky rychlého růstu peněz už nemohou být za současných okolností “tlumeny” novými transakčními potřebami subjektů a s jistým zpožděním lze očekávat přinejmenším stabilizaci v rychlosti oběhu peněz a dynamickou reakci v nominálních veličinách.

Z hlediska VAR modelu odhadovaného na období let 1993 a 1994 to znamená, že je neefektivní zanášet tento transakční prvek do systému rovnic. Jestliže jsem se však v předchozí diskusi dopustil omylu, moderní ekonometrická analýza reziduí případně upozorní na chybnou specifikaci modelu.

VAR model v konečné verzi obsahuje roční tempa růstu⁶ následujících veličin: objem reálné průmyslové produkce OUT, nominální peněžní zásobu M1 a index cen průmyslových výrobců PPI.

⁵ Celkem = Celkový počet podnikatelských subjektů v ČR

Celkem bez obch.r. = Celkový počet podnikat. subjektů bez podnikatelů nezapsaných v obch. rejstříku

Soukromí podn. = Soukromí podnikatelé v ČR celkem

V obch. rejstř. = Počet podnikatelů zapsaných v obchodním rejstříku

⁶ Touto transformací se dosáhne požadované stacionarity časových řad. Data jsou nyní typu "hodnota veličiny v porovnání se stejným měsícem minulého roku", což odstranilo trendy a sezónní výkyvy.

Pro potřeby VAR modelu postačí důkaz slabé stacionarity řad, což je ekvivalentní tvrzení, že koeficient ρ z rovnice

$$y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$$

leží uvnitř intervalu (-1,1).

Hodnoty Dickey-Fullerovy statistiky s příslušnými pravděpodobnostními hodnotami pro nulovou hypotézu stacionarity jsou uvedeny v tabulce 3. Bylo nutno provést Augmented Dickey- Fuller Test, protože u základního D-F testu byla rezidua autokorelována. Po přidání jednoho zpoždění první diference u OUT a M1 a až 4 zpoždění u M2 měla rezidua opět charakter bílého šumu.

Tabulka 3.

Zbývá pouze určit počet aplikovaných zpoždění při vysvětlování každé veličiny. Pro VAR model existují zobecněné Akaikovo informační kritérium i Schwarzovo bayesovské kritérium. Pomocí minimalizace jejich hodnot jsem určil optimální počet zpoždění na 3.

Odhadovaný systém rovnic má tedy podobu:

$$\begin{aligned}
 OUT_t &= C^A + \sum_{i=1}^3 \alpha_i OUT_{t-i} + \sum_{i=1}^3 \beta_i MI_{t-i} + \sum_{i=1}^3 \gamma_i PPI_{t-i} + \varepsilon_t^A \\
 MI_t &= C^B + \sum_{i=1}^3 \delta_i OUT_{t-i} + \sum_{i=1}^3 \zeta_i MI_{t-i} + \sum_{i=1}^3 \eta_i PPI_{t-i} + \varepsilon_t^B \\
 PPI_t &= C^C + \sum_{i=1}^3 \nu_i OUT_{t-i} + \sum_{i=1}^3 \kappa_i MI_{t-i} + \sum_{i=1}^3 \vartheta_i PPI_{t-i} + \varepsilon_t^C
 \end{aligned}$$

2. Výsledky aplikace VAR modelu

Výstupem z VAR modelu jsou hodnoty vlastních koeficientů a dále pak F-testy nulových hypotéz o neexistenci Grangerovy kauzality mezi proměnnými, a dekompozice rozptylu.

Hodnoty koeficientů včetně jejich standardních chyb (v závorkách) jsou shrnuty v následující tabulce.

D-F statistiky se svými pravděpodobnostními hodnotami.

	D-F statistika	p-hodnota	Durbin's h alt.
OUT	-2,08	0,54	-0,25
M1	-2,00	0,57	0,44
M2	-2,17	0,47	1,08

Tabulka 4.

Koeficienty VAR modelu a jejich standardní chyby.

