

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

Tel.: (02) 253 018 nebo: (02) 24 21 00 25, I. 6141

Fax: (02) 253 728

Šéfredaktor: 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

Jiří KUNERT: Rozvoj bankovníctví v ČR z pohledu komerčního bankéře 649

Ivan ANGELIS: Aktuální otázky bankovníctví v ČR 652

Vlastimil TESÁŘ: Transformace českých bank pokračuje 658

Petr VOJTÍŠEK — Rudolf OLŠOVSKÝ: Příliv zahraničního kapitálu do ČR a jeho měnové aspekty 664

Robert MURÁRIK: Analýza závislosti peněžních příjmů a výdajů obyvatelstva a vybraných makroekonomických ukazatelů v ČR 674

Přehled — Survey

Měnová politika a měnový vývoj v 1. pololetí 1994 693

Monetary Policy and Monetary Development in the First Half of 1994 704

Informace pro čtenáře 713

Inzerce 714

CONTENTS

Jiří KUNERT: Banking Development in the Czech Republic in the View of Commercial Banker 649

Ivan ANGELIS: Current Banking Issues in the Czech Republic 652

Vlastimil TESÁŘ: The Continuing Transformation of the Czech Banking System 658

Petr VOJTÍŠEK — Rudolf OLŠOVSKÝ: Foreign Capital Inflow to the Czech Republic and Its Monetary Aspects 664

Robert MURÁRIK: Analysis of the Dependency between the Money Incomes and Expenditures of Individual and Selected Macroeconomic Indicators in the CR 674

Survey

Monetary Policy and Monetary Development in the First Half of 1994 (in Czech) 693
(in English) 704

Information for Readers 713

Prosíme čtenáře, aby věnovali pozornost informacím na s. 713 a 714.

Redakce

Redakční rada: Dr. Ivan Angelis, CSc., 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 Rudolovčák, CSc., Ing. Pavel Štěpánek, CSc., Ph.D. Jan Švejnar, Doc. Dr. František Vencovský, Ing. Jan Vít, Prof. Ing. Karol Vlachynský, CSc.

Analýza závislosti peněžních příjmů a výdajů obyvatelstva a vybraných makroekonomických ukazatelů v ČR

Robert MURÁRIK*

Při hodnocení vývoje ekonomiky, při odhadech a predikcích ekonomického vývoje často předpokládáme určitou závislost nebo podobnost ve vývoji některých ukazatelů. Cílem tohoto rozboru bylo ověřit závislosti mezi příjmy a výdaji obyvatelstva a vybranými makroekonomickými ukazateli. Jako úkol jsme si stanovili vyjádřit tyto závislosti matematicko-statistickými metodami. V této práci jsme neaspirovali na komplexní objasnění zjištěných vazeb. Konkrétně jsme se zabývali těmito časovými řadami: celkové peněžní příjmy obyvatelstva, příjmy z mezd, celkové výdaje obyvatelstva, výdaje obyvatelstva za nákup zboží, výdaje obyvatelstva za služby, vklady obyvatelstva, půjčky obyvatelstva, míra úspor, soukromá spotřeba, inflace a HDP.

K měření závislosti časových řad jsme použili teorii korelačního koeficientu, kterou jsme uplatnili jak na neočištěné, tak i na sezonné a od trendu očištěné časové řady. Prověřili jsme také možnost vyššího vzájemného vlivu porovnávaných veličin za předpokladu určitého časového zpoždění. V některých případech jsme použili i teorii modelu lineární regrese; pomocí jí bylo možné z hodnot jednoho nebo více ukazatelů získat odhad neznámých hodnot dalšího ukazatele. S ohledem na charakter práce jsme neprověřovali vhodnost námi vybrané metody očišťování časových řad (v případě sezonního očištění jsme použili jednoduchou metodu centrovaných klouzavých průměrů).

Při zpracování tohoto rozboru jsme použili údaje ČSÚ a odboru statistiky ČNB. Pracovali jsme s dostupnými údaji z let 1989—1993. S výjimkou HDP a spotřeby domácností jsou veškeré údaje sledovány a hodnoceny pouze v běžných cenách. Bilance peněžních příjmů a výdajů obyvatelstva se v současné době metodicky mění na tzv. bilanci peněžních příjmů a výdajů domácností. Podstatou změny je vyloučení údajů, které nemají přímý vztah k osobní spotřebě. Nepředpokládáme, že by uvedené změny měly podstatný dopad na závěry zjištění v této analýze.

I. VÝVOJ PENĚŽNÍCH PŘÍJMŮ A VÝDAJŮ OBYVATELSTVA V LETECH 1989—1993

Než přistoupíme ke konkrétnímu vyvozování závislostí u sledovaných ukazatelů, shrneme stručně jejich vývoj za období let 1989—1993, tj. za období, kterým se v tomto rozboru zabýváme.

Celkové peněžní příjmy obyvatelstva vzrostly v roce 1993 proti roku 1989 o více než 91 %. V roce 1990 se jejich objem zvýšil proti předešlému roku o 8,4 %, v roce

* Mgr. Robert Murárik, pracovník ČNB, odd. 315 — reálná ekonomika

Redakce příspěvek obdržela 30. 9. 1994.

Názory a stanoviska v této studii jsou stanoviskem autora, a nikoliv ČNB.

1991 a 1992 shodně o 17,7 % a v roce 1993 o 27,6 %. V letech 1990—1992 se na nárůstu celkových peněžních příjmů obyvatelstva podílely nejvíce ostatní příjmy, v roce 1993 se na něm výrazněji podílely i příjmy z mezd.

Celkové peněžní příjmy obyvatelstva se skládají z příjmů z mezd, příjmů ze zemědělství, sociálních příjmů a ostatních příjmů. V ostatních příjmech jsou zahrnuty příjmy obyvatel z podnikání, úroky z vkladů, příjmy související s cennými papíry (např. příjmy z prodeje a dividendy), půjčky, výhry ap.

Procentní skladba peněžních příjmů obyvatelstva se během let 1989—1993 výrazně změnila. Podíl příjmů z mezd na celkových peněžních příjmech obyvatelstva klesl z 61,1 % v roce 1989 na 46,6 % v roce 1993, podíl příjmů ze zemědělství klesl v tomto období z 5,4 % na 2,5 % a sociálních příjmů z 19,8 % na 18,7 %. Pokles podílu těchto tří ukazatelů na celkových peněžních příjmech obyvatelstva byl způsoben výrazně vyšším tempem růstu objemu ostatních příjmů (odhadujeme, že především příjmy obyvatel z podnikání), jejichž podíl se zvýšil z 13,7 % v roce 1989 na 32,2 % v roce 1993.

Příjmy z mezd v roce 1993 proti roku 1989 byly vyšší o téměř 46 %. V roce 1990 byl meziroční růst příjmů z mezd ještě nepatrný (1,0 %), avšak v dalších letech byl již výraznější. V roce 1991 meziročně vzrostly o 4,6 %, v roce 1992 o 9,2 % a největší meziroční nárůst 26,6 % byl zaznamenán v roce 1993.

Příjmy obyvatelstva ze zemědělství v roce 1993 proti roku 1989 klesly o 11,6 %. Příčiny poklesu příjmů ze zemědělství je třeba hledat v propadu objemu příjmů ze zemědělství v roce 1991, kdy poklesly o 22,8 %. S výjimkou roku 1991 ve všech ostatních letech od roku 1989 příjmy ze zemědělství meziročně rostly. Hlavními příčinami poklesu příjmů obyvatelstva ze zemědělství v roce 1991 byla začínající transformace zemědělství (snížení počtu zaměstnanců, oddělení zemědělských a nezemědělských aktivit bývalých JZD ap.) a velký pokles soukromé poptávky v roce 1991 (včetně poptávky po zemědělských výrobcích), která byla způsobena růstem spotřebitelských cen (v roce 1991 byla meziroční inflace 52 % a spotřeba domácností poklesla o 24,2 %).

Sociální příjmy byly v roce 1993 proti roku 1989 vyšší o 80,6 %. Objem sociálních příjmů během tohoto období rostl v souladu s tím, jak jednotlivé sociální dávky reagovaly na zvyšující se životní náklady. Největší meziroční nárůst znamenaly sociální příjmy v letech 1991 (20,9 %) a 1993 (28,5 %). Např. v roce 1993 byly v březnu a listopadu valorizovány důchody, v březnu zvýšeny částky životního minima, v květnu zvýšeny částky rodičovského příspěvku atd. Navíc byl v tomto roce státní vyrovnávací příspěvek přeřazen ze skupiny ostatních příjmů obyvatelstva do skupiny sociálních příjmů.

Ostatní příjmy (příjmy obyvatel z podnikání, úroky z vkladů, příjmy související s cennými papíry, půjčky, výhry ap.) zaznamenaly v roce 1993 proti roku 1989 mezi příjmy obyvatelstva výrazně nejvyšší nárůst, o 349,2 %. Nejvyšší podíl na tomto růstu mají podle našeho odhadu příjmy obyvatel z podnikání, které byly dříve nepatrné. Novou položkou jsou také příjmy související s cennými papíry, jak z jejich prodeje, tak i z výnosů (dividend). V roce 1990 byl meziroční nárůst ostatních příjmů 50 %, v roce 1991 64,4 %, v roce 1992 40,1 % a v roce 1993 30 %.

