

Univerzita Karlova v Praze
Fakulta sociálních věd

Institut ekonomických studií



BAKALÁŘSKÁ PRÁCE

Úspory, ekonomický cyklus
a míra nezaměstnanosti

Vypracovala:
Vedoucí:
Akademický rok:

Michaela Kubištová
Ing. Vladislav Flek, CSc.
2003/2004

Čestné prohlášení

Prohlašuji, že jsem svou bakalářskou práci na téma *Úspory, ekonomický cyklus a míra nezaměstnanosti* vypracovala samostatně a použila pouze uvedené prameny a literaturu.

.....
Michaela Kubištová

V Praze dne 11.7. 2004

Poděkování

Za odborné vedení mé práce a cenné náměty děkuji panu Ing. Vladislavu Flekovi CSc. Zároveň bych chtěla poděkovat panu Mgr. Martinu Netukovi za podnětné připomínky k ekonometrickému modelu a panu Ing. Michalu Novotnému za kvalifikované postřehy a psychickou podporu.

Abstrakt

Práce se zabývá studiem a analýzou úspor domácností. Je rozdělena do čtyř částí. V první jsou popsány hlavní ekonomické teorie, které vysvětlují základní principy chování úspor a jejich determinanty. V další části je odvozena soudobá úsporová funkce, která je založena na Friedmanově hypotéze permanentního důchodu a Modiglianiho teorii životního cyklu. Na tuto funkci navazuje rozšířením vlastní hypotéza, která vychází z aplikace Maslovovy teorie hierarchie potřeb na tvorbu úspor. Tato hypotéza předpokládá vhodnost zařazení cyklické proměnné (např. míry nezaměstnanosti) a indikátoru spotřebitelské důvěry do úsporové funkce.

Následující kapitola se věnuje deskriptivní analýze vývoje úspor a jejich determinantů v ČR v období od r. 1993 do r. 2003.

Práce je ukončena definováním a testováním dvou ekonometrických modelů. První model je ekonometrickým vyjádřením úsporové funkce. Druhý je rozšířen o proměnnou spotřebitelské důvěry v ekonomiku. Z komparace obou modelů vyplývá vhodnost použití jednoduššího modelu. Model úsporové funkce má vysokou vysvětlivací schopnost, přesto nepotvrzuje závěry plynoucí z teorie.

Summary

This dissertation tries to analyze the behaviour of households' savings. The study is divided into four parts. The first part contains main economic theories, which are focused on the behaviour of savings and their determinants.

In the next chapter there is modern savings function based on Permanent Income Hypothesis by Milton Friedman and Life Cycle Hypothesis by Franco Modigliani. This savings function is enriched by my own hypothesis based on theories made by Abraham H. Maslow. This hypothesis suggests a significant influence of economic cycle and consumer sentiment index on savings' behaviour.

The next part of my study concerns descriptive analysis of savings and their determinants from 1993 till 2003.

The study is finished by testing and comparing two econometric models. One is based on simple savings function and the second one includes consumer sentiment index in addition. The simpler model turned to be better than extended one and it has very high ability of explanation. In spite of this fact, this model doesn't ratify the economic theory.

Obsah

ÚVOD	8
1. TEORETICKÁ VÝCHODISKA	10
1.1. ÚSPORY	10
1.2. HLAVNÍ TEORETICKÉ PŘÍSTUPY	12
1.2.1. <i>Keynesiánský přístup</i>	12
1.2.2. <i>Neoklasický přístup k úsporové funkci</i>	14
1.2.3. <i>Teorie životního cyklu</i>	17
1.2.4. <i>Teorie permanentního důchodu</i>	22
1.2.5. <i>Závěr</i>	25
2. MODEL	28
2.1. VRSTVY ÚSPOR	28
2.1.1. <i>Úroveň potřeb: hierarchie</i>	28
2.1.2. <i>Verifikace vrstev úspor</i>	31
2.2. MODEL	32
2.2.1. <i>Citlivost spotřeby</i>	36
3. VÝVOJ ÚSPOR A JEJICH DETERMINANTŮ V ČR	38
3.1. VÝVOJ ÚSPOR DOMÁCNOSTÍ V LETECH 1993 AŽ 2003	38
3.2. VÝVOJ MÍRY NÁRODNÍCH ÚSPOR A ÚSPOR DOMÁCNOSTÍ V ČESKÉ EKONOMICE V LETECH 1993 AŽ 2001	40
3.3. DETERMINANTY OVLIVŇUJÍCÍ ÚSPORY	43
3.3.1. <i>Disponibilní důchod</i>	44
3.3.2. <i>Bohatství</i>	46
3.3.3. <i>Míra nezaměstnanosti</i>	47
3.3.4. <i>Úrokové sazby</i>	49
3.3.5. <i>Indikátor důvěry spotřebitelů</i>	50
3.3.6. <i>Hrubý domácí produkt</i>	52
4. EKONOMETRICKÝ MODEL	53
4.1. ZÁKLADNÍ MODEL	53
4.1.1. <i>Specifikace základního modelu</i>	53
4.1.2. <i>Autokorelace</i>	57
4.1.3. <i>Kolinearita a multikolinearita</i>	59
4.2. ROZŠÍŘENÝ MODEL	61
4.2.1. <i>Kolinearita a multikolinearita</i>	63

4.2.2. <i>Autokorelace</i>	64
4.3. KOMPARACE	65
4.4. EKONOMICKÁ INTERPRETACE	66
4.5. ZÁVĚR	68
ZÁVĚR	70
SEZNAM LITERATURY	72
PŘÍLOHY	74

Úvod

Tato práce se bude zabývat analýzou úspor a speciálně se zaměří na úspory domácností. Pro studium této tematiky existuje řada významných motivů.

Agregované úspory jsou úzce spojeny se spotřebou, která tvoří přes 60 % agregátní poptávky. Abychom pochopili síly ovlivňující agregátní poptávku, musíme porozumět determinantům spotřeby a tedy i úspor.

Tvorba, respektive míra národních úspor, je ve vazbě na úroveň a míru investic jednou z nejvýznamnějších indikací rovnovážnosti hospodářského růstu. Vztah národních úspor a domácích investic bezprostředně souvisí s platební bilancí země a zprostředkovaně také s vládní rozpočtovou bilancí a monetární situací (tj. s úrokovými sazbami, směnnými kurzy měny, přílivem zahraničních investic apod.). Od veličiny národních úspor se vyvíjí komplementární a úzce provázaný soubor všech základních segmentů makroekonomického vývoje země. Například ve Spojených státech amerických se často uvádí právě nízká míra národních úspor jako hlavní důvod, proč jiné země dohánějí Spojené státy coby nejbohatší průmyslovou zemi světa. Uspořádanost a vyváženost úspor ovlivňuje hospodářskou politiku vlád i měnovou politiku centrálních bank, zejména pokud jde o pravidla udržování makroekonomické stability a tím i způsobilosti čelit stavům nerovnováhy ekonomiky. Narušování rovnováhy mezi národními úsporami, investicemi a běžným účtem přivádí obvykle každou ekonomiku k přizpůsobování, které často zanechává vážné následky na finančních trzích, vede k náhlým a prudkým kurzovým změnám a je doprovázeno negativními efekty na celkovou produkci i na trh práce.

Vzhledem k výše uvedeným důvodům se stává míra národních úspor jedním z předních indikátorů makroekonomického vývoje země a zaujímá významné postavení ve všech empirických a politicko-hospodářských analýzách, pravidelně uváděných mezinárodními ekonomickými organizacemi jako je OECD, Mezinárodní měnový fond a Evropská komise.

Úspory domácností jsou velmi důležitou složkou národních (potažmo soukromých úspor) zejména pro svou dostupnost a využitelnost v úvěrových operacích. Tyto finanční prostředky jsou v ČR nejvíce vázány na termínovaných účtech a stávají se tak jedním z nejvýhodnějších prostředků pro úvěrování domácích investic. Studium úspor

domácností a možná predikce jejich chování do budoucnosti, je proto tématem, které si zaslouží naši pozornost.

Práce bude rozvržena do několika částí. V prvních kapitolách se zaměřím především na soudobé ekonomické teorie, které se chováním úspor zabývají a poskytují možná vysvětlení a principy jejich vývoje v čase. Dále navážím vlastním pokusem formulace hypotézy úsporového chování. Tato hypotéza bude vycházet z Maslowovi teorie hierarchie potřeb a lidského chování aplikované na tvorbu úspor a zároveň bude navazovat na Friedmanovu teorii permanentního důchodu a Modiglianiho teorii životního cyklu.

Následující kapitola se bude zabývat empirickým vývojem úspor domácností a jejich hlavních teoretických determinantů v ČR v letech 1993 až 2003. Konečná fáze práce bude věnována testování ekonometrických modelů založených na moderní úsporové funkci a vlastní hypotéze. Výsledkem bude komparace těchto dvou modelů a ověření hypotézy.