	OUT _t	M1 _t	PPI _t
konstanta	-0,055 (0,100)	0,107 (0,114)	0,028 (0,043)
OUT _{t-1}	-0,364 (0,235)	-0,198 (0,267)	0,021 (0,100)
OUT _{t-2}	0,160 (0,202)	-0,398 (0,229)	-0,045 (0,086)
OUT _{t-3}	0,534 (0,252)	-0,209 (0,286)	-0,015 (0,108)
M1 _{t-1}	0,926 (0,319)	0,988 (0,362)	-0,190 (0,136)
M1 _{t-2}	-0,703 (0,319)	-0,450 (0,363)	0,086 (0,136)
M1 _{t-3}	0,205 (0,257)	0,251 (0,292)	0,026 (0,110)
PPI _{t-1}	0,473 (0,928)	-2,460 (1,054)	1,118 (0,396)
PPI _{t-2}	0,925 (1,114)	2,510 (1,265)	-0,664 (0,476)
PPI _{t-3}	-1,566 (0,878)	-0,945 (0,997)	0,343 (0,375)

Každá rovnice systému byla podrobena důkladné analýze reziduí. Nepotvrdila se ani autokorelace reziduí, ani jejich heteroskedasticita, a rezidua tak měla skutečně formu bílého šumu. Jako doplňkové metody byly aplikovány Jarque- Berùv test normality (nezamítnuta normalita reziduí) a testy CUSUM a CUSUMSQ postavené na rekurzivních reziduech, které by měly upozorňovat na chybnou specifikaci modelu. Z testů plyne, že na běžných hladinách významnosti nezamítáme nulovou hypotézu správné specifikace modelu s rezidui typu Gaussovský bílý šum. Ekonometrická analýza tedy neupozorňuje na případnou mylnou konstrukci tohoto VAR modelu.

Všechny regresní rovnice obsahují tři zpožděné hodnoty od každé proměnné. Není proto triviální interpretovat výsledky odhadů přímo z hodnot jednotlivých koeficientů a jejich individuálních signifikancí. O vztazích mezi proměnnými nám více řeknou hodnoty F-testů, které testují sdružené signifikance pro všechna zpoždění u každé vysvětlující proměnné. Zamítneme-li nulovou hypotézu, že všechna zpoždění u dané veličiny mají nulový koeficient, tato veličina ovlivňuje námi zkoumanou proměnnou. V podstatě se jedná o Grangerovy testy kauzality.⁷

⁷ Obecně říkáme, že “X Granger způsobuje Y”, jestliže minulá a současná informace o X pomáhá vylepšit předpověď Y, a tak Y může být odhadnuto s menší střední kvadratickou chybou, když bereme do úvahy ke všem dostupným informacím i minulý a současný vývoj X.

Za předpokladu, že X a Y jsou generovány Gaussovskými stacionárními autoregresními procesy a za předpokladu, že X a Y obsahují všechny dostupné informace o Y, lze ukázat, že X Granger způsobuje Y tehdy a jen tehdy, jestliže v rovnici

Tabulka 5.

F-testy Grangerovy kauzality s pravděpodobnostními hodnotami.

(Vliv všech zpoždění dané veličiny na OUT, M1 a PPI)

	OUT _{t-1} až OUT _{t-3}	M1 _{t-1} až M1 _{t-3}	PPI _{t-1} až PPI _{t-3}
OUT _t	2,004 (0,17)	2,908 (0,08)	1,267 -0,33
M1 _t	1,472 (0,28)	3,547 (0,05)	1,996 (0,17)
PPI _t	0,103 (0,96)	0,071 (0,57)	3,132 (0,07)

Ani v jednom případě se nepodařilo zamítnout nulovou hypotézu nekauzality mezi veličinami. Je nutné si však uvědomit, že pracujeme se třemi rovnicemi a třemi procesy najednou a jedna veličina tak může ovlivnit druhou prostřednictvím třetí; tento případný vztah není možné zachytit přímo statistikami popsány výše. Ostatně z pohledu ekonomické teorie lze hodnotit výsledek testu pozitivně: např. proti kauzalitě mezi nominální peněžní zásobou a reálným výstupem je možné okamžitě vznést mnoho námitek.