Celkové peněžní výdaje obyvatelstva vzrostly v roce 1993 proti roku 1989 o 82,2 %. V samotném roce 1990 byl meziroční nárůst celkových peněžních výdajů 11,8 %. V roce 1991 způsobil pokles výdajů za nákup zboží snížení dynamiky růstu na 7,8 %. V roce 1992 a 1993 vlivem růstu spotřebitelských cen vzrostly výrazněji i celkové peněžní výdaje obyvatelstva, o 20,3 %, resp. o 25,7 %.

Celkové peněžní výdaje obyvatelstva se skládají z výdajů za nákup zboží, výdajů za služby a ostatních výdajů. V ostatních výdajích jsou zahrnuty daně, příspěvky na zdravotní a sociální pojištění, pojištění, splácení úvěrů a úroků z úvě-

rů, výdaje související s cennými papíry (nákup akcií, registrace kuponových knížek) ap.

Procentní skladba peněžních výdajů obyvatelstva se během let 1989—1993 měnila; změny však nebyly tak výrazné jako u skladby peněžních příjmů obyvatelstva. Podíl výdajů obyvatelstva za nákup zboží na celkových peněžních výdajích obyvatelstva klesl z 65,6 % v roce 1989 na 58,9 % v roce 1993, podíl výdajů obyvatelstva za služby na celkových peněžních výdajích obyvatelstva vzrostl v tomto období z 13,5 % na 16,6 % a podíl ostatních výdajů z 20,8 % na 24,6 %.

Peněžní výdaje obyvatelstva za nákup zboží v roce 1993 vzrostly proti roku 1989 o 63,3 %. V roce 1990 se ještě výrazně neprojevila transformace ekonomiky, a proto vývoj jednotlivých složek peněžních výdajů nezaznamenal výrazné výkyvy v dynamice růstu ve srovnání s minulými roky. Od roku 1991 začaly na výši výdajů za nákup zboží působit dva protichůdné jevy plynoucí z růstu spotřebitelských cen: výdaje za nákup zboží byly na jedné straně snižovány poklesem poptávky a na druhé straně zvyšovány růstem cen (hodnoceno v b.c.). V roce 1991 předběhl pokles poptávky růst cen, což způsobilo pokles výdajů za nákup zboží v roce 1991 proti roku 1990 o 1,5 %. V roce 1992 vzrostly výdaje za nákup zboží proti předešlému roku o 12,2 %. Od roku 1993 sice došlo podle našeho odhadu k oživení poptávky po nákupu zboží, přesto měl na růst výdajů za nákup zboží rozhodující vliv růst cen. V roce 1993 výdaje za nákup zboží vzrostly o 30,4 %.

Výdaje obyvatelstva za služby v roce 1993 proti roku 1989 vzrostly o 123 %. Dynamika růstu výdajů obyvatelstva za služby byla určována především vývojem cen v oblasti služeb. Největší podíl na zvyšování výdajů obyvatelstva za služby mělo zvyšování cen ve službách souvisejících s bydlením. První výraznější meziroční nárůst 17,3 % byl v roce 1991 (v tomto roce např. vzrostla cena vody o 275 % a cena tepelné energie o 324 %). Nejvyšší přírůstek 43,4 % byl zaznamenán v roce 1992 (v tomto roce byly např. zvýšeny ceny spojené s bydlením o 80 %, bylo zvýšeno nájemné ve státních bytech o 100 % a bylo zvýšeno vodné a stočné pro domácnosti o 200 %). V roce 1993 se proti m. r. výdaje obyvatelstva za nákup zboží zvýšily o 18,5 % (v roce 1993 byly např. zvýšeny maximální ceny tepla o cca 12 % a byly zvyšovány ceny v dopravě).

Ostatní výdaje obyvatelstva se v roce 1993 proti roku 1989 zvýšily o 115,1 %. V roce 1991 vzrostly ostatní výdaje obyvatelstva proti předešlému roku o 32,2 %, v roce 1992 o 26,5 % a v roce 1993 o 20,2 %. Ostatní výdaje obyvatelstva v těchto letech byly ovlivněny převážně růstem celkového objemu placených daní, sociálního a zdravotního pojištění (hlavně daněmi z příjmů obyvatel z podnikání), dále zvyšováním úroků z půjček, vyššími cenami pojištění osob a majetku, vznikem výdajů souvisejících s cennými papíry (např. na zaregistrování kuponových knížek bylo v roce 1993 zapláceno 6 mld. Kč) ap.

Stav půjček obyvatelstvu byl ke konci roku 1993 o 57,6 % vyšší než ke konci roku 1989. Do roku 1992 se stav půjček obyvatelstvu zvyšoval. Ke konci roku 1990 proti konci předešlého roku o 10,2 %, ke konci roku 1991 o 11,4 % a ke konci roku 1992 o 29 %. Přírůstky v těchto letech lze považovat za odraz růstu spotřebitelských cen. Od roku 1993 se již začalo projevovat rušení zvýhodněných půjček pro obyvatelstvo (půjček s nízkým úrokem) a stav půjček začal klesat. Ke konci roku 1993 proti konci roku 1992 se snížil stav půjček obyvatelstvu o 0,4 %.

Vklady obyvatelstva byly ke konci roku 1993 o 53,7 % vyšší než ke konci roku 1989. Ke konci roku 1990 proti konci roku 1989 klesly vklady obyvatel o 2 %; tento pokles byl důsledkem zvýšení objemu celkových peněžních výdajů na úroveň objemu celkových peněžních příjmů (obyvatelstvu nezbyly volné prostředky, které by ukládalo). Od roku 1991 již celkové příjmy obyvatelstva výrazněji převyšovaly celkové výdaje obyvatelstva, čímž byl dán předpoklad pro růst vkladů. V roce 1991 byly celkové příjmy obyvatelstva o 9,4 % (o 36,1 mld. Kčs, tj. nerealizovanou

kupní sílu) vyšší než celkové výdaje obyvatelstva, v roce 1992 o 7,0 % (o 32,3 mld. Kčs) a v roce 1993 o 8,6 % (o 50 mld. Kč). Úměrně tomu se vyvíjely i vklady. V roce 1991 vzrostly vklady proti předešlému roku o 27,6 mld. Kčs a stav ke konci roku 1991 proti konci předešlého roku vzrostl o 15,0 %, v roce 1992 to bylo 27,8 mld. Kčs a 13,1 % v roce 1993 49,8 mld. Kč a 20,8 %.

Vývoj míry úspor (procentního podílu nerealizované kupní síly na celkových peněžních příjmech obyvatelstva) úzce navazoval na vývoj vkladů obyvatelstva. V roce 1990 byla tedy míra úspor nízká (0,1 %), v roce 1991 činila 8,6 %, v roce 1992 6,5 % a v roce 1993 7,9 %.

Spotřeba domácností (ve s. c.) klesla v roce 1993 ve srovnání s rokem 1989 o 10,5 %. Nižší úroveň současné spotřeby domácností proti roku 1989 byla především ovlivněna snížením soukromé poptávky po zboží a službách v roce 1991 způsobeným tehdy velkým růstem cen. Od roku 1991 spotřeba domácností (ve s. c.) meziročně roste, ale zatím nedosáhla úrovně roku 1989 a ani v roce 1994 jí ještě pravděpodobně nedosáhne. V roce 1990 proti předešlému roku stoupla spotřeba domácností (ve s. c.) o cca 7 %. V roce 1990 se i přes rychlejší růst cen (inflace byla 17,5 %), než byl růst celkových peněžních příjmů obyvatelstva (o 8,4 %), soukromá poptávka zvýšila, což lze vysvětlit zčásti zvýšeným množstvím a pestrostí nabízeného zboží a služeb a zčásti jistou „setrvačností“ v chování obyvatel při spotřebě, tzn. obyvatelé nakupovali stejná množství zboží a služeb i za vyšší ceny. V roce 1991 spotřeba domácností klesla (ve s. c.) o 24,2 %. V tomto roce byl nejvyšší růst cen (v roce 1991 byla inflace 52,0 %), na což obyvatelstvo reagovalo výrazným snížením poptávky po zboží a službách. V roce 1992 spotřeba domácností proti předešlému roku opět vzrostla o 9,1 %. Tento nárůst byl důsledkem vyššího růstu celkových peněžních příjmů obyvatelstva v tomto roce (o 17,7 %), než byl růst cen (v roce 1992 byla inflace 12,7 %), a také určitým smířením se obyvatelstva s vyššími cenami. Tyto dvě skutečnosti způsobily zvýšení poptávky proti předešlému roku, ve kterém obyvatelstvo na prudké zvýšení cen reagovalo maximálním omezením výdajů. V roce 1993 vzrostla spotřeba domácností proti předešlému roku o 1,5 %; růst cen v oblasti nákupu zboží a služeb byl přibližně stejný jako růst celkových peněžních příjmů obyvatelstva (růst příjmů byl vyšší o cca 1 %), což způsobilo stabilizaci soukromé poptávky.