1. Teoretická východiska

1.1. Úspory

Cílem této úvodní kapitoly je přiblížit čtenáři veličinu úspor a uvést základní ekonomické teorie týkající se tohoto tématu. V první subkapitole se budeme věnovat základnímu pojetí a měření úspor, které je praktikováno ve všech standardizovaných statistikách. Statistický přístup vychází z následujících obecných „modelových“ předpokladů a rovnic.¹ Pokud není uvedeno jinak, jedná se v této části o úspory národní.

- Veškerý agregátní důchod (konečný produkt) Y se rozděluje na spotřebu C a úspory S

$$Y = C + S$$

- Úsporami se tedy rozumí ta část agregátního důchodu, která není v daném časovém úseku použita k bezprostřední spotřebě – jinými slovy se jedná o „odloženou spotřebu“

$$S = Y - C$$

- Úspory se prostřednictvím mechanismů peněžních a kapitálových trhů a soustavy veřejných financí transformují do bankovních depozit a do cenných papírů. Poté se přes toky bankovních úvěrů a operací na kapitálovém trhu přelévají do investičních zdrojů. Úspory jsou tedy v konečném stadiu svého uplatnění rovné investicím (ex post) – jak investicím do fixního kapitálu, tak i investicím do změny stavu zásob.

$$S = I \text{ a z toho následně } Y = C + I$$

- Ve statistikách se používají jednotky míry. Definuji se jako podíl dané veličiny na agregátním důchodu. Převedeme-li výše uvedené bilanční rovnice do poměrných veličin, dostaneme:

¹ toto pojetí je ovlivněno zejména Keynesiánským přístupem k analýze úspor a investic.

$$\frac{S}{Y} = \frac{I}{Y}, \text{ kde } \frac{S}{Y} \dots\dots\dots \text{míra národních úspor}$$

$$\frac{I}{Y} \dots\dots\dots \text{míra národních investic}$$

$$\text{rovněž platí, že } \frac{C}{Y} + \frac{S}{Y} = 1$$

- Jestliže je v dané ekonomice míra investic vyšší než míra národních úspor, znamená to, že část investic, odpovídající tomuto převýšení, je pokryta přesunem adekvátní výše úspor za zahraničí. To se v daném období projeví jako deficit běžného účtu platební bilance země. V opačném případě se přelévá část úspor pořízených domácími hospodářskými subjekty do zahraničí a saldo běžného účtu je kladné. Proto definičně rozdíl mezi mírou národních úspor a mírou investic odpovídá saldu běžného účtu.
- Vývoj vztahů mezi spotřebou, úsporami, investicemi atd. je předurčován chováním hospodářských subjektů, které je odvozeno ex ante od jejich očekávání. Očekávání se vytváří na základě řady faktorů. Mimo jiné např. úrokové míry, inflace, směnných kurzů měn, všeobecné důvěry ve stabilitu hospodářského růstu, stability politického prostředí atd.² Díky tomu se formují sklony účastníků trhu, které se následně projeví v tom, zda v budoucím časovém období bude převažovat sklon ke spotřebě, či k úsporám. Sklon k úsporám je nepřímo úměrný sklonu ke spotřebě. V modelech se zpravidla uvádí v marginalizovaném tvaru, tedy jako mezní sklon k úsporám (s).

$$s = \frac{\partial S}{\partial Y}, s = 1 - c, \text{ kde } c = \frac{\partial C}{\partial Y}$$

² Takzvané indikátory důvěry (confident indicators), které se ve statistických analýzách konstruují na základě standardizovaných šetření v souborech průmyslových a stavebních výrobců, vývozců, prodejců na maloobchodním trhu a domácností.

- V modelech růstu a rovnováhy, které vycházejí i z výše formulovaných vztahů, je často zabudován i teorém, že mezní sklon k úsporám je rostoucí funkcí přírůstku agregátního důchodu:

$$s = f(\Delta Y),$$

což následně implikuje nárůst zdrojů investic a tím (za jinak stejných podmínek, tzn. zejména při konstantní míře výnosnosti investic) následnou akceleraci přírůstku agregátního důchodu³. Výše tohoto přírůstku, vyvolaného zvýšeným sklonem k úsporám, je převrácenou hodnotou mezního sklonu k úsporám s . Jde o obdobu Keynesova investičního multiplikátoru:

$$\Delta Y = \frac{1}{s}.$$

1.2. Hlavní teoretické přístupy

Úsporami a spotřebou se zabývala řada významných ekonomů. V této podkapitole se pokusím nastínit základy moderních teorií, které se chováním těchto veličin zabývají.

1.2.1. Keynesiánský přístup

Keynesiánský přístup k úsporám byl již naznačen výše, neboť z tohoto pojetí do značné míry vychází většina standardizovaných statistik. Proto uvedu pouze základní body této teorie, formulované v 30. letech 20. století Johnem Maynardem Keynesem.

Základním tvrzením Keynesovy teorie je, že spotřeba, a tedy i úspory, závisí na současném reálném důchodu. Tento funkční vztah je nazýván Keynesova spotřební

³ Empiricky se tento teorém prokazuje, vzhledem k silné variabilitě proměnných souvisejících s mírou úspor a investic, jen velmi obtížně. Nicméně se stále zabudovává do podstatné většiny modelů. Empiricky se spíše pozoruje stálý sklon k úsporám (viz „Kuznetsova hádanka“).

funkce, která je zrcadlová k funkci úsporové. Spotřeba závisí na současném důchodu, nikoli na minulém ani očekávaném důchodu.⁴

Vlastnosti spotřební funkce jsou odvozovány od tzv. základních psychologických zákonů. Zjednodušeně uvádějí přímou úměru mezi důchodem a spotřebou. Nárůst spotřeby je však nižší než nárůst důchodu. Z toho plyne i přímá úměra mezi nárůstem důchodu a nárůstem úspor.

J. M. Keynes považoval úspory za luxus, kterého si lidé dopřávají až s vyšším příjmem. Tento vztah se projevuje v poklesu průměrného sklonu ke spotřebě při vyšším důchodu.

Lineární keynesiánskou spotřební funkci lze vyjádřit následovně:

$$C = C_a + c \cdot YD, \text{ kde}$$

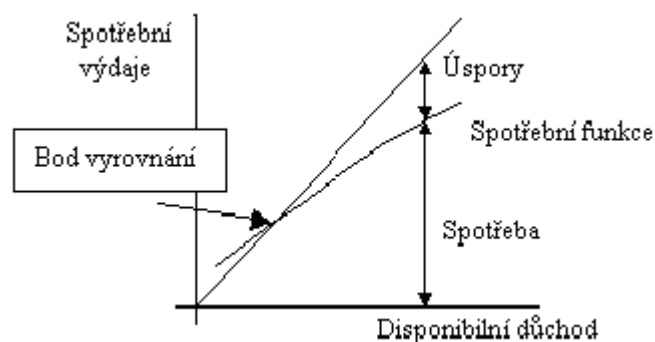
C_a značí autonomní spotřebu nezávislou na výši důchodu, c je mezní sklon ke spotřebě a YD disponibilní důchod. Z takto definované spotřební funkce lze lehce odvodit vztah pro úsporovou funkci:

$$S = -C_a + s \cdot YD, \text{ kde}$$

s je mezní sklon k úsporám.

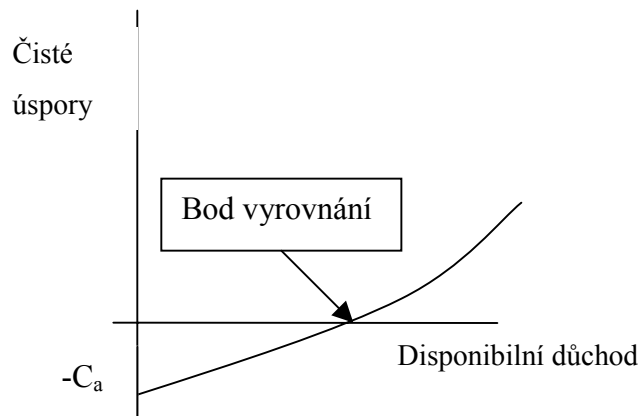
Spotřební a úsporovou funkci znázorňují obrázky 1.1. a 1.2.

Obrázek 1.1.: Spotřební funkce



⁴ Implicitně Keynesova spotřební funkce obsahuje mnohem více vysvětlujících proměnných (Keynes sám uvádí asi 20), reálný důchod je však jediná vysvětlující proměnná měnící se v krátkém období. Mezi jinými proměnnými je například zahrnuta i úroková míra, o jejímž vlivu však Keynes nebyl přesvědčen.

Obrázek 1.2.: Úsporová funkce



Kuznetzova hádanka

Keynesova teorie nevysvětluje takzvanou Kuznetzovu hádanku. Tento problém se týká empirického zjištění překvapivě stabilního průměrného sklonu ke spotřebě, i přes velký nárůst důchodu, mezi jednotlivými dekádami (viz níže).