Zajímavým přínosem proto může být zkoumání společného vlivu 2 proměnných na třetí. Nulová hypotéza žádného vlivu (nekauzality) při testování v rovnici

$$y_t = c + \sum_{i=1}^p \alpha_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_i x_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_i z_{t-i} + \varepsilon_t$$

má tvar $\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_p = \gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_p = 0$. Hodnoty F-statistik a jejich pravděpodobnostní hodnoty jsou shrnuty v tabulce 6.

$$y_t = c + \sum_{i=1}^p \alpha_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_i x_{t-i} + \varepsilon_t$$

neplatí tvrzení

$$\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_p = 0$$

Tuto sdruženou hypotézu lze testovat Wald testem, jehož statistika má F-distribuci. Překročí-li testová statistika kritickou hodnotu, zamítá se nulová hypotéza, že "X Granger nezpůsobuje Y".

Tabulka 6.

F-testy společného vlivu dvou procesů na třetí.

	OUT a M1	OUT a PPI	M1 a PPI
OUT _t	1,575 (0,24)	2,055 (0,14)	3,561 (0,03)
M1 _t	1,862 ⁸ (0,18)	1,545 (0,25)	3,665 ⁸ (0,03)
PPI _t	0,548 (0,76)	0,729 ⁸ (0,64)	1,589 ⁸ (0,24)

Tyto testy přinesly výsledky hodné pozornosti. Předně se potvrdil společný vliv peněz a cen na reálný výstup. To lze spolu se správnými znaménky koeficientů v tabulce 4 interpretovat tak, že v období let 1993-1994 měly změny reálné peněžní zásoby dopad na reálný výstup. Dále se nepotvrdil vliv výstupu a cen na peníze, z čehož plyne důležitý závěr. Změny v reálném výstupu a v cenách se dají vysvětlit jako důsledek růstu peněžní zásoby, ale ne naopak. Vývoj peněžní zásoby hrál v české ekonomice důležitou roli a nebyl pouze ve vleku změn v reálných veličinách nebo cenových procesů.

Konečně, tabulky 5 a 6 naznačují cosi o autonomii ve vývoji cen a peněžní zásoby. Podle první z obou tabulek lze zamítnout hypotézu neautonomního vývoje cen i peněz na méně obvyklé hladině významnosti 10 procent. Druhá tabulka pak nabízí hypotézu společného vlivu peněz a cen na peníze. Na základě F-testů nelze v takovéto soustavě rovnic s konečnou platností určit, která z obou veličin (nebo popřípadě jestli obě) je nositelem autonomního procesu. To je však možné s pomocí dalších analytických nástrojů v rámci VARu.

VAR model umožňuje také studium dynamických vlastností časových řad. Dekompozice rozptylu přisuzuje napozorovanou varianci dané veličiny její vlastní minulé dynamice a dynamice ostatních proměnných. Výsledkem jsou tedy procentní hodnoty vlivu vývoje peněz, výstupu a cen na sebe a mezi sebou navzájem.

Výpočet je komplikován obecným vlivem kovarianční matice reziduí na dekompozici, a proto je doporučována triangularizace kovarianční matice⁹, která byla v tomto případě provedena Choleského faktorizací. Prokázala se robustnost výsledků vůči pořadí faktorizace, což ospravedlňuje použití této metody.

Tabulky 7 až 9 uvádějí výsledky dekompozice rozptylu OUT, M1 a PPI propočtené až do 10 období.

⁸ V těchto případech byla kvůli autokorelaci reziduí v pomocných rovnicích použita místo metody nejmenších čtverců k jejímu odstranění iterační technika maximální věrohodnosti.

⁹ viz např. Judge (1985)

Tabulka 7

Dekompozice rozptylu OUT.

Období	Std. chyba	OUT	M1	PPI
1	0,021	100,00	0,00	0,00
2	0,027	60,52	38,37	1,11
3	0,028	57,94	36,41	5,65
4	0,029	55,76	38,26	5,98
5	0,033	45,06	48,03	6,90
6	0,036	39,96	47,55	12,49
7	0,040	33,07	54,49	12,45
8	0,042	29,55	56,22	14,23
9	0,044	27,56	56,87	15,57
10	0,046	25,84	58,24	15,92

Podle dekompozice rozptylu je dynamika výstupu k krátkém období vysoce autonomní proces (55 až 60%). Postupně se však prosazuje společný vliv peníženeceny, který na konci 10.období vysvětluje až 74% dynamiky reálného výstupu.