Inflace (index růstu spotřebitelských cen) činila koncem r. 1993 v porovnání s r. 1989 241,3 %. V roce 1989 dosáhla inflace (růst spotřebitelských cen — za základ jsme vzali prosinec předchozího roku) nízké úrovně 1,2 %, avšak v dalších letech byla již výrazně vyšší. Na její velikost mělo nejvyšší vliv postupné rušení regulace cen zvyšování maximálních cen. V roce 1990 dosáhla inflace 17,5 %, a to především v důsledku likvidace záporné daně z obratu u potravin, 100% zvýšení jízdného na železnici a 30% v autobusech a v důsledku zvýšení cen v palivo-energetickém komplexu včetně ropy. Vůbec nejvyšší meziroční inflace byla v roce 1991, kdy dosáhla 52,0 %. Nárůst spotřebitelských cen v tomto roce byl způsoben hlavně cenovou liberalizací zavedenou od 1. 1. 1991, která se týkala 95 % všech cen. V tomto roce se také výrazně zvýšila cena vody (o 275 %), tepelné energie (o 324 %), elektrické energie (o 80 %) a plynu (o 130 %). V roce 1992 byla inflace podstatně nižší než v roce 1991; dosáhla 12,7 %. V tomto roce byly zvýšeny ceny služeb spojených s bydlením (v průměru o 80 %), zvýšilo se nájemné ve státních bytech (o 100 %), vodné a stočné pro domácnosti (o 200 %) atd. V roce 1993 byla inflace 18,2 %; na její zvýšení proti minulému roku se nejvíce podílelo zavedení daně z přidané hodnoty. V jednotlivých oblastech nebyly v r. 1993 cenové skoky tak prudké jako v předešlých letech, ale v celku byl jejich nárůst podstatný; z jednotlivých oblastí mělo na velikost inflace v tomto roce největší vliv zvýšení cen tepla (o 12 %), uhlí (o 10 %) a cen v dopravě a telekomunikačních službách.

Hrubý domácí produkt (HDP) v roce 1993 ve srovnání s rokem 1989 poklesl ve

s. c. o 21,1 %. V roce 1990 především počátek transformačního procesu, částečné privatizace a omezení těžkého průmyslu a zbrojní výroby způsobily pokles HDP proti předešlému roku o 1,2 % (ve s. c.). V roce 1991 poklesl HDP proti roku 1990 o 14,2 %. Tento pokles byl způsoben především značným snížením agregátní poptávky, které bylo důsledkem velkého růstu cen v tomto roce. V roce 1992 poklesl HDP proti předešlému roku o 6,6 %, což bylo převážně důsledkem dalšího omezování průmyslové výroby (výroby oceli, těžby uhlí, těžkého strojírenství ap.). V roce 1993 je podle našeho názoru patrná konsolidace výroby s náznaky oživení v některých sektorech. V roce 1993 poklesl HDP proti roku 1992 jen mírně, o 0,3 % (v zásadě již jde o stagnaci).

II. STANOVENÍ ZÁVISLOSTI PENĚŽNÍCH PŘÍJMŮ A VÝDAJŮ OBYVATELSTVA A VYBRANÝCH MAKROEKONOMICKÝCH UKAZATELŮ V LETECH 1989–1993

V této kapitole jsme již přistoupili ke konkrétnímu zkoumání vazeb mezi jednotlivými ukazateli, jejichž stručný vývoj jsme popsali v předešlé kapitole. Nejdříve vysvětlíme a popíšeme metody, které jsme k tomu používali (jedná se o současné matematickostatistické postupy).

Jsou-li některé ukazatele závislé, je třeba tuto jejich závislost kvantitativně ohodnotit. Protože však závislost může mít nejrůznější charakter, není k dispozici takový indikátor statistické závislosti, který by byl optimální. Nejčastěji se pro měření závislosti používá korelační koeficient. Ten však nelze vypočítat přímo, máme-li o ukazatelích k dispozici pouze omezený výběr údajů, a proto se jako jeho náhrada používá tzv. výběrový korelační koeficient, o kterém by se dalo říci, že je odhadem korelačního koeficientu získaným z dostupných údajů. Hodnoty výběrového korelačního koeficientu se pohybují v rozmezí od -1 do $+1$ včetně. Čím více se bude hodnota výběrového korelačního koeficientu blížit k -1 , resp. k $+1$, tím bude závislost porovnávaných ukazatelů větší. Kladné hodnoty výběrového korelačního koeficientu budou signalizovat závislost přímo úměrnou, tj. poroste-li jeden ukazatel, poroste i druhý a opačně, klesne-li jeden, klesne i druhý. Záporné hodnoty výběrového korelačního koeficientu budou signalizovat závislost nepřímo úměrnou, tj. poroste-li jeden ukazatel, druhý bude klesat a opačně, klesne-li jeden, druhý poroste. Čím bude hodnota výběrového korelačního koeficientu bližší nule, tím bude závislost porovnávaných ukazatelů menší.

Kromě běžného výpočtu výběrového korelačního koeficientu mezi porovnávanými časovými řadami jsme počítali i výběrové korelační koeficienty těchto řad po jejich předešlém sezonním očištění a po eliminaci přirozeného trendu. Většina časových řad v ekonomice má stoupající trend, což by mohlo zkreslovat velikost závislosti. Sezonní výkyvy se odstraňují z obdobného důvodu. Bude-li např. jeden ukazatel vždy v lednu stoupat a druhý vždy v lednu klesat, výsledný výběrový korelační koeficient by to výrazně zmenšovalo a jen zanedbatelně by se projevila pro nás důležitá informace o tom, jak se změní v lednu běžný nárůst prvního ukazatele, když druhý klesne více nebo méně, než je pro něj v lednu běžné.

Po odstranění sezonních výkyvů a trendu se stanou rozhodující složkou časových řad různé náhodné výkyvy, a jsou-li tyto náhodné výkyvy porovnávaných časových řad závislé (což ukáže výběrový korelační koeficient), je to nejlepší potvrzení pro závislost, popř. nezávislost příslušných ukazatelů zjištěnou běžným výpočtem výběrového korelačního koeficientu.

Stručně naznačíme postup sezonního očištění časové řady. Podle dostupnosti dat jsme měly roky rozděleny na čtvrtletí (tj. na 4 období) nebo na měsíce (tj. na 12 období). Nejdříve jsme vypočetli tzv. centrované klouzavé průměry časové řa-

dy. Potom jsme každému období časové řady, ve kterém byl definován klouzavý průměr, přiřadili podíl původní hodnoty a klouzavého průměru; tak jsme dostali určité indexy. Z takto získaných indexů vybereme všechny ty, které připadají na stejné období roku, a vypočteme z nich průměr. Pro každé období roku tak dostaneme určitý průměrný index. Tyto indexy jsme poměrně zvětšili nebo zmenšili, tak aby jejich součet byl roven počtu období, na který máme rozdělen rok. Nyní zbývalo vydělit takto upravenými průměrnými indexy původní hodnoty v příslušných obdobích (lednovým upraveným průměrným indexem vydělit původní hodnoty všech lednů atd.) a dostali jsme sezonně očištěné hodnoty.

Rušící vliv přirozených trendů časových řad jsme potlačili při zjišťování velikosti jejich závislosti výpočtem výběrového korelačního koeficientu tak, že do vzorečku pro výpočet výběrového korelačního koeficientu jsme dosadili rozdíly po sobě následujících hodnot (po sezonním očištění).

Při konkrétním srovnávání jednotlivých ukazatelů jsme výběrový korelační koeficient počítali z dostupných údajů celého období let 1989–1993, z údajů každého roku zvlášť (abychom viděli jeho vývoj během let 1989–1993) a také jsme vyzkoušeli, jak se změní, když porovnávané časové řady vůči sobě posuneme o nějaký časový úsek (ukáže se, zda některý z ukazatelů neovlivňuje jiný až s určitým časovým zpožděním). Velikosti výběrových korelačních koeficientů v jednotlivých letech (zvláště v případech, kdy jsme používali čtvrtletní hodnoty) musíme brát s určitou rezervou, protože jsou vypočítány z malého množství údajů. Dále jsme v některých případech uváděli výsledky testu nezávislosti. Jím se testuje hypotéza, že skutečný korelační koeficient porovnávaných časových řad je roven nule (tzv. hypotéza nezávislosti). Zamítneme-li platnost této hypotézy, bude to prakticky znamenat vyloučení možnosti, že jsou porovnávané časové řady nezávislé. Testy jsme prováděli na hladině 0,05, což znamená, že pravděpodobnost chyby při zamítnutí této hypotézy je nejvýše 5 %.

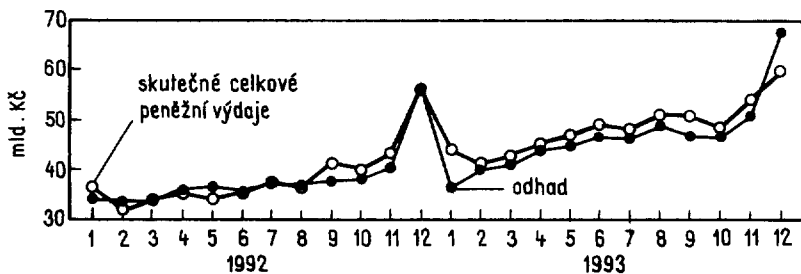
Kromě toho, jak jsme již uvedli v úvodu, v některých případech jsme při porovnávání ukazatelů uváděli modely lineární regrese, pomocí nichž je možné ze známých hodnot jednoho nebo více ukazatelů získat odhad neznámých hodnot jiného ukazatele. Je to užitečné hlavně v případech, kdy jsou skutečné údaje jednoho nebo více z ukazatelů známé z předstihem před údaji jiného ukazatele, a také pro kontrolu návaznosti predikcí různých ukazatelů mezi sebou. Tyto odhady jsou tím přesnější, čím jsou porovnávané ukazatele více závislé. Pro takto získané odhady lze dále určit tzv. intervaly spolehlivosti, tj. rozmezí, do kterého padne odhadovaná skutečná hodnota s pravděpodobností např. 95 %; my jsme se však těmito intervaly spolehlivosti v tomto rozboru nezabývali.

