

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 2110, linka 361

Fax: 253 728

Vedoucí redaktor: Ing. Ivan Kočárník, CSc.

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

OBSAH

MĚNOVÁ ODLUKA (úvod)	393
František VENCOVSKÝ: Naše měnové reformy a odluky	394
Pavel KYSILKA: Příprava a realizace měnové odluky v ČR	403
Leopold SURGA: Rozdělení oběživa za měnové odluky	413
Aleš BULÍŘ: Měnová odluška a poptávka po hotovosti	419

Přehled-Survey

Měnová politika a měnový vývoj v 1. čtvrtletí 1993	426
Monetary Policy and Monetary Developments in the 1st quarter 1993 (anglicky)	436

Uprostřed čísla:

R. A. MUSGRAVE—P. B. MUSGRAVEOVÁ: Veřejné finance v teorii a praxi (13. část): ss. 397—408

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

Publikováno po dohodě s vydavatelstvím McGraw-Hill, Inc.

CONTENTS

MONETARY SEPARATION (Introduction) 393	
František VENCOVSKÝ: Our Monetary Reforms and Separations	394
Pavel KYSILKA: Preparation and Realization of the Monetary Separation in the Czech Republic	403
Leopold SURGA: Currency Split by the Monetary Separation	413
Aleš BULÍŘ: Monetary Separation and Demand for Currency Balances	419

Survey

Monetary Policy and Monetary Developments in the 1st quarter 1993 (in Czech) 426
Monetary Policy and Monetary Developments in the 1st quarter 1993 (in English) 436

In the middle of this issue:

R. A. MUSGRAVE—P. B. MUSGRAVE: **Public Finance in Theory and Practice** (Part XIII): pp. 397—408

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.

Měnová odluka a poptávka po hotovosti

Aleš BULÍŘ*

Průběh měnové odluky v únoru 1993 byl nad očekávání úspěšný a bezproblémový. Kolkování starých bankovek a výměna za nové proběhly bez čekání a s minimálními třecími plochami. Tento vývoj do značné míry překvapil i centrální banku samotnou. Důležitou roli sehrála pečlivá příprava České národní banky. V této práci se ovšem chceme zaměřit na otázku chování nebankovní veřejnosti. Výrazný pokles poptávky po oběživu, ke kterému došlo na konci roku 1992, totiž k úspěchu celé operace přispěl.

Cenným poznatkem do budoucna je i to, že česká ekonomika je zřejmě schopna fungovat s menším objemem oběživa, než kolik činil jeho objem před odlukou. Pokusíme se formulovat a testovat některé závěry a ekonomické hypotézy, jež vyplývají z modelu chování, který zřejmě přijala česká veřejnost v období před odlukou a po ní. Základní hypotézou je předpoklad o vysokém stupni racionality chování nebankovní veřejnosti. Použijeme jednoduchý statický model, jehož použití současně demonstruje možnosti a omezení ekonometrického modelování ve „zlomových“ etapách ekonomik.

Dlouhodobý vývoj oběživa

Vývoj oběživa byl po dlouhá desetiletí jednou z konstant hospodářské politiky. Jednalo se o veličinu, kterou takřka nebylo nutné analyzovat. Její dynamika byla — z dlouhodobého pohledu — velice pravidelná a se zřetelným sezonním cyklem. Sezonní charakter byl jednak ovlivněn výplatami mezd v průběhu měsíce, resp. postupným odlivem oběživa z rukou veřejnosti v mezidobí mezi výplatami. Druhým sezonním vlivem byl cyklus v průběhu roku, kdy se cyklicky opakovaly změny stavu oběživa v letních měsících a před Vánocemi.