Tabulka 8

Dekompozice rozptylu M1.

Období	Std. chyba	OUT	M1	PPI
1	0,024	20,88	79,12	0,00
2	0,048	12,79	77,52	9,69
3	0,062	8,20	78,47	13,33
4	0,068	6,66	78,10	15,24
5	0,074	5,74	77,44	16,82
6	0,078	5,22	76,53	18,25
7	0,081	4,94	75,71	19,35
8	0,082	4,86	75,34	19,79
9	0,083	4,99	74,96	20,04
10	0,083	5,20	74,69	20,10

Naproti tomu analýza rozptylu v M1 poukazuje na autonomii ve vývoji peněžní zásoby i v delším období (75% v 10. období). Počáteční svázanost s výstupem rychle klesá až k 5 procentům a ceny mohou v dlouhém období vysvětlit pouze 20% pohybu peněžní zásoby.

Tabulka 9

Dekompozice rozptylu PPI.

Období	Std. chyba	OUT	M1	PPI
1	0,009	8,45	46,63	44,91
2	0,016	10,35	58,92	30,73
3	0,023	12,15	63,52	24,33
4	0,027	10,73	66,67	22,60
5	0,030	9,15	67,81	23,04
6	0,032	8,18	67,94	23,88
7	0,034	7,38	68,25	24,37
8	0,036	6,80	68,37	24,83
9	0,037	6,40	68,48	25,12
10	0,038	6,12	68,55	25,33

Variance PPI nemůže být vysvětlena dynamikou reálného výstupu; procento vysvětlení v dlouhém období nepřesahuje 7%. PPI samotnému je přiřčena váha jen 25 procentní, naproti tomu M1 pokrývá více než dvě třetiny zaznamenaného rozptylu. Z toho vyplývá, že naznačený autonomní komponent v PPI zřejmě souvisí s vývojem peněžní zásoby v pozorovaném období.

Podobně specifikovaný VAR model¹⁰ aplikoval na bývalé Československo už Rusek (1992) a nabízí se tedy možnost srovnání výsledků obou modelů. Především se prokázala výrazně větší role peněz při formování ekonomického prostředí - procentuálně vyjádřený vliv peněžní zásoby na výstup a ceny nyní jasně převýšil hodnoty odhadnuté Ruskem na datech ČSFR. Dále se snížil vliv cenové hladiny na ostatní makroekonomické veličiny (včetně vlivu na sebe samou), což potvrzuje, že transformační kroky vedoucí nutně k cenovému růstu už nejsou důležitou determinantou hospodářské vývoje v ČR. I porovnání s tímto VAR modelem naznačuje, že v období 1993-1994 došlo k nastolení "standardních" vztahů mezi makroekonomickými veličinami tak, jak jsou pozorovány ve stabilizovaných tržních ekonomikách.

D. Nucená volba mezi výstupem a inflací.

Vraťme se nyní k diskutovanému problému možnosti ovlivňování hospodářské aktivity ekonomickým centrem. I v českých podmínkách se prokázalo, že vývoj peněžní zásoby je spjat s vývojem nominálního produktu. VAR model navíc ukázal,

¹⁰ Jako reprezentanta makroekonomické politiky zvolil Rusek bankovní úvěr, který byl pod přímou kontrolou centrální banky a byl tak hlavním nástrojem politiky centra. Dále byly stejně jako v tomto modelu použity reálná průmyslová produkce a index cen průmyslových výrobců. Zkoumané období bylo leden 1991 až červenec 1992.

že značnou část reálného výstupu lze vysvětlit jako důsledek společného pohybu peněz a cen, tedy jako následek změn v reálné peněžní zásobě.