1a) Závislost celkových peněžních příjmů obyvatelstva a celkových peněžních výdajů obyvatelstva

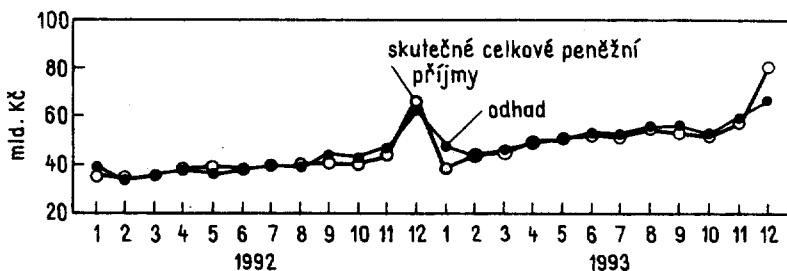
U těchto dvou ukazatelů se závislost předpokládá intuitivně a naše výpočty to potvrdily. Vysoká hodnota výběrového korelačního koeficientu svědčí o velké závislosti. Možnost, že by jeden z těchto ukazatelů měl ještě výraznější vliv na druhý za předpokladu časového zpoždění, nebyla potvrzena.

Výběrový korelační koeficient těchto řad bez dalších úprav (sezonního očištění) vyšel 0,951. Během jednotlivých let od roku 1989 až do roku 1993 se závislost mezi celkovými peněžními příjmy a výdaji obyvatelstva stabilně držela na vysoké úrovni. Nejnížší výběrový korelační koeficient vyšel v roce 1991 (0,846) a nejvyšší v roce 1992 (0,962). Při posunu časových řad vůči sobě o $+/-1$ až 6 měsíců vyšel vždy výběrový korelační koeficient kladný a nižší než při výpočtech bez posunu.

GRAF č. 1 Porovnání odhadů celkových peněžních výdajů obyvatelstva (získaných modelem lineární regrese z celkových peněžních příjmů obyvatelstva) se skutečnými hodnotami



GRAF č. 2 Porovnání odhadů celkových peněžních příjmů obyvatelstva (získaných modelem lineární regrese z celkových peněžních výdajů obyvatelstva) se skutečnými hodnotami

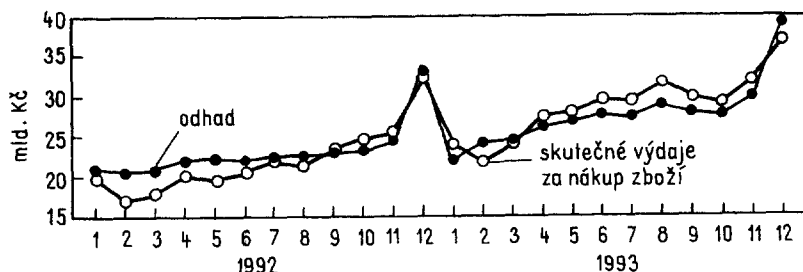


Po odstranění sezonních výkyvů a přirozeného trendu u obou časových řad vyšel výběrový korelační koeficient těchto řad 0,377, což je v tomto případě (porovnávání náhodných složek časových řad) poměrně vysoká hodnota. Při porovnávání náhodných složek časových řad dalších ukazatelů vycházely již jen nižší hodnoty. Tato hodnota výběrového korelačního koeficientu sice nesvědčí o velké závislosti, avšak je dostatečná pro její potvrzení (test nezávislosti zamítl možnost, že by byly náhodné složky porovnávaných časových řad nezávislé).

V případě celkových příjmů a výdajů obyvatelstva nemá velký praktický význam provádět prostřednictvím modelu lineární regrese odhad neznámých hodnot jednoho ukazatele ze známých hodnot druhého, neboť údaje těchto ukazatelů jsou publikovány za stejné období ve stejnou dobu. Avšak my jsme zde tyto regresní modely uvedli, jako ukázkou případu, kdy odhady jednoho ukazatele pomocí druhého vycházejí velmi blízko skutečným hodnotám. Pro odhad celkových peněžních výdajů obyvatelstva (y) pomocí celkových peněžních příjmů obyvatelstva (x) dá model lineární regrese rovnici $y = 7,235 + 0,748x$. Znamená to, že budeme-li mít hodnotu celkových peněžních příjmů obyvatelstva některého měsíce, tak jejím dosazením do této rovnice získáme odhad celkových peněžních výdajů obyvatelstva pro tentýž měsíc. Přesnost odhadů získaných tímto způsobem můžeme posoudit na grafu č. 1. Na tomto grafu jsou dvě křivky: jedna zobrazuje skutečné hodnoty celkových peněžních výdajů obyvatelstva a druhá odhady těchto hodnot. Jak vidíme, odhady jsou až na několik výjimek velmi blízko skutečným hodnotám.

Obdobná rovnice pro odhad celkových peněžních příjmů obyvatelstva (y) pomocí celkových peněžních výdajů obyvatelstva (x) vyšla takto: $y = -5,225 + 1,210x$. Na grafu č. 2 vidíme, že i v tomto případě získáme odhady velmi blízké

GRAF č. 3 Porovnání odhadů výdajů obyvatelstva za nákup zboží (získaných modelem lineární regrese z celkových peněžních příjmů obyvatelstva) se skutečnými hodnotami



skutečným hodnotám. Z grafů č. 1 a 2 plyne, že oba tyto modely by bylo vhodné používat k získávání těchto odhadů (kdyby to bylo zapotřebí).

1b) Závislost celkových peněžních příjmů obyvatelstva a výdajů obyvatelstva za nákup zboží

U ukazatelů celkových peněžních příjmů a výdajů obyvatelstva za nákup zboží naše výpočty také potvrdily intuitivně očekávanou závislost. Výběrový korelační koeficient svědčí o velké závislosti. Možnost, že by jeden z těchto ukazatelů měl ještě výraznější vliv na druhý za předpokladu časového zpoždění, nebyla potvrzena.

Výběrový korelační koeficient vyšel 0,927. Během jednotlivých let od roku 1989 až do roku 1993 se závislost mezi celkovými peněžními příjmy obyvatelstva a výdaji obyvatelstva za nákup zboží po nižší úrovni v roce 1989 (výběrový korelační koeficient byl v tomto roce 0,870) držela na stejné úrovni (výběrový korelační koeficient vycházel v rozmezí 0,925 až 0,941). Při posunu časových řad vůči sobě o $+/-1$ až 6 měsíců vždy vyšel výběrový korelační koeficient kladný a nižší než při výpočtech bez posunu.

Po odstranění sezonních výkyvů a trendu u obou časových řad vyšel výběrový korelační koeficient těchto řad 0,341 a test nezávislosti zamítl možnost, že by náhodné složky porovnávaných časových řad byly nezávislé.

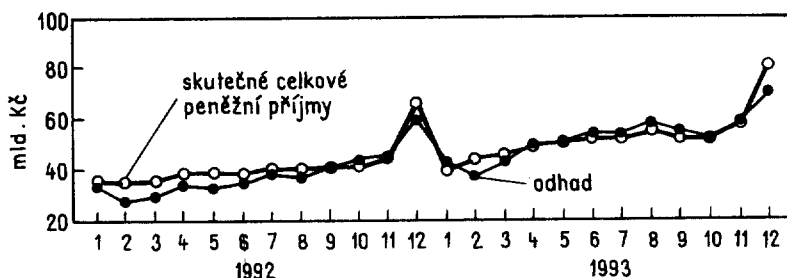
Pro úplnost uvádíme rovněž výsledky modelu lineární regrese pro odhad jednoho ukazatele z druhé (výdaje za nákup zboží versus peněžní příjmy). Vzhledem k velké závislosti nyní porovnávaných ukazatelů byly odhady získané pomocí tohoto modelu opět poměrně přesné — viz graf č. 3.

Rovnice pro odhad výdajů obyvatelstva za nákup zboží pomocí celkových peněžních příjmů obyvatelstva má tvar $y = 6,329 + 0,40x$ a rovnice pro odhad celkových peněžních příjmů obyvatelstva pomocí výdajů obyvatelstva za nákup zboží má tvar $y = -8,124 + 2,116x$. Odhady mají přesnost na stejně dobré úrovni jako v ad 1a) uvedené dvojici ukazatelů — viz graf č. 4.