1.2.2. Neoklasický přístup k úsporové funkci

Za východiska neoklasické teorie je možné považovat práce Rubena Böhm-Bawerka a Irvinga Fischera. Hlavním rysem Fisherovy teorie je chápání úspor jako tokové veličiny závislé na reálné úrokové míře a reálném důchodu. Matematicky tedy: $S = f(Y, r)$.

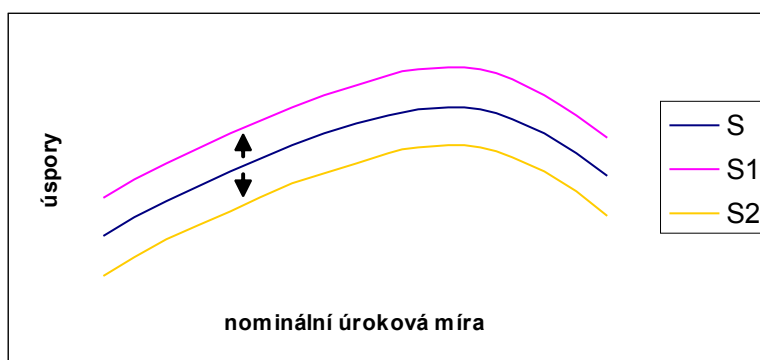
Vztah mezi úsporami a reálnou úrokovou mírou je do určitého bodu pozitivní. Úspory rostou s úrokovou mírou, ovšem ne stejným tempem jako úroková míra. Růst úspor se postupně zpomaluje, a dokonce může přejít i v pokles. Tento pokles se zpravidla vysvětluje zjištěním, že při nadměrně vysoké reálné úrokové míře nabývá vyplacený úrok takové výše, že spotřebitelé již nejsou motivováni k dalšímu spoření. Při pokračujícím zvýšení reálné úrokové míry může úrok již vzrůst natolik, že spotřebitelé úspory dokonce omezí (Revenda, Mandel, 2002). Křivka úspor v závislosti na reálné úrokové míře při fixním Y je znázorněna na obrázku 1.3.

Obrázek 1.3.: Křivka úspor



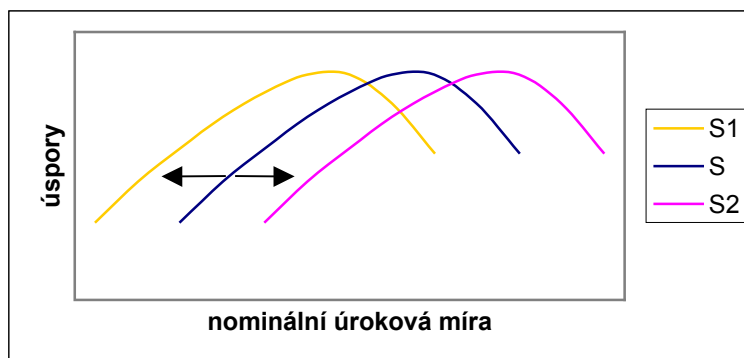
Reálnou úrokovou míru lze vyjádřit jako rozdíl nominální úrokové sazby a očekávané míry inflace. Pokud zafixujeme důchod Y a inflaci, docílíme křivky, která popisuje závislost úspor na nominální úrokové míře. Tato závislost je znázorněna na obrázku 1.4. Tento obrázek rovněž zachycuje posuny křivky při změně důchodu. Vzroste-li důchod, vzrostou úspory při libovolné úrokové míře. Naopak pokud důchod klesne, klesnou i úspory. Na obrázku 1.4. je tento vztah zachycen posunem křivky S nahoru na úroveň křivky S_1 při zvýšení důchodu a posunem dolů do S_2 při snížení důchodu.

Obrázek 1.4. : Posuny křivky úspor při změně důchodu



Při zvýšení očekávané míry inflace se křivka úspor posune směrem doprava. Zatímco pokud se očekávaná inflace sníží, posune se křivka doleva. Tyto posuny jsou ukázány na následujícím obrázku 1.5..

Obrázek 1.5. : Posuny křivky úspor při změně očekávané inflace



Základní neoklasická teorie většinou redukuje úspory na úspory domácností. Úspory domácností tvoří cca 50 % agregátních úspor. Zbytek pokrývají úspory firem a státu. Úspory firem ani státu však nejsou příliš závislé na úrokové míře. Úspory firem tvoří jejich nerozdělený zisk. Jeho velikost ovšem nezávisí na úrokové míře, ale spíše na strategii firmy. Úroková míra může ovlivnit pouze strukturu portfolia, které je za nerozdělený zisk pořízeno (Revenda, Mandel, 2002).

Úspory státu jsou dány jeho příjmy a výdaji. Vliv úrokové sazby nemá prakticky žádný vliv na příjmy do státního rozpočtu. Výdaje však z části na úrokové míře závislé jsou (umožování dluhu atd...). Nicméně pokud stát přizpůsobí své ostatní výdaje těmto zvýšeným nákladům, lze prohlásit, že výše úspor státu je na úrokové míře nezávislá. Za významný faktor, který ovlivňuje agregátní úspory a závisí na státu, lze považovat přebytek státního rozpočtu. Růst přebytku zvyšuje celkové úspory a naopak snížení přebytku úspory snižuje.

Nejcitlivější složkou úspor na úrokovou míru zůstávají úspory domácností. Citlivost celkových úspor na úrokovou míru v reálné ekonomice tedy závisí především na podílu úspor domácností na celkových úsporách.

Nedostatky

Vliv úrokové míry na úspory je empiricky obtížně prokazatelný. Existuje několik studií na toto téma⁵, které ovšem nedochází k jednotnému závěru. Část zjistila

⁵ Nejznámější studií, která obsahuje zjištění kladných účinků úrokové míry je práce M. Boskina, Taxation, Savings and Rate of Interest, Journal of Political Economy, April 1978. K opačným závěrům

kladný účinek úrokových měr na výši úspor, část se kloní k negativnímu nebo jen velmi nízkému vlivu. Lze tedy shrnout, že účinky úrokové míry na úspory jsou empiricky malé a obtížně identifikovatelné (Dornbusch, Fischer, 1994).

Následující dvě teorie – teorie životního cyklu a hypotéza permanentního důchodu, vznikly jako reakce na výzkum amerického nositele Nobelovy ceny S. Kuznetze. Kuznetz provedl ve 40. letech test spotřební funkce na datech od roku 1869. Tento test ukázal překvapivou skutečnost, že průměrný sklon ke spotřebě je mezi dekádami stabilní a to i přes velký nárůst důchodu. Tento zjištěný fakt představoval hádanku⁶, která se postavila před soudobou ekonomickou teorií. Proč je průměrný sklon ke spotřebě (k úsporám) v krátkém časovém období klesající (rostoucí) a odpovídá keynesiánským předpokladům a proč je v dlouhém období konstantní a nechová se dle keynesiánské teorie?⁷ Dvě nejznámější vysvětlení poskytli v 50. letech Franco Modigliani a Milton Friedman.

1.2.3. Teorie životního cyklu

Tato teorie je spjata především s Frankem Modiglianem, laureátem Nobelovy ceny za ekonomii v roce 1985. Teorie životního cyklu má hluboké mikroekonomické základy a vychází z celoživotního spotřebního plánu jednotlivce. Na rozdíl od Keynesovy teorie spotřeby a úspor neodvozuje spotřební chování jednotlivců od jejich běžných důchodů v témže období. Naopak předpokládá, že spotřebitelé plánují spotřebu na dlouhá období s úmyslem alokovat svoji spotřebu nejlepším možným způsobem po dobu celého života. Hypotéza životního cyklu nahlíží na úspory především jako na výsledek záměru jednotlivce zabezpečit si spotřebu ve stáří. Je zde tedy kladen důraz na fakt, že důchod sice kolísá během života, ale že právě úspory umožňují přesunout spotřebiteli důchod z životního období pracovní aktivity, kdy je vysoký, do období důchodu, kdy je obecně nízký.

došla studie Campbell, Mankiw, Consumption, Income and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence, NBER Macroeconomic Annual, 1989

⁶ v literatuře známá pod heslem „Kuznetsova hádanka“

⁷ První a druhý psychologický zákon.

Pro odvození spotřební funkce je použito několik předpokladů. Uvažujme osobu, která očekává, že bude žít T let, pracovat a vydělávat důchod R let a v důchodu stráví $T - R$ let. Rokem jedna je pro jednotlivce první rok jeho práce. Očekávaný důchod do odchodu do důchodu je Y (ročně). Neexistuje žádná nejistota pokud jde o očekávanou délku života i délku pracovního vztahu. Úspory nenesou žádný úrok, takže každá koruna současných úspor, znamená právě jednu korunu, kterou bude moci jednotlivec vydělat v budoucnu. Jedinec v penzi nepobírá žádný důchod a pro zjednodušení teorie se také často neuvažuje úroveň bohatství.