Avšak VAR též poukazuje na silný autonomní prvek ve vývoji M1, což by mohlo vést k úvaze o vysoké setrvačnosti ekonomických procesů, jež jsou těžko ovlivnitelné zásahy centra. Zaměříme se tedy na důvody současného vývoje peněžní zásoby podrobněji.

V obou letech zkoumaného období překročilo tempo růstu peněžních agregátů "příslib" ekonomického centra. V roce 1993 vzrostlo M2 o 20.5% a M1 o 18.2%, přičemž za cílový koridor bylo zvoleno pásmo 15-17% pro M2. Na rok 1994 vyhlásila ČNB svůj úmysl provádět neutrální měnovou politiku s horní hranicí růstu agregátu M2 dvanáct procent. Koncem období ale skutečný vývoj činil 20.0% nárůst v M2 a 18.1% u M1. Zatímco tedy v roce 1993 došlo k překročení plánu "pouze" o tři procenta, výsledná hodnota za rok 1994 je značně vychýlená od původně přislíbené.

Bezprostřední příčinou vysokého tempa růstu obou peněžních zásob je zcela jasně vysoký přebytek platební bilance. Nabízí se tedy otázka, proč ekonomické centrum není ochotno změnit stávající nastavení kurzu, ačkoliv už nelze spoléhat na speciální transformační faktory, které by zabránily přelití peněžního růstu do cen ve střednědobém horizontu.

Normálním řešením přebytku ve vztahu k zahraničí je revalvace směnného kurzu (v případě fixního kurzu) nebo jeho zhodnocení (je-li kurz určován volně nabídkou a poptávkou na trhu). Vláda však s jakýmkoli řešením, jež by vedlo k posílení kurzu zcela logicky otálí, protože de facto stojí před pro ni závažnou volbou mezi výstupem a inflací. V případě, že přistoupí na revalvací (zhodnocení) kurzu, odstraní tím závažný inflační tlak. Zároveň tak ale přinejmenším zpomalí sotva započatý hospodářský růst. Při variantě ponechání dosavadního stavu je sice ohrožena vnitřní stabilita ekonomiky, avšak nadbytek peněz v současné situaci těžko zhorší ekonomickou výkonnost. Tato hypotéza je podporována i VAR modelem - ceny jsou determinovány zvláště penězi a společně mohou dokonce do určité míry ovlivnit výstup.

Skutečně zde tedy existuje poněkud modifikovaný tradeoff mezi výstupem a inflací. Z ekonomického pohledu je optimálním stavem nulová inflace. Politické trhy se ale řídí jinými zákonitostmi. Motivace ekonomického centra pro provádění politiky, jež ekonomiku vychyluje z optimálního stavu, pramení především z blížících se parlamentních voleb. Revalvace provedená rok před jejich termínem by vedla k výrazným potížím některých prozatím přežívajících firem v těsně předvolebním období a to je pro politické aktéry velmi riskantní.

Situace, ve které se česká ekonomika nachází, je poměrně paradoxní. Podhodnocenost kurzu české koruny k zahraničním měnám je možné vyřešit buito revalvací, nebo vysokou inflací, která postupně zdraží export, zlevní import a dovede tak ekonomiku do vnější a následně vnitřní rovnováhy. Protože ale politické centrum může špatně načasovanou revalvací před volbami ztratit, bude v současnosti raději prosazovat inflační řešení problému podhodnoceného kurzu. V případě, že později uzná za vhodnější revalvační variantu (zřejmě poté, co mu bude hrozit ztráta kredibility z dlouhodobé vysoké inflační míry), může ji provést a přivést ekonomiku blíže optimálnímu stavu s nulovou inflací.

Zajímavá je v tomto případě i otázka homogenity ekonomického a politického centra, jak byla uvedena na začátku textu. I kdyby se ekonomické centrum v podobě centrální banky chtělo vzepřít zájmům politického centra (vlády) a hájit dlouhodobou cenovou stabilitu, v konfliktu nemůže vyhrát, neboť k řešení kurzového problému nemá legislativní pravomoce.