1c) Závislost celkových peněžních příjmů obyvatelstva a výdajů obyvatelstva za služby

U ukazatelů celkových peněžních příjmů obyvatelstva a výdajů obyvatelstva za služby jsme zjistili závislost na středně vysoké úrovni. Jejich časové řady vykazovaly poměrně velkou závislost, avšak ta nebyla potvrzena korelačními pro-

GRAF č. 4 Porovnání odhadů celkových peněžních příjmů obyvatelstva (získaných modelem lineární regrese z výdajů obyvatelstva za nákup zboží) se skutečnými hodnotami



počty závislosti náhodných složek těchto časových řad. Znamená to, že výsledky svědčící o velké závislosti časových řad těchto ukazatelů byly pravděpodobně ovlivněny stoupajícím trendem obou těchto časových řad, a nikoli velkou závislostí vlastních ukazatelů. Z propočtů by bylo dále možné do určité míry odvodit, že ve velikosti výdajů za služby se změna objemu celkových peněžních výdajů obyvatelstva promítá až s měsíčním zpožděním.

Výběrový korelační koeficient těchto řad bez dalších úprav vyšel 0,850. Ještě vyšší hodnota výběrového korelačního koeficientu vyšla při posunu časové řady výdajů obyvatelstva za služby o jeden měsíc dozadu (0,882). To by znamenalo, že ve velikosti výdajů obyvatelstva za služby se změna objemu celkových peněžních příjmů obyvatelstva promítá až s měsíčním zpožděním; jenže ani toto se nepotvrdilo při výpočtech s očištěnými časovými řadami. Proti vysoké závislosti těchto ukazatelů hovoří i značně rozkolísané hodnoty výběrového korelačního koeficientu v jednotlivých letech od roku 1989 až do roku 1993. V roce 1989 vyšel výběrový korelační koeficient malý (0,356), v dalším roce zase poměrně vysoký (0,874), v roce 1991 byl středně velký (0,493), v roce 1992 byl z tohoto pětiletého období nejvyšší (0,898) a v roce 1993 zase nejnižší (0,249). Po odstranění sezonních výkyvů a trendu u obou časových řad vyšel výběrový korelační koeficient těchto řad 0,064, při posunu řady výdajů obyvatelstva za služby o měsíc dozadu 0,099. Tyto hodnoty jsou tak blízké nule, že test nezávislosti připouští i nezávislost náhodných složek porovnávaných časových řad.

1d) Závislost celkových peněžních příjmů obyvatelstva a vkladů obyvatelstva

U ukazatelů celkových peněžních příjmů a vkladů obyvatelstva byla zjištěna jen malá závislost jejich časových řad a jen nepatrná nebo žádná závislost náhodných složek těchto časových řad. To znamená, že i v tomto případě je velikost závislosti ukazatelů ovlivněna stoupajícím trendem časových řad těchto ukazatelů. Z toho plyne, že celkové peněžní příjmy obyvatelstva a vklady obyvatelstva jsou závislé jen velmi málo. Možnost, že by jeden z těchto ukazatelů měl výraznější vliv na druhý za předpokladu určitého časového zpoždění, nebyla potvrzena.

Výběrový korelační koeficient časových řad těchto ukazatelů vyšel 0,563. Při posunu časových řad vůči sobě o +/- 1 až 6 měsíců vždy vyšel výběrový korelační koeficient kladný a nižší než při výpočtech bez posunu. Velmi malou závislost těchto ukazatelů potvrdily i značně rozkolísané hodnoty výběrového korelačního

koeficientu v jednotlivých letech od roku 1989 až do roku 1993. Nejnižší hodnota vyšla v roce 1990 (-0,212) a nejvyšší v roce 1991 (0,922). Po odstranění sezonních výkyvů a trendu u obou časových řad vyšel výběrový korelační koeficient těchto řad -0,140 a test nezávislosti nevyloučil možnost, že jsou náhodné složky porovnávaných časových řad nezávislé.

1e) Závislost celkových peněžních příjmů obyvatelstva a míry úspor

U ukazatelů celkových peněžních příjmů obyvatelstva a míry úspor jsme dospěli ke stejným závěrům jako při porovnávání celkových peněžních příjmů obyvatelstva a vkladů obyvatelstva. I v tomto případě vyšla malá závislost časových řad a jen nepatrná nebo žádná závislost náhodných složek těchto časových řad, což svědčí o velmi malé závislosti porovnávaných ukazatelů. Možnost, že by jeden z těchto ukazatelů měl výraznější vliv na druhý za předpokladu určitého časového zpoždění, nebyla prokázána.

Výběrový korelační koeficient časových řad těchto ukazatelů vyšel 0,578. Při posunu časových řad vůči sobě o +/- 1 až 6 měsíců vždy vyšel výběrový korelační koeficient kladný a nižší než při výpočtech bez posunu. Velmi malou závislost těchto ukazatelů potvrdily i značně rozkolísané hodnoty výběrového korelačního koeficientu v jednotlivých letech od roku 1989 až do roku 1993. Nejnižší hodnota vyšla v roce 1990 (-0,318) a nejvyšší v roce 1991 (0,874). Po odstranění sezonních výkyvů a trendu u obou časových řad vyšel výběrový korelační koeficient -0,101 a test nezávislosti nevyloučil možnost, že náhodné složky porovnávaných časových řad jsou nezávislé.

Podobnost výsledků při porovnávání celkových peněžních příjmů obyvatelstva s vklady obyvatelstva a s mírou úspor není náhodná. Vklady obyvatelstva i míra úspor popisují stejný jev (sklon k úsporám), ale každý ukazatel jiným způsobem.

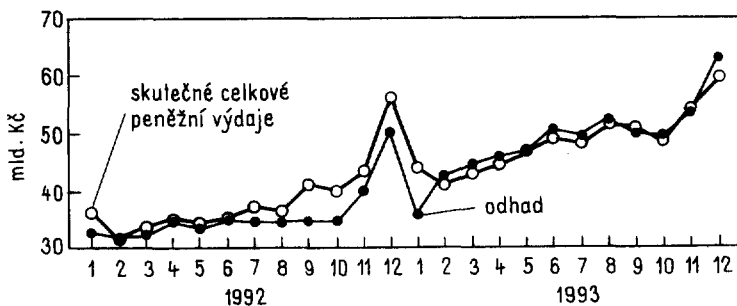
1f) Závislost celkových peněžních příjmů obyvatelstva a inflace

Údaje o celkových peněžních příjmech obyvatelstva jsou dostupné za celé období let 1989—1993 v měsíčních intervalech, avšak měsíční údaje o inflaci jsou známy až od roku 1991. Z tohoto důvodu jsme provedli výpočty jen s údaji z období let 1991 až 1993. Inflaci jsme do výpočtů dosadili ve formě měsíčních nárůstů (předchozí měsíc = 100 %).

U dvojice ukazatelů celkových peněžních příjmů a inflace se vůbec závislost neprokázala. Hodnota výběrového korelačního koeficientu je tak blízká nule, že test nezávislosti nevyloučil nezávislost.

Výběrový korelační koeficient časových řad těchto ukazatelů vyšel -0,288. Případná závislost by byla nepřímou úměrná, tj. s rostoucí inflací by celkové peněžní příjmy obyvatelstva klesaly a naopak. Tento výsledek je způsoben převážně pravidelnými vysokými hodnotami inflace v lednu a zároveň nízkými celkovými peněžními příjmy obyvatelstva v tomto měsíci, což zkrsluje (snižuje) výběrový korelační koeficient. Toto zkrslení odstraní sezonní očistění. Po odstranění sezonních výkyvů a trendu u obou časových řad se sice vyloučilo zkrslení způsobené převážně protichůdnými sezonními výkyvy, jenže závislost opět nebyla prokázána. Výběrový korelační koeficient upravených časových řad vyšel velmi blízko nule (0,033) a test nezávislosti nevyloučil možnost, že jsou náhodné složky porovnávaných časových řad nezávislé.

GRAF č. 5 Porovnání odhadů celkových peněžních výdajů obyvatelstva (získaných modelem lineární regrese z příjmů z mezd) se skutečnými hodnotami



1g) Závislost celkových peněžních příjmů obyvatelstva a HDP

Údaje o celkových peněžních příjmech obyvatelstva jsme měli dostupné za celé období let 1989—1993 v měsíčních intervalech, avšak údaje o HDP jsou známé až od roku 1990 a ve čtvrtletních intervalech. Z tohoto důvodu jsme převedli měsíční údaje celkových peněžních příjmů obyvatelstva na čtvrtletní a do výpočtů dosadili jen údaje z období let 1990—1993. S HDP jsme pracovali v běžných cenách.

U ukazatelů celkových peněžních příjmů obyvatelstva a HDP jsme zjistili středně velkou závislost. Jejich časové řady vykazovaly poměrně velkou závislost, ta však nebyla potvrzena závislostí náhodných složek těchto časových řad. Znamená to, že dosažení výsledků svědčících o velké závislosti časových řad těchto ukazatelů bylo pravděpodobně způsobeno především stoupajícím trendem obou těchto časových řad.