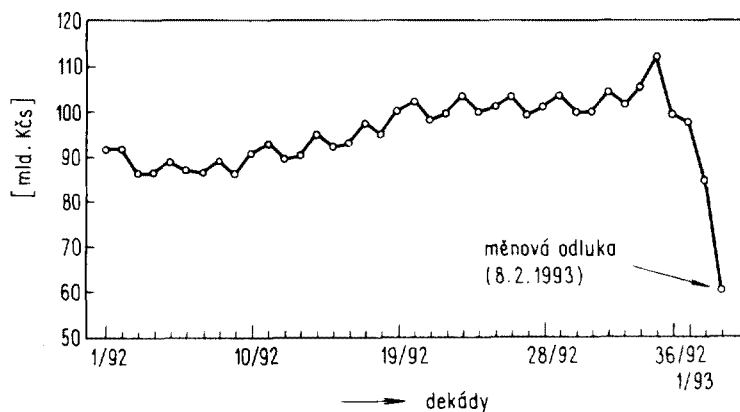
Z uvedeného modelu chování nevybočila ani podstatná část roku 1992. Tento vývoj máme zobrazen na *grafu č. 1*, kde sledovaným obdobím jsou dekády jednotlivých měsíců, jednotkou jsou miliardy Kčs. Až do předposlední dekády 1992 rostl objem oběživa stabilním tempem, s obvyklými sezonními výkyvy.

Křivku dekádních hodnot jsme v *grafu č. 2* proložili lineárním trendem. Ačkoli se jedná o „neteoretický“ model, velmi dobře zobrazuje pravidelný charakter vývoje oběživa v čase. Podle očekávání je oběživo — jako většina makroekonomických časových řad — dobře modelovatelné jako autoregresivní proces, $AR(1)$.

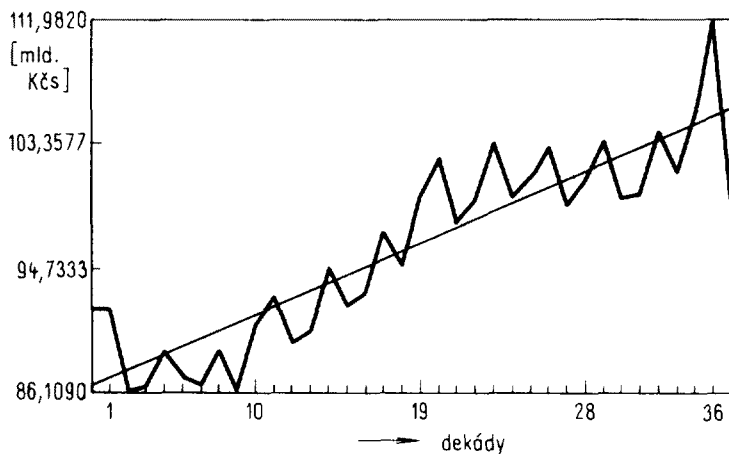
* Doc. ing. Aleš Bulíř, MSc., CSc., pracovník katedry měnové teorie a politiky Fakulty financí VŠE Praha a poradce viceguvernéra České národní banky

Redakce příspěvek obdržela 2. 6. 1993.

GRAF č. 1 Oběživo v ČSFR - dekády



GRAF č. 2 Oběživo v ČSFR v roce 1992: skutečné hodnoty a lineární trend



Dickeyův-Fullerův test naznačuje, že parametr autoregresivního členu je větší než 1, přičemž veličina po první diferenci ztrácí vlastnost „náhodné procházky“¹. Jinými slovy, oběživo je integrované stupně jedna, $I(1)$.

Jaký argument lze použít pro existenci trendu? Standardně odhadované rovnice poptávky po penězích se zaměřují na vývoj důchodu, y , a úrokové sazby, r . Budeme-li tyto proměnné považovat za konstantní v krátkém období (známý předpoklad Caganovy funkce poptávky po penězích), můžeme poptávku po oběživu formulovat jako

¹ Pro autoregresivní proces $AR(1)$ platí:

$$x_t = \rho x_{t-1} + \eta_t$$

kde parametr ρ je větší než jedna. Hovoříme o „náhodné procházce“, neboť systém se nevrací na nějakou konstantní střední hodnotu. η_t je náhodná veličina.

$$M^d = k \exp^{-\beta V}$$

kde k je konstanta,

β je parametr,

V je rychlost oběhu peněz

a předpokládáme, že $(1/V)/(dV/dt)$ je konstantní.