Můžeme tedy uzavřít, že pozorovaná autonomie ve vývoji peněžních agregátů je z velké části důsledkem vnější nerovnováhy ekonomiky, která vede ke stabilnímu přílivu přebytečných peněz do ní. Analýza politických trhů v rámci přístupu pravidel vs. diskrečních zásahů naznačuje, že neřešení celého problému vyplývá z politických zájmů centra, které tak zvolilo nikoliv optimální řešení, ale to, které mu zajistí bezpečnější znovuzvolení.

E. Shrnutí a závěr.

Teorie pravidel a diskrečních zásahů doplňuje makroekonomickou analýzu o rozměr politických trhů. Klade velký důraz na individuální motivace každého účastníka všech rozhodovacích procesů, tedy i při tvorbě hospodářské politiky.

Základní podmínkou aplikovatelnosti teorie na transformující se ekonomiku je co nejmenší nejistota při rozhodování ekonomického centra a ekonomických subjektů. Je argumentováno, že toto platí přinejmenším pro období počínaje rokem 1993. Byly prokázány spolehlivé vztahy mezi základními makroekonomickými veličinami. V rámci přístupu to centru umožňuje pokoušet se o intervencionistickou politiku. Zároveň byly prezentovány výsledky vektorového autoregresního modelu, který konkrétněji specifikoval zákonitosti v makroekonomickém vývoji let 1993-1994.

Relevance přístupu pravidel vs. diskrečních zásahů v českém prostředí byla demonstrována na příkladu fixního kurzu české koruny, prostřednictvím kterého politické centrum čelí nucené volbě mezi výstupem (nezaměstnaností) a inflací.

Díky důsledné antiinflační politice v počáteční fázi transformace získalo ekonomicko-politické centrum značnou důvěru ze strany ekonomických subjektů. Vysoká kredibilita centra zpětně vytváří prostor pro vhodně načasované intervence na makroekonomické úrovni. Z tohoto pohledu se zdá být přirozené, že hospodářský vývoj v České republice začne podléhat pravidelnému hospodářsko-politickému cyklu.

Literatura:

Barro, R.J.: Recent Developments in the Theory of Rules Versus Discretion, *Economic Journal*, 1986, supplement

Barro, R.J., Gordon, D.B.: A Positive Theory of Monetary Policy in a Natural Rate Model, *Journal of Political Economy*, Vol. 91, No. 4, (August 1983), pp. 589-610

Benáček, V.: Market Failure Versus Government Failure - The Ways of Emerging Market Economies, *Cerge Working Paper*, No. 5, May 1992

Bulíř, A.: Centrální banka a veřejnost, *Finance a úvěr*, 42, 1992, č. 4

Calvo, G.A.: On the Time Consistency of Optimal Policy in a Monetary Economy, *Econometrica*, Vol. 46, No. 6, (November), pp. 1411-1428

Harvey, A.: *The Econometric Analysis of Time Series*, MIT Press, 1990

Judge, G.G. et al: *The Theory and Practice of Econometrics*, Wiley, 1985

Klaus, V.: Ceny, kurz a nabídka peněz, *Ekonom* 9, 1995

Kouba, K.: Podniky nemění své chování, *Ekonom* 10, 1994

Kydland, F.E., Prescott, E.C.: Rules Rather than Discretion: Inconsistency of Optimal Plans, *Journal of Political Economy*, Vol. 95, No. 3, (June), pp. 473-491

Kozák, J.: Současná česká inflace: realie a tendence, *Statistika* 3, 1995

Rusek, A.: Makroekonomická politika a hospodářská dynamika v bývalém Československu, *Politická ekonomie*, 3, 1993

Sergi, B.S.: Co ovlivňuje inflaci v České republice?, *Politická ekonomie*, 5, 1994

Sims, C.A.: *Macroeconomics and Reality*, *Econometrica*, 48, 1980

Tůma, Z.: Pravidla versus diskreční zásahy: k časové nekonzistenci, *Politická ekonomie*, 5, 1992

Žák, V., Čížková, J.: Analýza inflace v České republice v období transformace, ČNB, leden 1995

Data použitá pro výpočty byla čerpána z oficiálních publikací České národní banky (peněžní agregáty) a Českého statistického úřadu (vše ostatní).