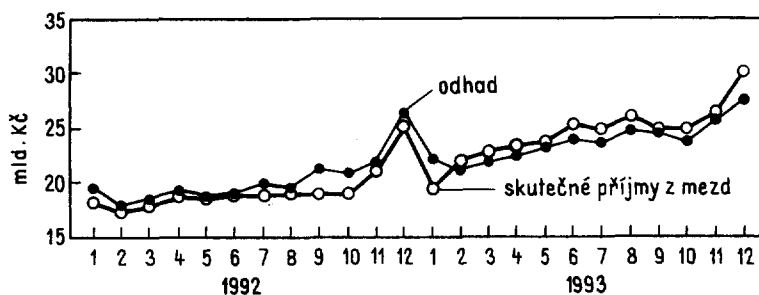
Výběrový korelační koeficient těchto řad bez dalších úprav vyšel 0,864. Ještě vyšší hodnota výběrového korelačního koeficientu vyšla při posunu časové řady HDP o jedno čtvrtletí dopředu (0,884). To by znamenalo, že v objemu celkových peněžních příjmů obyvatelstva se změna HDP promítá až se čtvrtletním zpožděním, avšak ani tato závislost se nepotvrdila při výpočtech s očistěnými časovými řadami. Proti vysoké závislosti těchto ukazatelů hovoří i značně rozkolísané hodnoty výběrového korelačního koeficientu v jednotlivých letech od roku 1990 až do roku 1993. Nejnižší hodnota vyšla v roce 1991 (−0,008) a nejvyšší v roce 1990 (0,978). Po odstranění sezonních výkyvů a trendu u obou časových řad vyšel výběrový korelační koeficient těchto řad 0,131, při posunu řady HDP o jedno čtvrtletí dopředu 0,095. Tyto hodnoty jsou tak blízké nule, že test nezávislosti připouští i nezávislost náhodných složek porovnávaných časových řad.

2a) Závislost příjmů z mezd a celkových peněžních výdajů obyvatelstva

Příjmy z mezd mají největší podíl na celkových peněžních příjmech obyvatelstva. Z tohoto důvodu budou v této i v dalších kapitolách, kde jsou ve srovnávaných dvojicích ukazatelů nahrazeny celkové peněžní příjmy obyvatelstva příjmy z mezd, vycházet podobné výsledky (srov. také grafy č. 5 a 6.)

U ukazatelů příjmů z mezd a celkových peněžních výdajů obyvatelstva se opět potvrdila předpokládaná závislost. Dosažené výsledky svědčí o velké závislosti porovnávaných časových řad. Možnost, že by jeden z těchto ukazatelů měl ještě výraznější vliv na druhý za předpokladu určitého časového zpoždění, nebyla potvrzena.

GRAF č. 6 Porovnání odhadů příjmů z mezd (získaných modelem lineární regrese z celkových peněžních výdajů obyvatelstva) se skutečnými hodnotami



Výběrový korelační koeficient těchto řad bez dalších úprav vyšel 0,937. Při posunu časových řad vůči sobě o ± 1 až 6 měsíců vždy vyšel výběrový korelační koeficient kladný a nižší než při výpočtech bez posunu. Během jednotlivých let od roku 1989 až do roku 1993 se závislost mezi příjmy z mezd a celkovými peněžními výdaji obyvatelstva zvýšila. V letech 1989 a 1990 se blížily výběrové korelační koeficienty hodnotě 0,6, v roce 1991 hodnotě 0,8 a v následujících letech již překračovaly hodnotu 0,9. Závislost byla potvrzena závislostí náhodných složek porovnávaných časových řad. Po odstranění sezonních výkyvů a trendu u obou časových řad vyšel výběrový korelační koeficient těchto řad 0,280 a test nezávislosti zamítl možnost, že by náhodné složky porovnávaných časových řad byly nezávislé.

Vzhledem k velké závislosti těchto porovnávaných ukazatelů byly odhady (jednoho ukazatele na základě skutečnosti druhého) získané pomocí modelu lineární regrese poměrně přesné:

Rovnice pro odhad celkových peněžních výdajů obyvatelstva pomocí příjmů z mezd má tvar $y = -12,938 + 2,517x$ a rovnice pro odhad příjmů z mezd pomocí celkových peněžních výdajů obyvatelstva má tvar $y = 6,846 + 0,349x$.

2b) Závislost příjmů z mezd a výdajů obyvatelstva za nákup zboží

U ukazatelů příjmů z mezd a výdajů obyvatelstva za nákup zboží jsme zjistili středně velkou závislost. Jejich časové řady rovněž vykazovaly poměrně velkou závislost, ta však opět nebyla potvrzena závislostí náhodných složek těchto časových řad; znamená to, že výsledky svědčící o velké závislosti časových řad těchto ukazatelů byly pravděpodobně způsobeny především stoupajícím trendem obou těchto časových řad, nikoliv vlivem závislosti. Možnost, že by jeden z těchto ukazatelů měl ještě výraznější vliv na druhý za předpokladu určitého časového zpoždění, nebyla potvrzena.

2c) Závislost příjmů z mezd a výdajů obyvatelstva za služby

Při porovnávání výdajů obyvatelstva za služby s příjmy z mezd jsme také zjistili středně velkou závislost; jejich časové řady vykazovaly poměrně vysokou závislost, ta však opět nebyla potvrzena závislostí náhodných složek těchto časových řad. Z propočtů by bylo dále možné do určité míry odvodit, že ve velikosti výdajů za služby se změna příjmů mezd promítá až s měsíčním zpožděním.

2d) Závislost příjmů z mezd a vkladů obyvatelstva

U ukazatelů příjmů z mezd a vkladů obyvatelstva byla zjištěna jen malá závislost jejich časových řad a jen nepatrná nebo žádná závislost náhodných složek těchto časových řad. Z toho plyne, že příjmy z mezd a vklady obyvatelstva jsou závislé jen velmi málo. Přitom však bylo v určité — omezené — míře prokázáno, že v objemu vkladů se změna příjmů z mezd promítá až s měsíčním zpožděním.

2e) Závislost příjmů z mezd a míry úspor

U ukazatelů příjmů z mezd a míry úspor jsme dospěli ke stejným závěrům jako při porovnávání celkových peněžních příjmů a vkladů obyvatelstva. I nyní vyšla malá závislost časových řad a jen nepatrná nebo žádná závislost náhodných složek těchto časových řad, což svědčí o velmi malé závislosti porovnávaných ukazatelů. Možnost, že by jeden z těchto ukazatelů měl výraznější vliv na druhý za předpokladu určitého časového zpoždění, jsme neprokázali.

2f) Závislost příjmů z mezd a inflace

U příjmů z mezd a inflace se stejně jako při porovnávání inflace s celkovými peněžními příjmy obyvatelstva závislost neprokázala; hodnota je tak blízká nule, že test nezávislosti nevyloučil nezávislost. Případná závislost by byla nepřímou úměrná, tj. s rostoucí inflací by celkové peněžní příjmy obyvatelstva klesaly a naopak.

2g) Závislost příjmů z mezd a HDP

U ukazatelů příjmů z mezd a HDP (v b. c.) byly výsledky opět obdobné jako při porovnávání HDP a celkových peněžních příjmů obyvatelstva (středně velká závislost). Zjistili jsme poměrně velkou závislost jejich časových řad, avšak ta nebyla potvrzena závislostí náhodných složek těchto časových řad. Znamená to, že dosažení výsledků svědčících o velké závislosti časových řad těchto ukazatelů bylo pravděpodobně způsobeno stoupajícím trendem obou těchto časových řad, a nikoli vlastní závislostí ukazatelů. Z propočtů by bylo možné dále do určité míry odvodit, že v objemu příjmů z mezd se změna HDP promítá až s čtvrtletním zpožděním.

3a) Závislost celkových peněžních výdajů obyvatelstva a vkladů obyvatelstva

U ukazatelů celkových peněžních výdajů a vkladů obyvatelstva byla zjištěna jen malá závislost jejich časových řad a jen nepatrná nebo žádná závislost náhodných složek těchto časových řad. Znamená to, že i v tomto případě byla velikost závislosti ukazatelů zkreslena (zvětšena) stoupajícím trendem časových řad těchto ukazatelů. Z toho plyne, že celkové peněžní výdaje obyvatelstva a vklady obyvatelstva jsou závislé jen velmi málo. V určité míře bylo prokázáno, že u obyvatelstva se v objemu vkladů promítá změna celkových peněžních výdajů až s měsíčním zpožděním.

Výběrový korelační koeficient časových řad těchto ukazatelů vyšel 0,430. Vyšší hodnota výběrového korelačního koeficientu vyšla při posunu časové řady vkla-

dů obyvatelstva o jeden měsíc dozadu (0,474). To by znamenalo, že v objemu vkladů obyvatelstva se změna celkových peněžních výdajů obyvatelstva promítá až s měsíčním zpožděním, jenže ani toto se nepotvrdilo při výpočtech s očistěnými časovými řadami. Velmi malou závislost těchto ukazatelů potvrdily i značně rozkolísané hodnoty výběrového korelačního koeficientu v jednotlivých letech od roku 1989 až do roku 1993. Nejnižší hodnota vyšla v roce 1990 (-0,450) a nejvyšší v roce 1992 (0,731). Po odstranění sezonních výkyvů a trendů u obou časových řad vyšel výběrový korelační koeficient těchto řad 0,134, při posunu řady výdajů obyvatelstva za služby o měsíc dozadu -0,106. Tyto hodnoty jsou tak blízké nule, že test nezávislosti připouští i nezávislost náhodných složek porovnávaných časových řad.