Jaké má tedy stotřebitel možnosti týkající se celoživotní spotřeby a úspor? Při daném počtu pracovních let R , lze vyjádřit jeho celoživotní důchod jako $R \times Y$. Jeho spotřeba tedy může dosahovat maximálně této výše. Na základě teorie klesajícího mezního užítku ze spotřeby, je možné předpokládat, že jedinec se bude snažit rozložit svoji celoživotní spotřebu co nejrovnoměrěji. Maximalizuje svůj užitek. Z tohoto předpokladu dále jasně vyplývá základní myšlenka hypotézy životního cyklu. Spotřeba a tedy i úspory se neřídí běžným důchodem, ale spíše předpokládaným celoživotním důchodem.

Pokud se tedy celoživotní spotřeba rovná celoživotnímu důchodu (nepředpokládá se spoření na dědictví...), pak plánovaná úroveň spotřeby – v textech často označovaná C , je v každém období života stejná. Vynásobená počtem let života T , se rovná celoživotnímu důchodu. Na základě této úvahy Modigliani se svými spolupracovníky odvodil následující rovnici.

$$C \times T = R \times Y$$

Pokud tuto rovnici dále vydělíme počtem let života, dostaneme plánovanou roční spotřebu.

$$C = \frac{R}{T} \times Y$$

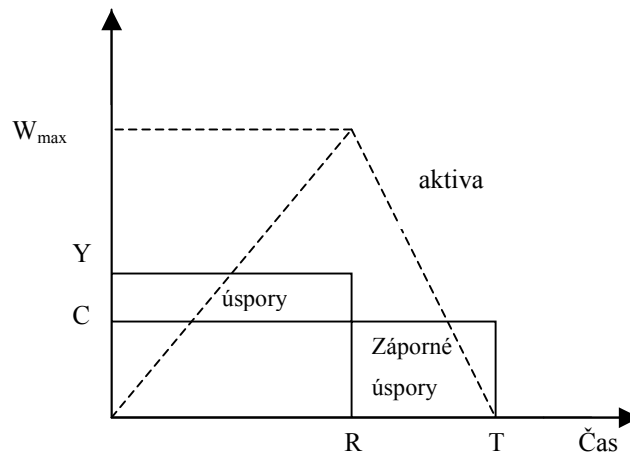
Rovnici lze dále velice snadno převést do veličiny úspor, neboť úspory se rovnají nespotřebované části důchodu.

$$S = Y - C = \frac{T - R}{T} \times Y.$$

Z tohoto vyjádření je dobře patrné, že míra úspor během života se rovná podílu života stráveném v důchodu.

Modigliani vyjádřil svou teorii v grafickém modelu znázorněném na obrázku 1.6.⁸

Obrázek 1.6.: Model životního cyklu



Obrázek 1.6. zachycuje rozložení spotřeby, úspor a záporných úspor v průběhu životního cyklu. Během života dochází k rovnoměrnému toku spotřeby na úrovni C, která v součtu tvoří celoživotní důchod. Spotřební výdaje jsou financovány v období pracovní aktivity z běžného důchodu. V období důchodu se spotřeba financuje z naspořených úspor. Z toho plyne, že obdélníky $(Y - C) \times R$ a $C \times (T - R)$, znázorněné na obrázku, mají stejnou velikost.

V důsledku spoření během pracovního života jedinec hromadí aktiva. Ta dosahují maxima v okamžiku, kdy jedinec odchází do důchodu. Od tohoto momentu klesají. Maximum aktiv je na obrázku znázorněno symbolem W_{max} . W_{max} lze vyjádřit jako roční spotřebu vynásobenou počtem let v důchodu.

$$W_{max} = C \times (T - R).$$

Takto načrtnutý model je velmi zjednodušující. Modigliani tedy model rozšířil o existenci počátečního bohatství. Vycházel ze stejné myšlenky, že spotřebitel preferuje pravidelné rozložení spotřeby v čase. Osoba, která se nachází v jistém okamžiku t svého života, disponuje zásobou bohatství W , počítá s pracovním důchodem po dalších $(R-t)$ ve výši Y za rok a předpokládá očekávaný zbytek života o délce $(T-t)$ let, má tuto celoživotní možnost spotřeby.

⁸ Franco Modigliani, The Life Cycle Hypothesis of Saving, the Demand for Wealth and the Supply of Capital, Social research, 1966

$$C \times (T - t) = W + (R - t) \times Y.$$

Chceme-li vyjádřit celoroční spotřebu, dojdeme k této rovnosti.

$$C = \frac{1}{T-t}W + \frac{R-t}{T-t}Y, \text{ kde}$$

$\frac{1}{T-t}$ značí mezní sklon ke spotřebě z bohatství a $\frac{R-t}{T-t}$ mezní sklon ke spotřebě z pracovního důchodu. Je patrné, že v tomto vyjádření mezních sklonů ke spotřebě, hraje důležitou roli postavení jedince v životním cyklu. Ten, kdo má před sebou jen dva roky života, spotřebuje v každém zbývajícím roce polovinu svého zbývajícího bohatství.

Shrnutí

Z modelu vyplývá několik důležitých závěrů. Za prvé: spotřeba je konstantní během celého života spotřebitele. Za druhé: spotřební výdaje jsou financovány z celoživotního důchodu a počátečního bohatství. Za třetí: v každém roce se z bohatství spotřebuje část $1/(T-t)$. A konečně za čtvrté: běžné spotřební výdaje závisí na běžném bohatství a celoživotním důchodu.

Model, jak byl popsán, činí silně zjednodušující předpoklady. Lze jej však značně rozšířit redukcí počátečních podmínek. Mezi jinými například o předpoklad variability důchodu v čase, existenci nejistoty o velikosti celoživotního pracovního důchodu, nejistota v odhadu délky života a úroku plynoucího z úspor. Je však důležité, že tato rozšíření základní výsledek nijak neovlivňují. Vždy bude platit, že spotřeba, a tedy zrcadlově i úspory, závisí jak na pracovním důchodu, tak na bohatství.

Tato teorie je především mikroekonomickou teorií spotřeby úspor. Položme si tedy otázku, jak by aplikace této teorie vypadala v agregovaném měřítku. Pokud by v ekonomice byl konstantní počet jedinců, konstantní HDP v čase a každý jednotlivec by procházel životním cyklem tvorby a čerpání úspor, ekonomika jako celek by nespořila. Úspory pracujících lidí by se přesně vyrovnávaly se zápornými úsporami lidí v důchodu. Kdyby však počet obyvatel v ekonomice rostl, spořilo by více mladých lidí, a ekonomika by vykazovala čisté úspory. Lze tedy odvodit, že výše agregovaných úspor dle této hypotézy závisí i na věkovém složení obyvatelstva. Není bez zajímavosti, že

právě tomuto faktoru připisují někteří ekonomové vysokou míru úspor v Japonsku.⁹

Agregátní úspory závisejí také na takových charakteristikách jako je průměrný věk odchodu do důchodu a existence programů sociálního zabezpečení. Existuje-li v ekonomice sociální systém, který by zabezpečoval dávky v důchodu, lidé budou méně spořit. Celkový vliv na agregované úspory bude mít rovněž skutečnost, zda vláda spoří na důchody, či spíše spoléhá na daňové (průtokové) financování důchodového systému. Pokud se uplatňuje druhá možnost, tedy daňové financování, agregované úspory by měly klesnout.

Úspory a spotřebu ovlivňuje například i trh cenných papírů. Pokud veřejnost drží své bohatství alespoň částečně v cenných papírech, může konjunktura na trhu cenných papírů vyvolat zvýšení spotřeby a snížení mezního sklonu k úsporám.

Nedostatky

Modiglianiho teorie je silně spojena s předpokladem, že lidé spoří hlavně na důchod a během důchodu své úspory postupně vyčerpávají. Empirické studie však tento předpoklad příliš nepotvrzují. Například L. Kotlikoff a L. Summers provedli výpočty, které naznačují, že lidé spoří většinou proto, aby mohli něco odkázat, než proto, aby si sami zajistili spotřebu ve stáří.¹⁰ K těmto závěrům došli na základě zjištění, že výše bohatství je v ekonomice příliš velká na to, aby lidé spořili výhradně na důchod. Rovněž průzkum sklonů ke spotřebě u starší populace, prováděný S. Danzgerem a J. van der Gaagem¹¹, dochází k pozoruhodnému závěru, že starší lidé spoří větší část svého důchodu než mladší. Toto zjištění je také v rozporu s hypotézou životního cyklu.