Intuitivní vysvětlení záporného znaménka parametru β spočívá v stabilitě očekávání veřejnosti ohledně důchodu a úrokové sazby. Rovněž víme, že objem oběživa roste s růstem cenové hladiny, ztrácením oběživa, odvozem malých částek do zahraničí turisty a konečně i rozvojem šedé ekonomiky, kde se platí „hotově“. Rychlost oběživa v čase klesá a jeho objem se zvyšuje.

Odhady lineárního trendu jsme získali prostou metodou nejmenších čtverců (OLS). Odhadovaná rovnice poptávky po oběživu měla tvar

$$\text{oběživo}_t = \alpha_1 + \beta_1 \text{trend}_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

kde α je konstanta,

β_1 je odhadnutý parametr,

ε je náhodný člen, pro který předpokládáme standardní vlastnosti (nulová střední hodnota a konstantní rozptyl).

Tento odhad dává při 36 pozorováních v roce 1992 (34 stupňů volnosti) výsledky² uvedené v tabulce č. 1.

TABULKA č. 1 Odhady modelu (1) metodou nejmenších čtverců (OLS)

	α	β
parametr	85,96	0,55
t-test	82,11	11,14
RSS = 321,6 DW = 1,63 F = 124,28		

Interpretace výsledků je vcelku jednoznačná, neboť nízké hodnoty směrodatných odchylek jednotlivých parametrů vedou k odmítnutí obvyklých nulových hypotéz o nevýznamnosti jednotlivých parametrů. Podstatný je především poznatek, že oběživo se každou dekádu zvyšovalo o 550 mil. Kčs, resp. o 0,57 %.³

Ze souhrných testů hodnota F -testu napovídá, že pro model jako celek nelze odmítnout nulovou hypotézu o jeho nevýznamnosti. (Kritická hodnota F -rozdělení je $F(1,30)=250$ při 5%ní hladině významnosti.) Hodnota Durbinova-Watsonova testu je na rozhraní mezi přijetím a odmítnutím nulové hypotézy o absenci autokorelace, přičemž LM -test (χ^2) nulovou hypotézu neodmítá. Vzhledem k cyklickému charakteru oběživa nepřekvapí dosti vysoká hodnota součtu čtverců chyb odhadu. Především souhrnné výsledky naznačují, že je potřebné pokračovat dále.

Další otázka, kterou může jednoduchý model tohoto typu zodpovědět, je charakter sezonních fluktuací. Hlavní dominantou jsou výplaty v průběhu měsíce. Z maxima před výplatami (druhá dekáda) objem oběživa klesá v třetí dekádě na minimum a nepatrně stoupá v poslední dekádě. Model jsme proto upravili o dvě „dummy“ proměnné, které tento cyklus zachycují:

$$\text{oběživo}_t = \alpha + \beta_1 \text{trend}_t + \gamma_1 D^I + \gamma_2 D^{II} + \varepsilon_t \quad (2)$$

² RSS je součet čtvercových chyb odhadu, DW je Durbinův-Watsonův test autokorelace reziduí a F je F -test.

³ Procentní změnu jsme získali ze semilogaritmického odhadu výše uvedené rovnice. Statistické vlastnosti tohoto odhadu byly v zásadě totožné s lineárními odhady a nebylo možné rozhodnout, která funkční podoba je vhodnější.

kde D^I je náhradní proměnná pro první dekády jednotlivých měsíců, kdy nabývá hodnot 1, a hodnot 0 v ostatních dekádách,

D^{II} je náhradní proměnná pro druhé dekády jednotlivých měsíců, kdy nabývá hodnot 1, a hodnot 0 v ostatních dekádách.

Tento model na stejných datech (při 32 stupních volnosti) dává odhady uvedené v tabulce č. 2.

TABULKA č. 2 Odhady modelu (2) metodou nejmenších čtverců (OLS)

	α	β	γ_1	γ_2
parametr	83,57	0,56	2,11	4,71
t-test	80,92	14,28	2,13	4,76
RSS = 187,7 DW = 0,90 F = 74,40				

S výjimkou parametru γ_1 jsou všechny odhady přijatelné na 1%ní hladině významnosti. Při fakticky nezměněných hodnotách konstanty a parametru β říkají parametry obou „dummy“ proměnných, že oproti minimu v třetí dekádě měsíce se v prvních dekádách stav oběživa pravidelně zvětšoval o 2,1 mld. Kčs a ve třetích dekádách o 4,7 mld. Kčs.