3b) Závislost celkových peněžních výdajů obyvatelstva a míry úspor

U ukazatelů celkových peněžních výdajů a míry úspor byla zjištěna jen velmi malá závislost jejich časových řad a jen nepatrná nebo žádná závislost náhodných složek těchto časových řad, což svědčí o velmi malé závislosti porovnávaných ukazatelů. Možnost, že by jeden z těchto ukazatelů měl výraznější vliv na druhý za předpokladu určitého časového zpoždění, nebyla prokázána.

Výběrový korelační koeficient časových řad těchto ukazatelů vyšel 0,299. Při žádném z posunů časových řad vůči sobě o +/-1 až 6 měsíců nevyšel výrazně vyšší výběrový korelační koeficient než při výpočtech bez posunu. Velmi malou závislost těchto ukazatelů potvrdily i značně rozkolísané hodnoty výběrového korelačního koeficientu v jednotlivých letech od roku 1989 až do roku 1993. Nejnižší hodnota vyšla v roce 1990 (-0,645) a nejvyšší v roce 1991 (0,511) a 1993 (0,659). Po odstranění sezonních výkyvů a trendu u obou časových řad vyšel výběrový koeficient těchto řad 0,008 a test nezávislosti nevyloučil možnost, že jsou náhodné složky porovnávaných časových řad nezávislé.

3c) Závislost celkových peněžních výdajů obyvatelstva a půjček obyvatelstvu

U ukazatelů celkových peněžních výdajů a půjček obyvatelstvu se závislost vůbec neprokázala; hodnota výběrového korelačního koeficientu byla tak blízká nule, že test nezávislosti nevyloučil nezávislost porovnávaných časových řad. Možnost, že by jeden z těchto ukazatelů měl výraznější vliv na druhý v případě určitého časového zpoždění, jsme také neprokázali.

Výběrový korelační koeficient časových řad těchto ukazatelů vyšel 0,236. Při žádném z posunů časových řad vůči sobě o +/-1 až 6 měsíců nevyšel vyšší výběrový korelační koeficient než při výpočtech bez posunu. Po odstranění sezonních výkyvů a trendu u obou časových řad vyšel výběrový korelační koeficient těchto řad -0,069. Tato hodnota je tak blízká nule, že test nezávislosti připouští i nezávislost náhodných složek porovnávaných časových řad.

3d) Závislost celkových peněžních výdajů obyvatelstva a inflace

U ukazatelů celkových peněžních výdajů a inflace se závislost neprokázala; hodnota výběrového korelačního koeficientu byla tak blízká nule, že test nezávislosti nevyloučil nezávislost porovnávaných časových řad. Případná závislost by byla nepřímou úměrná, tj. s rostoucí inflací celkové peněžní výdaje obyvatelstva klesají a naopak.

Výběrový korelační koeficient časových řad těchto ukazatelů vyšel $-0,205$. Tento výsledek je způsoben převážně pravidelnými vysokými hodnotami inflace v lednu a zároveň nízkými celkovými peněžními výdaji obyvatelstva v tomto měsíci, což zkrusluje (snižuje) výběrový korelační koeficient. Toto zkruslení odstraní sezonní očistění. Následným odstraněním sezonních výkyvů a trendu u obou časových řad jsme sice vyloučili zkruslení způsobené převážně protichůdnými sezonními výkyvy, jenže závislost opět nebyla prokázána. Výběrový korelační koeficient upravených časových řad vyšel velmi blízko nule ($0,103$) a test nezávislosti nevyloučil možnost, že tyto upravené časové řady jsou nezávislé.

4. Závislost spotřeby domácností a výdajů obyvatelstva za nákup zboží a výdajů obyvatelstva za služby

V této kapitole jsme nezjišťovali závislost dvou ukazatelů mezi sebou, avšak závislost jednoho ukazatele (spotřeby domácností) na dvojici jiných ukazatelů. Tuto závislost jsme měřili výběrovým koeficientem mnohonásobné korelace, což je obdoba výběrového korelačního koeficientu pro tento případ.

Údaje o výdajích obyvatelstva za nákup zboží a o výdajích obyvatelstva za služby jsou dostupné za celé období let 1989–1993 v měsíčních intervalech, avšak údaje o spotřebě domácností jsou známé až do roku 1990 a ve čtvrtletních intervalech. Z tohoto důvodu jsme převedli měsíční údaje výdajů obyvatelstva za nákup zboží a výdajů obyvatelstva za služby na čtvrtletní a do výpočtů budeme dosazovat jen údaje z období let 1990–1993. Se spotřebou domácností jsme pracovali v běžných cenách.

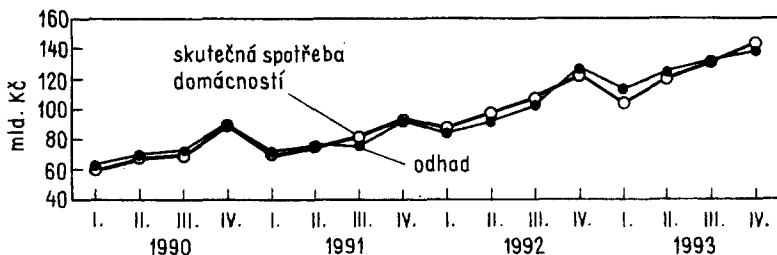
Velikost spotřeby domácností v jednotlivých čtvrtletích se blíží součtu výdajů obyvatelstva za nákup zboží a výdajů obyvatelstva za služby. Z tohoto důvodu nebude hlavním cílem této kapitoly ověřování zřejmé závislosti, ale odvození modelu lineární regrese. Tento model nám umožní získat poměrně přesné odhady spotřeby domácností pomocí uvedené dvojice ukazatelů, což má velký praktický význam pro zpracování predikcí (údaje o výdajích obyvatelstva jsou dostupné s časovým předstihem před údaji o spotřebě domácností). Očekávaná velká závislost mezi spotřebou domácností a danou dvojicí ukazatelů se potvrdila.

Výběrový koeficient mnohonásobné korelace vyšel $0,985$. Během jednotlivých let od roku 1989 až do roku 1993 se tato závislost stabilně držela na vysoké úrovni. Závislost jednoznačně potvrdila i závislost náhodných složek porovnávaných časových řad. Po odstranění sezonních výkyvů a trendů u všech časových řad vyšel výběrový koeficient mnohonásobné korelace těchto řad $0,839$, což je v případě porovnávání náhodných složek časových řad velmi vysoká hodnota. Při posunu časových řad spotřeby domácností a dané dvojice ukazatelů vůči sobě o $+/-1$ až 6 měsíců vždy vyšel výběrový koeficient mnohonásobné korelace nižší než při výpočtech bez posunu. Znamená to, že nebyla prokázána vyšší závislost při časovém posunu některého z ukazatelů.

Vzhledem k potvrzení velké závislosti těchto porovnávaných ukazatelů vycházejí odhady získané pomocí modelu lineární regrese velmi blízko skutečným hodnotám. To znamená, že z údajů o nákupu zboží obyvatelstvem a o jeho výdajích za služby lze s velkou mírou přesnosti usuzovat na vývoj spotřeby domácností.

Pro odhad spotřeby domácností (y) pomocí výdajů obyvatelstva za nákup zboží (x) a výdajů obyvatelstva za služby (z) jsme odvodili tuto rovnici: $y = -5,787 + 0,771x + 2,755z$. Přesnost odhadů získaných pomocí této rovnice můžeme posoudit na grafu č. 7; na něm jsou dvě křivky; jedna zobrazuje skutečné hodnoty spotřeby domácností a druhá odhady těchto hodnot. Jak vidíme, odhady jsou velmi blízko skutečným hodnotám.

GRAF č. 7 Porovnání odhadů spotřeby domácností (získaných modelem lineární regrese z výdajů obyvatelstva za nákup zboží a služby) se skutečnými hodnotami



ZÁVĚR

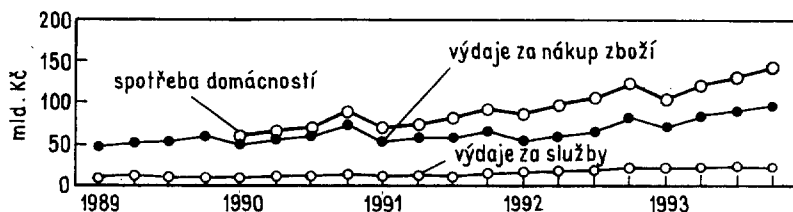
Analýzou závislosti peněžních příjmů a výdajů obyvatelstva a vybraných makroekonomických ukazatelů jsme dospěli k následujícím závěrům:

- Nejvyšší závislost byla prokázána mezi spotřebou domácností (v b. c.) a kombinací výdajů obyvatelstva za nákup zboží a výdajů obyvatelstva za služby. Vzájemnou vazbu uvedených ukazatelů v letech 1989–1993 dokresluje i graf č. 8.
- Velká závislost byla prokázána mezi celkovými peněžními příjmy obyvatelstva a celkovými peněžními výdaji obyvatelstva, celkovými peněžními příjmy obyvatelstva a výdaji obyvatelstva za nákup zboží a mezi příjmy z mezd a celkovými peněžními výdaji obyvatelstva. Vzájemnou vazbu uvedených ukazatelů v letech 1989–1993 dokreslují grafy č. 9 a 10.
- Střední závislost byla prokázána mezi celkovými peněžními příjmy obyvatelstva a výdaji obyvatelstva za služby, celkovými peněžními příjmy obyvatelstva a HDP, příjmy z mezd a výdaji obyvatelstva za nákup zboží, příjmy z mezd a výdaji obyvatelstva za služby a mezi příjmy z mezd a HDP.
- Jen malá závislost byla prokázána mezi celkovými peněžními příjmy obyvatelstva a vklady obyvatelstva, celkovými peněžními příjmy obyvatelstva a mírou úspor, příjmy z mezd a vklady obyvatelstva, příjmy z mezd a mírou úspor, celkovými peněžními výdaji obyvatelstva a vklady obyvatelstva a mezi celkovými peněžními výdaji obyvatelstva a mírou úspor.
- Závislost jsme vůbec neprokázali (to znamená, že porovnávané ukazatele se chovaly jako nezávislé) mezi celkovými peněžními příjmy obyvatelstva a inflací, příjmy z mezd a inflací, celkovými peněžními výdaji obyvatelstva a půjčkami obyvatelstvu a mezi celkovými peněžními výdaji obyvatelstva a inflací. Uvedený výsledek dokumentuje i graf č. 11.