⁹ Podíl obyvatel v důchodu je výrazně nižší než například v USA. Předpokládá se ovšem, že díky dynamickému růstu podílu starších lidí v japonské populaci bude míra úspor v Japonsku klesat. Viz A.J. Auerbach, L.J. Kotlikoff, *The economic dynamics of an ageing population : the case of four OECD countries*, OECD economic studies, 1989

¹⁰ L. Kotlikoff, L. Summers, *The Role of Intergenerational Transfers in Aggregate Capital Accumulation*, *Journal of Political Economy*, April 1981

¹¹ S. Danzger, J. van der Gaag, *The Life Cycle Hypothesis and The Consumption Behaviour of The Elderly*, *Journal of Post-Keynesian Economic*, zima 1982/1983

1.2.4. Teorie permanentního důchodu

Vznik této teorie se datuje do druhé poloviny 50.let a navrhl ji významný ekonom Chicagské školy Milton Friedman. Teorie permanentního důchodu lze považovat za komplementární teorii k hypotéze životního cyklu. Obě teorie nevztahují spotřebu jednotlivců k jejich běžným důchodům, nýbrž k dlouhodobějším odhadům důchodu. Friedman ho označuje jako permanentní důchod. Na rozdíl od Modiglianiho, který inklinoval k tomu, že důchod má během života předvídatelný průběh, Friedman zdůrazňoval skutečnost, že důchod se v čase mění.

Permanentní důchod vysvětluje jako takovou stálou velikost spotřeby, kterou jednotlivec může udržovat do konce svého života při dané současné úrovni bohatství a důchodu vydělaném nyní i v budoucnu (Dornbusch, Fischer, 1994).

Permanentní důchod je jednou ze dvou složek běžného důchodu, který se sestává z permanentního a přechodného důchodu. V případě permanentního důchodu lidé věří, že vydrží do budoucna, u přechodného důchodu to naopak neočekávají. Spotřeba se odvozuje od permanentního důchodu, úspory používají spotřebitelé na vyrovnaní spotřeby plynoucí z přechodného důchodu. Spotřebitel vždy odhaduje, zda má změna jeho důchodu permanentní charakter, nebo se jedná jen o tranzitorní změnu. Například pokud je jedinec v pracovním procesu povýšen, pojí se k tomuto povýšení často i změna platu. Jedinec se bude právem domnívat, že změna v jeho důchodu je trvalá a upraví podle toho svoji spotřebu. Naopak, pokud spotřebitel vyhraje v ruletě, jedná se jen o zvýšení přechodného důchodu a tedy změnu dočasnou. Takové zvýšení se nepromítne do okamžité spotřeby, spotřebitel si vytvoří úspory na „horší časy“. Tyto úspory bude postupně rozpouštět, aby zabránil kolísání spotřeby a docílil tak její rovnoměrné rozložení (Cahlík 1998). Obecně si však spotřebitel není jist tím, zda je změna jeho důchodu permanentní, či nikoli. Otázka, jaká část zvýšení (nebo hůře snížení) důchodu je permanentní, bývá zpravidla řešena pragmaticky, a sice předpokladem, že permanentní důchod se vztahuje k vývoji současného a minulého důchodu. Matematicky se permanentní důchod vyjadřuje jako důchod minulého roku plus určitý zlomek změny důchodu mezi minulým a letošním rokem.

$$Y^P = Y_{t-1} + \theta(Y_t - Y_{t-1}),$$

kde Y_{t-1} je důchod minulého roku, Y_t současný důchod a θ je příslušný zlomek, pro který platí $0 \leq \theta \leq 1$. Čím je θ bližší 1, tím je permanentní důchod bližší současnému, běžnému důchodu. θ je variabilní pro každého spotřebitele. Ten jehož změny důchodu jsou obvykle trvalého rázu, bude věřit, že i další změna je trvalá a bude mít vysoké θ . Naopak ten, jehož důchod je velmi nestabilní, nebude mít důvod usuzovat na trvalou změnu a jeho θ bude nízké.

Z výše uvedené rovnice plyne několik užitečných závěrů. Za prvé, je-li $Y_t = Y_{t-1}$, důchod se nemění, permanentní důchod se rovná důchodu vydělaném v letošním nebo minulém roce. To zaručuje, že jednotlivec, který stále vydělával tentýž důchod, bude očekávat, že stejný důchod bude vydělávat i v budoucnu.

Za druhé, roste-li letošní důchod ve srovnání s minulým důchodem, roste permanentní důchod méně než běžný důchod. To lze vysvětlit skutečností, že jedinec neví, zda zvýšení důchodu v tomto roce je trvalé. Pokud panuje tato nejistota, spotřebitel odhaduje, že alespoň část zvýšení se podaří udržet (podrobněji viz R. Dornbusch, Fischer 1994).

Tento odhad permanentního důchodu, založený na pouze na současném a minulém důchodu, je značně zjednodušený. Proto Friedman při vyjádření permanentního důchodu používal i důchody z dřívějších období, přičemž relativně vyšší váhu přisuzoval časově bližším důchodům.

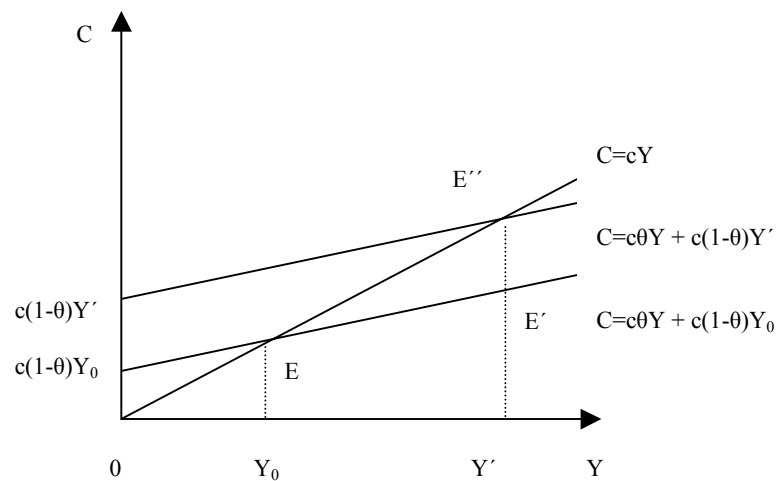
S použitím vyjádření permanentního důchodu Friedman formuloval svou spotřební funkci. Tu je možno zapsat jako

$$C = cYP = c\theta Y_t + c(1 - \theta)Y_{t-1} ,$$

kde mezní sklon ke spotřebě z běžného důchodu je vyjádřen jako $c\theta$, což je viditelně méně než je dlouhodobý průměrný sklon ke spotřebě c . Friedmanova hypotéza tedy dochází k závěru, že existuje rozdíl mezi krátkodobým a dlouhodobým mezním sklonem ke spotřebě (který se rovná průměrnému sklonu ke spotřebě). Důvod nižšího krátkodobého mezního sklonu ke spotřebě je způsoben nejistotou, zda je zvýšení důchodu permanentní. Pokud důchod bude stejný i v příštím roce, dle výše popsané

rovnice, jednatlivec plně přizpůsobí své výdaje a úspory vyššímu důchodu.¹² Proces přizpůsobování zachycuje obrázek 1.7.

Obrázek 1.7.: Friedmanova spotřební funkce



Shrnutí

Hypotéza permanentního důchodu, stejně jako Modiglianioho hypotéza, vztahuje spotřebu k dlouhodobému důchodu. Friedman se ovšem více zaměřuje na způsob, jímž jednotlivci formují svá očekávání budoucích důchodů. Jak již bylo uvedeno výše, spotřebitel, jehož důchod je v čase nestabilní, bude mít nízkou hodnotu koeficientu θ , zatímco jedinec se stabilním důchodem vysokou. Pokud vztáhneme tento poznatek na spotřební funkci, vyvodíme, že krátkodobý sklon ke spotřebě u lidí s velmi proměnlivým důchodem bude relativně nízký. Tito lidé tedy mají vyšší sklon k úsporám, kterými vyrovnávají spotřebu v čase. Friedman ukázal, že tento výsledek je v naprostém souladu s fakty. Například výdělek zemědělců je velmi nestálý a jako důsledek se promítá v nízkém sklonu ke spotřebě a tvorbě úspor. (Dornbusch, Fischer, 1994).

¹² Pokud bychom uvažovali pro výpočet permanentního důchodu více období, přizpůsobování spotřeby by trvalo déle. Doba přizpůsobení velmi záleží na způsobu vytváření očekávání jednotlivce ohledně permanentního důchodu.

Nedostatky

Výpočet permanentního důchodu je založen na chování důchodu v minulosti. Takto pojaté vyjádření však nemůže reflektovat mnoho dalších vlivů, působících na formování očekávání. Například objev nového zdroje surovin, přechodné, či permanentní zvýšení daní, nejistota atd.....