Podle očekávání se projevily vliv autokorelace reziduí, který pravděpodobně snížil efektivnost odhadů (DW-test i test Lagrangeovými multiplikátory). Absolutní hodnota F-testu sice poklesla, je ovšem vyšší než kritická hodnota $F(3,30)=26,50$ při 1%ní hladině významnosti.

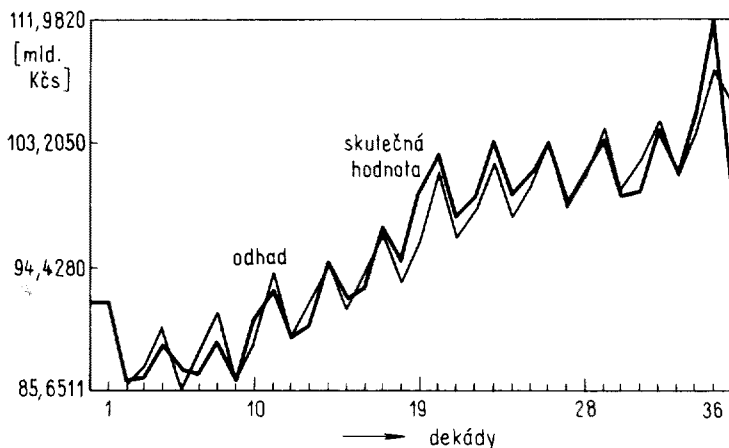
Základním statistickým nedostatkem modelu je vliv autokorelace reziduí. Odhady parametrů by měly být nezkreslené, ovšem při malém počtu našich pozorování jsou neefektivní. Protože se jedná o statický model, řešení by mohl přinést odhad rovnice pomocí metody, která tento defekt napravuje. Použili jsme standardně používanou Cochraneovu-Orcuttovu metodu, kde jsou rezidua modelována jako AR(1) proces. Tato metoda je asymptoticky totožná s metodou zevšeobecněných nejmenších čtverců. Po třech iteracích jsme získali odhady⁴ uvedené v tabulce č. 3.

TABULKA č. 3 Odhady modelu (2) Cochraneovou-Orcuttovou metodou (C-O)

	α	β	γ_1	γ_2	ρ
parametr	82,73	0,59	1,51	4,53	0,48
t-test	56,63	9,43	2,41	7,38	3,13
RSS=114,29 DW=1,65 F=89,45					

Tyto odhady jsou zřejmě tím nejlepšími, co je možné z daných dat získat. Všechny parametry jsou významné na hladině významnosti 1% a pouze parametr γ_1 tuto hranici těsně míjí. Poněkud se snížila konstanta a ekvivalentně se zvýšilo tempo růstu: na trendový dekádní přírůstek 580 mil. Kčs. Rovněž se zmenšily absolutní velikosti obou „dummy“ proměnných a výrazněji ta, která zobrazuje nárůst v první dekádě (z 2,1 mld. Kčs na 1,5 mld. Kčs).

⁴ Zde ρ je parametr autoregresivního procesu reziduí: $\varepsilon_t = \rho \varepsilon_{t-1} + \eta_t$ a η je náhodná veličina. Uvedený t-test je založen na asymptotických standardních odchylkách odhadu



Podle očekávání se podařilo odstranit vliv autokorelace reziduí: Durbinův-Watsonův test připouští nulovou hypotézu neautokorelovaných reziduí, neboť příslušná kritická hodnota je $d_l = 1,4$. Zvýšila se hodnota F -testu, která je opět vyšší než kritická hodnota $F(4,30) = 13,86$ při 1%ní hladině významnosti. Podstatný je další pokles součtu čtverců chyb odhadu i vyšší hodnota koeficientu determinace: $R^2 = 0,92$, podle které model vysvětluje více než 90 % rozptylu závisle proměnné. Test statistické významnosti modelu (2) oproti modelu (1) dosáhl hodnoty $F(3,30) = 18,5$, což dovoluje přijmout model (2) na 5procentní hladině významnosti.