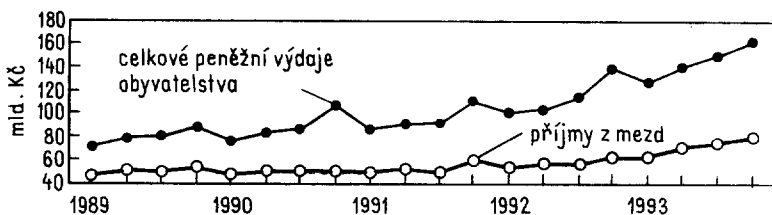
Komentář ke zjištěným závislostem

Na základě prokázané poměrně vysoké závislosti mezi příjmy obyvatelstva a výdaji obyvatelstva a poměrně nízké závislosti mezi příjmy obyvatelstva a úsporami v letech 1989 až 1993 lze konstatovat, že změny ve vývoji příjmů obyvatelstva se odpovídajícím způsobem projevují ve vývoji výdajů obyvatelstva, a to podstatně více než ve vývoji úspor. Z tohoto závěru a z podrobnějšího pohledu na dynamiku růstu příslušných časových řad plyne, že obyvatelstvo navýšení

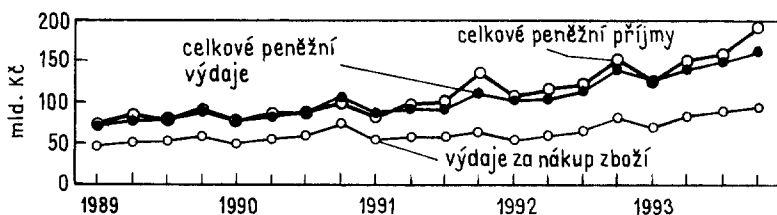
GRAF č. 8 Spotřeba domácností, výdaje obyvatelstva za nákup zboží a služby



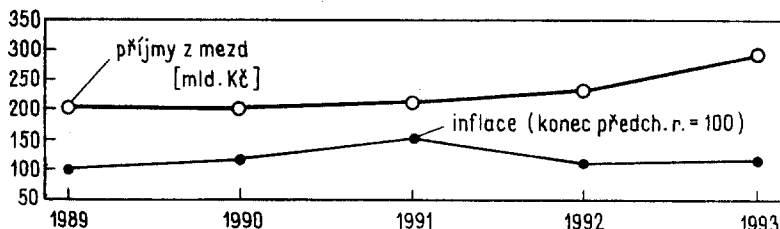
GRAF č. 9 Příjmy z mezd a celkové peněžní výdaje obyvatelstva



GRAF č. 10 Celkové peněžní příjmy obyvatelstva, celkové peněžní výdaje obyvatelstva a výdaje obyvatelstva za nákup



GRAF č. 11 Příjmy z mezd a inflace



příjmů využívalo převážně ke zvýšení výdajů (návazně na to spotřeby domácností) a méně ke zvýšení úspor. Rozdílné výsledky bychom přitom podle našeho názoru získali při rozdělení obyvatelstva do skupin podle výše příjmů. Zvyšování příjmů obyvatel s relativně vysokými příjmy mělo pravděpodobně za následek větší růst jejich úspor než růst jejich výdajů; přitom tato skupina představuje menší část obyvatel. Naopak zvyšování příjmů obyvatel s nižšími příjmy pravděpodobně způsobovalo převážně růst jejich výdajů a jen menší růst jejich úspor.

Neprokázání závislosti mezi příjmy obyvatelstva a inflací a výdaji obyvatelstva a inflací v letech 1989 až 1993 bylo způsobeno atypickým vývojem inflace ve sledovaném období. V tomto období se na vývoji inflace mnohem větší měrou podílely jiné faktory než příjmy obyvatelstva. Byly to zejména liberalizace cen, zavedení nové daňové soustavy, cenové deregulace, změny spojené s vnějším ekonomickým okolím (zvýšení dovozních cen, změny spojené s přechodem na ceny světových trhů apod.). Tyto cenové úpravy byly zaváděny vždy k určitému datu, což způsobovalo skokové změny ve vývoji inflace, které neodpovídaly vývoji příjmů a výdajů obyvatelstva, a proto statistické propočty neprokázaly závislost. Podrobné vyhodnocení vlivů působících na vývoj inflace je předmětem příští analytické práce oddělení reálné ekonomiky ČNB.

Prokázanou středně vysokou úroveň závislosti mezi vývojem HDP a příjmy obyvatelstva lze považovat za odpovídající očekávání, neboť peněžní příjmy obyvatelstva jsou rozhodující pro vývoj spotřeby domácností a ta tvoří zhruba polovinu objemu užití HDP (v roce 1989 cca 48 %, v roce 1993 cca 54 %).

Praktické využití poznatků této analýzy

Výsledky této analýzy lze v praxi použít při hodnocení vývoje ekonomiky, odhadech a predikcích dalšího ekonomického vývoje. Dosažené poznatky o velikosti vazeb mezi porovnávanými ukazateli umožní naše úvahy zpřesnit a podložit matematickou teorií. V případech, kde byla prokázána velká závislost mezi porovnávanými ukazateli, bude možné pomocí modelů lineární regrese z jednoho nebo více ukazatelů získat poměrně přesné odhady jiného ukazatele a také ověřovat návaznost predikcí těchto ukazatelů mezi sebou. Z toho nejvýznamnější je v současné době možnost výpočtu poměrně přesných odhadů spotřeby domácností pomocí výdajů obyvatelstva za nákup zboží a výdajů obyvatelstva za služby. Tento výsledek má velký praktický význam vzhledem ke skutečnosti, že údaje o výdajích obyvatelstva jsou známy se značným předstihem před údaji o spotřebě domácností.

Metody a zkušenosti z této analýzy budeme aplikovat i v dalších ekonomických oblastech.

SUMMARY

Analysis of the Dependency between the Money Incomes and Expenditures of Individual and Selected Macro-economic Indicators in the CR

Robert MURÁRIK, ČNB, Real Economy Section

When evaluating, estimating, and predicting economic development, we often assume a certain dependence or analogy in the development of some indicators. This analysis was targeted at verifying the dependence between the income and the expenditure of individuals and selected macro-economic indicators in the Czech Republic. Our task was to express these dependencies through mathematical and statistical methods, but not to comprehensively explain any relationships that could be found. We specifically addressed the following time series: total money income of individuals, wage income, total expenditure by individuals, expenditure by individuals for the purchase of goods and services, deposits by

individuals, loans extended to them, savings rate, private consumption, inflation, and GDP. We used the data that was available from 1989 to 1993.

To measure time series dependencies, we used a correlation coefficient which we applied to both non-adjusted, seasonally adjusted, and trend adjusted time series. We also examined the possibilities of a stronger mutual influence between the compared quantities, provided that there was some delay. In some instances, we also used a linear regression module with which it was possible to obtain from the values of one or more indicators, an estimate of unknown values of another indicator. With regards to the nature of this analysis, we did not examine the appropriateness of method for choosing the time series adjustment. In all cases of seasonal adjustment, we used the moving average ratio method.

The strongest dependency was found between the consumption of individuals and their combined expenditure for the purchase of goods and services.

A strong dependency was demonstrated between the total money income and money expenditure of individuals, their total money income and expenditures for the purchase of goods and between wage income and the total money expenditure by individuals.

A medium dependency was found between the total money income of individuals and their expenditure on services, total money income of individuals and GDP, wage income and expenditures by individuals for the purchase of goods, wage income and expenditure by individuals for services, and between wage incomes and GDP.

Only a small dependency was found between the total money income of individuals and their deposits, their total money income and the savings rate, wage income and deposits by individuals, wage income and the savings rate, total money expenditure by individuals and their deposits, and between total money expenditure by individuals and the savings rate. No dependency was proved at all (i. e. the compared indicators behaved independently) between the total money income of individuals and inflation, wage income and inflation, total money expenditure by individuals and the loans extended to them, and between total money expenditure by individuals and inflation.