Jsou-li však očekávání racionální, odhady spotřebitelů ohledně permanentního důchodu by měly být v souladu se způsobem, jímž se důchod v reálném světě skutečně mění. Předpokládejme, že tomu tak je. Potom by se spotřeba měla systematicky přizpůsobovat permanentnímu důchodu. Některé empirické výzkumy však toto nepotvrzují.¹³ Naopak dokazují, že spotřeba je nadměrně citlivá na běžný důchod, tedy reaguje až příliš výrazně, než by odpovídalo teorii. Pokud důchod roste, zvyšuje se spotřeba o více než $c\theta$. Naopak při poklesu důchodu, se spotřeba snižuje o více než $c\theta$. Tyto empirické výsledky lze případně vysvětlit pomocí hypotézy krátkozrakosti nebo likvidními omezeními. Hypotéza krátkozrakosti je založena na špatném formování očekávání, zatímco v druhém případě je správné přizpůsobení znemožněno likvidními omezeními.

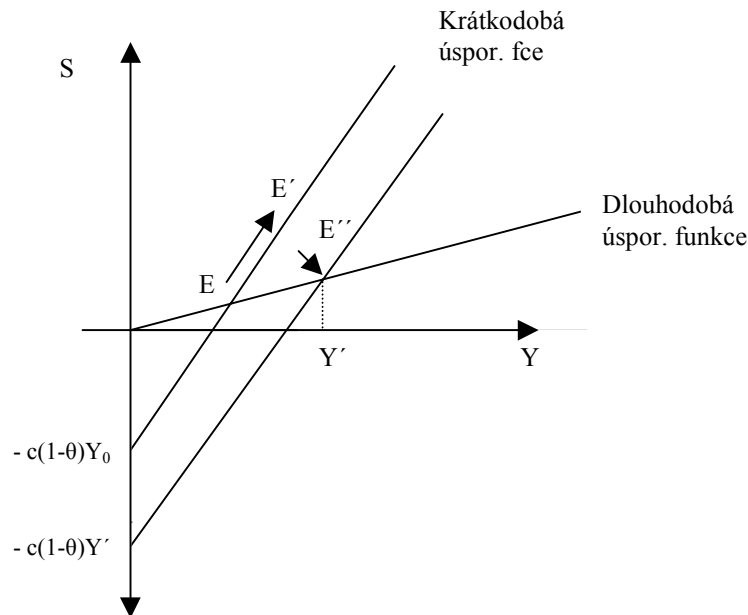
1.2.5. Závěr

Z uvedených hypotéz lze vyvodit několik důležitých závěrů o chování úspor, které lze vztáhnout na makroekonomickou úroveň. Pokud budeme brát za směrodatné odvozování spotřeby od dlouhodobého důchodu a uvažovat stabilní dlouhodobý průměrný sklon ke spotřebě (k úsporám), můžeme formulovat hypotézu, kterou znázorňuje obrázek 2.8.

¹³ M. Lavinová, The Adjustment of Consumption to Changing Expectations about Future Income, Journal of Political Economy, October 1981;

J. Campbell, N. Mankiw, The Response of Consumption to Income, European Economic Review, 1991

Obrázek 2.8. : Přizpůsobování úspor



Na obrázku je úsporová funkce, odvozená z Friedmanovy spotřební funkce založené na permanentním důchodu. Úsporová funkce v dlouhém období je znázorněna jako přímka, která prochází počátkem a má sklon $s = (1 - c)$, což je konstantní průměrný i mezní sklon k úsporám z permanentního důchodu. Křivky s vyšším sklonem představují úsporové funkce v krátkém období a mají sklon $(1 - c\theta)$. Body E, E' a E'' popisují proces přizpůsobování úspor při trvalé změně důchodu. Předpokládejme, že vycházíme z dlouhodobé rovnováhy se skutečným i permanentním důchodem rovným Y_0 , takže úspory jsou rovny sY_0 . Tento stav zachycuje průsečík dlouhodobé a krátkodobé úsporové funkce bodě E. Pokud úroveň důchodu vzroste z Y_0 na Y' , v krátkém období se spotřeba zvýší pouze $c\theta$ krát (spotřebitelé si nejsou jisti, zda jde o změnu trvalou) a zvýšení důchodu je dorovnáno zvýšením úspor do bodu E'. Zůstává-li důchod na úrovni Y' i v dalším období, krátkodobá úsporová funkce se posune doprava, úspory se plně přizpůsobí novému důchodu a sníží se do bodu E''. Spotřebitelé si uvědomí, že se změnil jejich permanentní důchod.¹⁴ Pokud se bude jednat jen o změnu dočasnou, spotřebitelé nejprve zareagují posunem svých úspor na úroveň E'. Po čase ale zjistí, že tato změna byla dočasná a vrátí se do výchozího bodu E.

¹⁴ Přizpůsobení spotřeby a úspor permanentnímu důchodu je zde pro jednoduchost rozloženo pouze do dvou let. V praxi je toto období delší, výsledek však zůstává tentýž.

V agregovaném měřítku lze tedy formulovat závěr, že úspory domácností budou pomalu růst (za předpokladu trvalého růstu důchodu), i když v krátkém období budou kolísat díky reakci na změnu důchodu a další vlivy, které nejsou přímo do hypotézy permanentního důchodu zahrnuty.

Změny důchodu na makroekonomické úrovni může vyvolat řada faktorů. Počínaje konjunkturami a depresemi ekonomiky, přírodními úkazy, válkami nebo například „jen“ změnou zdanění. Je rovněž důležité, zda obyvatelstvo ví, že daná změna je jen přechodného či trvalého charakteru. Pokud si jsou např. spotřebitelé vědomi skutečnosti, že snížení daní je jen přechodné, neměli by svoji spotřebu přizpůsobovat vyššímu příjmu. Naopak by měli více spořit, aby později po opětovném zvýšení daní vyrovnali svoji spotřebu.¹⁵

¹⁵ Barroova-Ricardova hypotéza – změny daní budou přesně vyváženy změnou soukromých úspor.

2. Model

2.1. Vrstvy úspor

Základem mé hypotézy o chování úspor domácností je formulace takzvaných vrstev úspor. Ty vycházejí z teorie hierarchie potřeb, kterou prezentoval mimo jiné Abraham H. Maslow. Maslow uznává existenci specifických lidských potřeb, které motivují lidské chování a uspořádává je do hierarchie. Strukturu všech motivačních sil chápe na kontinuu, které sahá od úrovně potřeb až po takzvanou B-úroveň. B úroveň lze v ekonomickém smyslu chápat jako „bliss point“ – bod absolutní saturace. Na úrovni potřeb je jedinec motivován ke snaze o redukci tenze¹⁶. Nižší potřeby (fyziologické potřeby a potřeba bezpečí) zajišťují fyziologické přežití jedince, vyšší potřeby (lásky, úcty) zajišťují duševní pohodu a rozvoj osobnosti. Potřeba sebeaktualizace představuje přechod od úrovně vyšších potřeb k B-úrovni.

2.1.1. Úroveň potřeb: hierarchie

Hierarchické uspořádání potřeb znamená, že nižší potřeby musí být dostatečnou měrou uspokojeny dříve, než se uplatní potřeby vyšší. Jde o proces svou povahou epigenetický. Pokud tedy nejsou potřeby určitého stupně v hierarchii dostatečně uspokojeny, další vzestupný krok nenastane. Maslowova hierarchie lidských potřeb je znázorněna na obrázku 2.1.