Skutečné hodnoty a odhady modelu jsou zobrazeny v grafu č. 3. Vidíme, že s výjimkou konce roku 1992, kdy model podhodnotil pokles oběživa v poslední dekádě o 6,7 mld. Kčs, byl model schopen vcelku velmi přesných predikcí. Zbývá důležitá (spíše metodologická než statistická) otázka: proč model selhal na konci roku 1992 a na začátku roku 1993?

Vývoj oběživa těsně před odlukou

Na grafu č. 1 jsme viděli, že na konci roku 1992 a na začátku roku 1993 došlo k prudkému poklesu oběživa, který náš statický model nebyl schopen predikovat. Chybu odhadu uvádí tabulka č. 4.

Jinými slovy, předložený model nadhodnotil stav oběživa před odlukou o celých 70 mld. Kčs oproti dlouhodobému vývoji. Tento fakt vyvolává potřebu zodpo-

TABULKA č. 4 Predikční chyba modelu (2)

dekáda/rok	36/92	1/93	2/93	3/93	4/93 ^a
chyba odhadu [mld. Kčs]	- 6,7	- 4,9	- 21,1	- 44,9	- 70,2

^a stav oběživa ke dni 8. 2. 1993

vědět si dvě otázky. Za první, je model (2) chybný? Za druhé, má smysl modelovat ekonomické procesy v obdobích, kdy dochází k zásadním zlomům ve vývoji? Pro zodpovězení těchto otázek je užitečné si poněkud precizněji popsat chování veřejnosti.

Nejjednodušší postup je vyjádřit změny poptávky po oběživu jako výsledek ztrát oproti nějakému rovnovážnému nebo výchozímu stavu. Použijme obvyklou definici „ztrátové funkce“

$$L_t = \lambda_1(B_t - B^o)^2 + \lambda_2(B_t - B_{t-1})^2 \quad (3)$$

kde první člen popisuje *náklady nerovnováhy*, tj. odchylku skutečné držby oběživa (B_t) od hodnoty optimální (B^o). Veřejnost je „vychýlena“ z optimálního stavu, který může zvýšit transakční náklady směny, případně směnu zcela znemožnit.

Druhý člen potom popisuje *přizpůsobovací náklady změny objemu oběživa*, tj. odchylku mezi dvěma po sobě následujícími obdobími, t a $t-1$. Jakákoli drastická změna portfolia, jehož součástí je i oběživo, v krátkém časovém období zřejmě vyvolá transportní náklady a povede ke ztrátě času ekonomických subjektů.

„Ztrátová funkce“ nám tedy říká, že jakákoli změna poptávaného množství oběživa je spojena se vznikem dvou typů nákladů: nákladů nerovnováhy a přizpůsobovacích nákladů. Je možné se domnívat, že prudký pokles poptávky po oběživu byl vyvolán buďto snížením přizpůsobovacích nákladů, $\lambda_2(B_t - B_{t-1})$, nebo změnou rovnovážného poptávaného množství, B^o , příp. změnou faktorů obou.

K čemu došlo v období těsně před odlukou? Veřejnost obdržela několik nových druhů informací: informace o kolkování obíhajících bankovek a o administrativních náležitostech jejich výměny. Informace zdůrazňovaly, že proces výměny může být časově náročný, případně, že nebudou vyměněny všechny předložené bankovky. Veřejnost měla důvod se domnívat, že krátkodobé přizpůsobovací předodlukové náklady ($B_{t-1} >> B_t$) budou vyváženy nižšími transakčními náklady při vlastní výměně.

Toto tvrzení lze demonstrovat na průzkumu peněžního rozhodování při měnové odluce provedeném Institutem pro výzkum veřejného mínění ve dnech 2. až 8. března. Dotazováno bylo 722 respondentů. Domácnosti v průměru použily dva způsoby výměny peněz (srovnej *tabulku č. 5*).