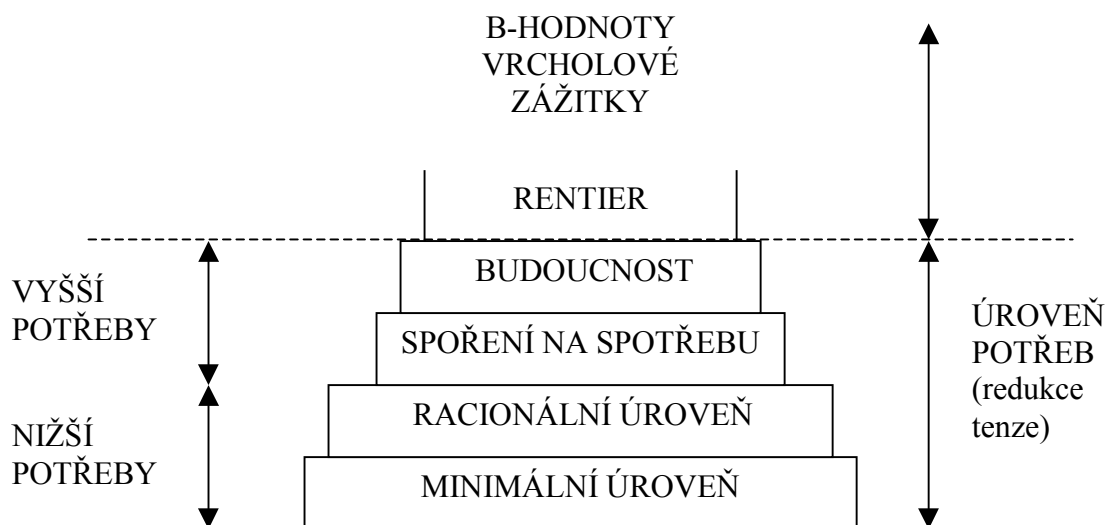
¹⁶ tlak, napětí

Obrázek 2.1. : Maslowova hierarchie lidských potřeb



Pokud vztáhneme tuto teorii na tvorbu úspor, lze dojít k závěru, že tvorba osobních úspor má obdobnou hierarchickou strukturu. Jedinci, kteří preferují jistotu před rizikem a stálý příjem, si vytvářejí polštář úspor. Úspory mohou být rozděleny do několika vrstev – úrovní. První úroveň nazvěme „minimální úroveň úspor“. Je to takový objem úspor, který zabezpečuje základní stálé výdaje domácnosti na jedno období mezi příjmy. Racionální jedinec si je vědom možnosti ztráty výdělku, proto se snaží proti němu pojistit tvorbou alespoň této minimální úrovně. Následující vyšší vrstva je takzvaná „racionální úroveň úspor“. Řekněme, že je to objem úspor, který odpovídá x -násobku minimální úrovně. Racionální vrstva úspor se pro každého jedince liší, záleží především na jeho averzi k riziku. Následná vrstva je „spoření na spotřebu.“ Každý po něčem touží a chce uspokojit své potřeby nákupem určitých statků. Během života lidé například šetří na automobil, dovolenou, nové zařízení bytu a podobně. Pokud jsou i tyto potřeby v dostatečné míře uspokojeny, jedinec začne preferovat zabezpečení své budoucnosti. Tím je míněno penzijní připojištění a šetření na důchod. Tuto vrstvu lze nazvat: „zabezpečení budoucnosti“. Po uspokojení i této úrovně následuje další, poslední vrstva, kterou nazvěme „rentierská“. Je to nejvyšší vrstva, po které následuje již jen bod plného uspokojení. Na rentierskou úroveň se jedinec dostává, jen když dostatečně uspokojil všechny níže položené potřeby a nyní spoří jen proto, aby se stal rentiérem a mohl žít z úroků ze svých úspor. Tuto hierarchickou strukturu úspor znázorňuje obrázek 2.2.

Obrázek 2.2.: Hierarchická struktura úspor



Vrstvy přesně odpovídají Maslowově hierarchii. Za nejnižší stupínek považuje Maslow uspokojení fyziologických potřeb. Tím míní základní potřeby přítomné v každé lidské bytosti od počátku života – potřeba kyslíku, výživy, určitých nerostných látek atd. Jsou-li tyto potřeby frustrovány, působí mocným tlakem na všechny osobnostní funkce. Je-li člověk hladový, „všechny schopnosti jsou ve službách uspokojení hladu a uspořádání těchto schopností je téměř zcela determinováno tímto jedním účelem“¹⁷ Obdobně si jedinec, aby si zabezpečil tyto základní potřeby, tvoří minimální vrstvu úspor.

Za druhý stupeň označil Maslow potřebu bezpečí. Každý jedinec vyžaduje bezpečí a svobodu od strachu, úzkosti a zmatku. Aby uspokojil svoji potřebu jistoty, dosahuje racionální úrovně úspor. Zabezpečuje se tak proti přílišným obavám ze ztráty výdělku.

Jako třetí v žebříčku potřeb je Maslowem uváděna potřeba náležitosti a lásky. Jakmile jsou uspokojeny nižší potřeby, touží člověk po lásce a citovém vztahu. Stejně tak po uspokojení nižších vrstev úspor, chce jednotlivce spořit na splnění svých tužeb a snů. Dostává se na úroveň „spoření pro spotřebu“.

Dále dle Maslowa následuje potřeba úcty. Tuto potřebu mají skoro všichni lidé. Maslow dělí úctu na sebeúctu a úctu druhých. Sebeúcta souvisí s vlastní zdatností a

vědomím zvládnání životních nároků. Úcta druhých zase s pověstí, prestiží a uznáním. Pokud jedinec dosáhl uspokojení všech nižších vrstev úspor, dostává se k úrovni, kdy myslí na zabezpečení vzdálené budoucnosti. Posiluje si tak sebeúctu – v současnosti tím, že zvládá všechny nástrahy života a dostal se až na tuto úroveň, v budoucnosti tím, že bude moci udržovat svoji dosavadní spotřebu a nebude plně odkázán na důchodové zabezpečení státu. Tato úroveň úspor rovněž může podněcovat i úctu druhých. Jedinec dosáhl takového stadia, kdy už jsou v dostatečné míře uspokojeny jeho potřeby „spoření na spotřebu“ a může si dovolit preferovat spoření na vzdálenou budoucnost.

Nejvyšší příčku Maslowovi teorie zaujímá potřeba sebeaktualizace. V tomto bodě postupuje jedinec výše na B-úroveň – touží stát se vším, čím se stát může. Maslow sám zdůrazňuje: „Čím člověk může být, tím také musí být. Musí být věrný své přirozenosti...“.¹⁸ Tomuto stupni odpovídá rentiérská úroveň úspor. Člověk spoří, už jen aby mohl žít z úroků a stát se rentiérem.

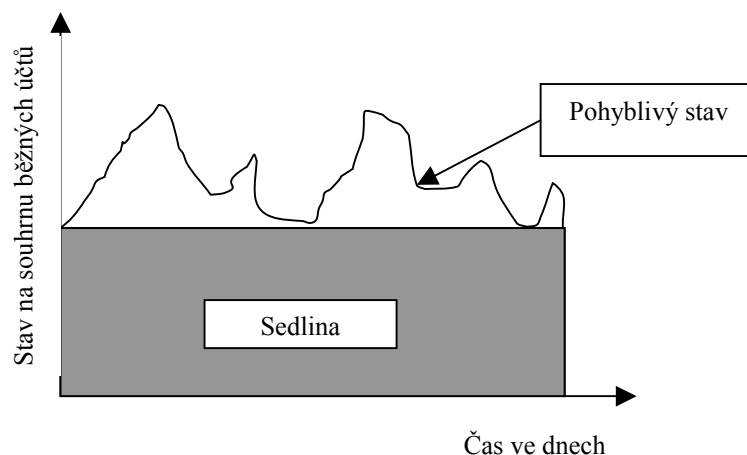
2.1.2. Verifikace vrstev úspor

Pro verifikaci aplikace Maslowovi teorie hierarchie potřeb na tvorbu osobních úspor lze uvést několik přesvědčivých faktů. Tvorba minimální, či racionální, úrovně úspor domácností může být empiricky podložena výskytem tzv. sedliny na běžných bankovních účtech. Podstata sedliny vyplývá z toho, že jistá část vkladu na běžných účtech zůstává v bankách prakticky trvale, přestože se celkový stav vkladů na viděnou denně mění (Revenda, Mandel 2002). Tato finanční sedlina je částečně způsobena vyrovnáváním toků plateb a příjmů na běžném účtu, podstatný vliv má však skutečnost, že klienti bank v naprosté většině nevyčerpávají zůstatky na svých účtech. Tento stav je způsoben právě opatrnostním a zabezpečovacím motivem jedince. Jedinec má snahu vytvořit určitou „překlenovací“ částku, minimální rezervu, která by mu byla neustále k dispozici při případných krátkodobých potížích. Tato rezerva je stabilní, snadno dostupná a málo citlivá na úrokovou míru („vklady na viděnou“). Princip sedliny je znázorněn na obrázku 2.3.

¹⁷ A. H. Maslow, *Motivation and Personality*, New York: Harper and Row, 1970

¹⁸ A. H. Maslow, *Motivation and personality*, New York: Harper and Row, 1970

Obrázek 2.3.: Princip sedliny na souhrnu běžných účtů



Další potvrzení možnosti rozdělení úspor do výše uvedených vrstev najdeme v individuálních motivech spoření jednotlivců. Agentura pro výzkum veřejného mínění Stem uvádí jako hlavní důvod spoření opatrnostní motiv, dále spoření pro řešení bytové situace a následuje spoření pro děti a na stáří. Každý jednotlivec může mít jiné pořadí motivů ke spoření, stejně jako se liší i žebříček hodnot. Je ovšem zřejmé, že spoření je kontinuální proces a s výší reálných úspor se mění i motivy pro další spoření.

Pro preciznější verifikaci vrstev úspor by bylo nutné provést individuální výzkum, ten však již přesahuje rámec této práce.

2.2. Model

Na základě rozdělení úspor do vrstev lze formulovat model chování úspor jednotlivce a následně jej agregovat pro sektor domácností. Vyjděme ze soudobé teorie spotřební funkce, která v sobě kombinuje jak tvorbu očekávání, kterou zdůrazňuje Friedmanova teorie permanentního důchodu, tak důraz na bohatství navrhovaný v hypotéze životního cyklu.

Spotřební funkce se uvádí v následujícím tvaru¹⁹:

$$C = \alpha \cdot W + \beta\theta \cdot YD + \beta(1 - \theta)YD_{-1}, \text{ kde}$$

W je bohatství, α a β značí mezní sklon ke spotřebě z bohatství a mezní sklon ke spotřebě z disponibilního důchodu, θ je přizpůsobovací koeficient a YD disponibilní důchod²⁰.