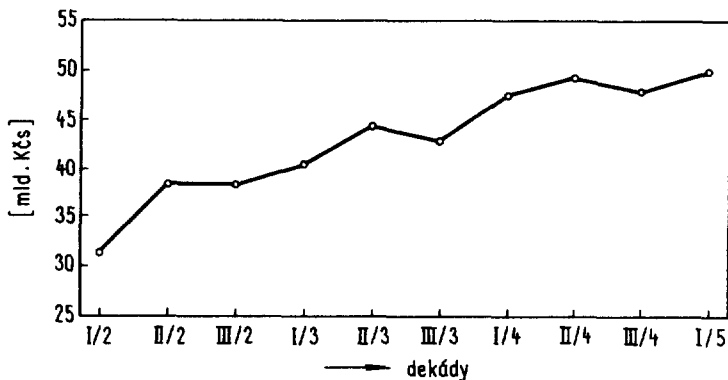
TABULKA č. 5 Peněžní rozhodování veřejnosti při odluce

měněno ve dnech odluky	60 %
uloženo na spoření	39 %
předem směněno na nekolikované bankovky	50 %
uloženo do cenných papírů	4 %

pramen: Český deník, 1. 4. 1993

Rozměňování bankovek vyšší nominální hodnoty, kterých se týkalo kolkování, za bankovky do 50 korun preferovalo obyvatelstvo velkých měst (45 %). Tento způsob použilo v místech do 2 000 obyvatel jen 19 % dotázaných. Můžeme předpokládat, že transakční náklady výměny bankovek byly vyšší ve městech, resp. že velkoměstské obyvatelstvo se chovalo poněkud racionálněji. Hypotézu o různém stupni racionality potvrzovala i ta skutečnost, že výměnu peněz až v okamžiku měnové odluky nejčastěji uváděli respondenti se základním vzděláním a s výučním listem (68 %).

GRAF č. 4 Oběživo v ČR v roce 1993 — dekády



Současně došlo ke změně rovnovážné poptávky po oběživu, B^0 , a tedy i ke změně velikosti nákladů nerovnováhy. Část oběživa zřejmě v minulosti sloužila jako „transakční nárazník“ a skutečnost měnové odluky vedla veřejnost k přehodnocení velikosti tohoto nárazníku. Veřejnost zjistila, že může — bez jakýchkoli obtíží — fungovat s menším objemem oběživa než doposud. Hypotézu o poklesu B^0 můžeme podpořit vývojem poptávky po oběživu po měnové odluce (srovnej graf č. 4). Vyjdeme-li z koncového stavu oběživa v prosinci 1992 — zhruba 100 mld. Kčs —, potom by na Českou republiku mělo dnes připadat okolo 65–70 mld. Kč. Skutečný stav ovšem v první dekádě května činil pouhých 50 mld. Kč. Tato pozorování jsou konzistentní s hypotézou o vývozu oběživa turisty apod.

* * *

Bylo možné tento propad poptávky předpokládat a kvantifikovat ex ante? Zřejmě nikoli a zcela určitě ne prostřednictvím jednoduchého modelu, jaký byl prezentován výše. Na druhé straně jsme se pokusili ukázat, že propad poptávky nebyl ničím nevysvětlitelným a na kvalitativní úrovni bylo možné tento propad očekávat.

Model nelze označit za chybný popis skutečnosti. Většina regresních odhadů totiž funguje spolehlivě v „přehledných“ etapách vývoje, ale na zásadní změny reaguje jen pomalu nebo nepřesně. Lze však očekávat, že následující etapa vývoje českého oběživa bude opět patřit mezi „přehledné“.

SUMMARY

Monetary Separation and Demand for Currency Balances

Aleš BULÍŘ, Monetary Policy Department of the Prague School of Economics and Advisor to Vice Governor of the Czech National Bank

There is discussed a simple short run model of demand for currency balances. A Cagan-type model where demand for cash is a declining function of velocity is estimated using 1992–1993 decade data. Eventually a Cochrane-Orcutte transformation gave a reasonably good fit. The model, however, fails in the period shortly before the February 1993 monetary separation, overestimating significantly demand for cash balances. An explanation of the shortfall using a quadratic loss function is suggested at the end of the paper.