Abychom z této rovnice odvodili vztah pro úsporovou funkci, vyjdeme z rovností $YD = \Delta S + C$ a následně $\Delta S = YD - (\alpha \cdot W + \beta\theta \cdot YD + \beta(1 - \theta)YD_{-1})$. Proměnná ΔS zde značí změnu výše úspor oproti jejich výši v minulém období (tzn. část úspor použitých na spotřebu z bohatství + úspory uložené z běžného důchodu).

Jedinec odvozuje svoji spotřebu od svého dlouhodobého důchodu a výše bohatství, které zjednodušeně představuje úroveň jeho úspor v předcházejícím období. V roce n má spotřebitel k dispozici disponibilní důchod YD a určitou výši minulých úspor. Svou spotřebu přizpůsobí svému dlouhodobému důchodu a úrovni bohatství. Zbylou částku do výše svého běžného disponibilního důchodu uspoří.

Je tedy nutné si uvědomit, že úspory jsou tokovou veličinou a platí $\Delta S_n = S_n - S_{n-1}$. Z toho již plyne výše uvedená rovnost $YD = \Delta S + C$. Čerpané úspory z bohatství se projeví ve zvýšení C , ovšem na druhou stranu se záporným znaménkem i v proměnné ΔS , která navíc obsahuje i nespotřebovaný běžný důchod.

Pokud tedy budeme vycházet ze vztahu $YD = \Delta S + C$, odvození úsporové funkce je následující:

$$\begin{aligned} YD - \Delta S &= \alpha \cdot W + \beta\theta \cdot YD + \beta(1 - \theta)YD_{-1} \\ -\Delta S &= \alpha \cdot W + \beta\theta \cdot YD + \beta(1 - \theta)YD_{-1} - YD \\ \Delta S &= -\alpha \cdot W - \beta\theta \cdot YD - \beta(1 - \theta)YD_{-1} + YD \\ \Delta S &= -\alpha W + (1 - \beta\theta)YD - \beta(1 - \theta)YD_{-1} \end{aligned}$$

Vzhledem k tomu, že W je definováno jako $W = S_{-1}$ a $\Delta S = S - S_{-1}$, dostáváme:

$$\Delta S = -\alpha S_{-1} + (1 - \beta\theta)YD - \beta(1 - \theta)YD_{-1}$$

¹⁹ Pro jisté zjednodušení je odhad dlouhodobého důchodu založený pouze na letošním a minulém roce.

²⁰ Disponibilní důchod definujeme jako pracovní důchod – zdanění + transfery + příjmy z bohatství

$$\underline{S = (1 - \alpha)S_{-1} + (1 - \beta\theta)YD - \beta(1 - \theta)YD_{-1}}$$

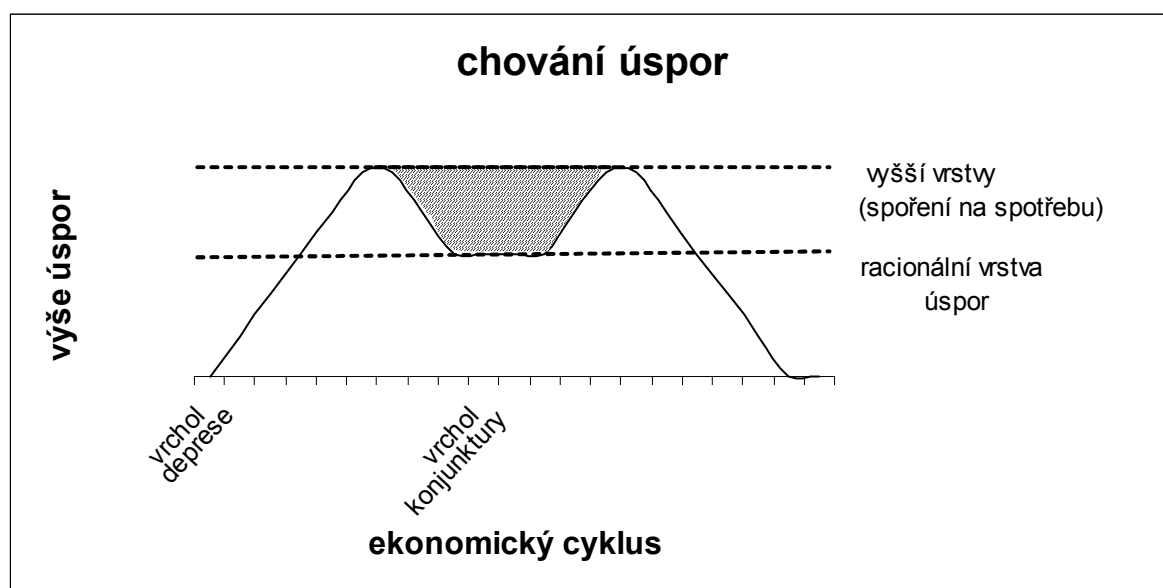
Z odvozené funkce je zřejmé, že těžiště spojení Friedmanovi a Modiglianiho teorie je ve významu bohatství a přizpůsobování spotřeby dlouhodobému důchodu.

Výše dlouhodobého důchodu závisí mimo jiné na koeficientu přizpůsobení θ a tedy na individuálních očekáváních vývoje běžného důchodu. Pokud by tato očekávání byla racionální²¹ výše uvedené rovnice by měly poměrně přesně zachycovat pohyb spotřeby a úspor v reálném světě.

Existují však významná svědectví, že chování těchto veličin není s tímto modelem plně konzistentní (Dornbusch, Fischer, 1994). Maslowova hierarchie potřeb aplikovaná na úspory by mohla poskytnout alternativní pohled na tuto problematiku.

Zkusme hypoteticky znázornit chování úspor jednotlivce na obrázku 2.4.

Obrázek 2.4.: Chování úspor jednotlivce



Na obrázku vidíme úspory v závislosti na ekonomickém cyklu. Jako jeho vyjádření lze použít prakticky jakoukoli cyklicky se chovající veličinu nebo soubor veličin. Vlevo na počátku osy x je popsána situace v případě vrcholu deprese. Výše úspor je minimální a to jednak z důvodu nízkého důchodu i pesimistického očekávání ekonomického vývoje. S ústupem recese se zvyšuje reálný důchod a obnovuje se důvěra

²¹ Viz teorie racionálních očekávání

spotřebitelů v sílu ekonomiky. Úspory postupně rostou až na svou racionální úroveň. Na krátké období tuto vrstvu dokonce přesáhnou, díky přetrvávající nejistotě spotřebitele a jeho opatrnostního motivu. Ekonomika však signalizuje svou budoucí konjunkturu a spotřebitel se zbaví svých obav z recese. Následkem zvýší svou spotřebu – zaměří se především na statky trvalé spotřeby jako jsou například domácí spotřebiče, automobil, bydlení apod. Jeho úspory klesají a mohou dosáhnout až na svou racionální úroveň (v některých případech i níže). Tento pokles je na schématu znázorněn šrafovanou plochou. Po dosažení vrcholu konjunktury ekonomika zpomaluje své tempo růstu. Spotřebitel toto zpomalení vnímá jako podnět k opětovnému navýšení úspor z důvodu zvyšující se nejistoty a snahy zabezpečit se na „horší časy“. Nejviditelnějším signálem zpomalení růstu hospodářství může být například rostoucí míra nezaměstnanosti v zemi, inflace apod.

S nástupem recese výše úspor postupně klesá. Tento pokles je způsoben zejména poklesem reálného důchodu a následným čerpáním bohatství. Spotřebitelé rovněž očekávají nepříznivý vývoj ekonomiky (v horším případě např. i znehodnocení měny) a přeměňují své úspory na bezrizikové investice. Mohou investovat například do pořízení nemovitosti či nákupu dluhopisů.

Takto popsané chování úspor jednotlivce je úzce spojené s průběhem ekonomického cyklu a spotřebitelské důvěry v sílu ekonomiky. V moderní úsporové funkci by tedy neměla chybět proměnná, která tento cyklus a důvěru indikuje. Jedná se především o procyklické či proticyklické veličiny jako je např. míra nezaměstnanosti, HDP, inflace, index spotřebitelské důvěry atd. V odvozené moderní úsporové funkci je sice důvěra obsažena formou tvorby očekávání permanentnosti změny důchodu, domnívám se však, že se v tomto případě nejedná přímo o spotřebitelskou důvěru v sílu ekonomiky a tato proměnná by mohla být do modelu zabudována. Rovněž proměnná nesoucí v sobě informaci o stavu ekonomického cyklu může mít pro model úsporové funkce přínos.

V makroekonomickém měřítku by měl model dosahovat nižších výkyvů než je znázorněno na obrázku 2.4. Částečné vyhlazení je způsobeno agregací individuálních modelů, které se průběhem výkyvů úspor mohou lišit. To je dáno rozdílnými preferencemi spoření a časovou tvorbou vrstev úspor. V neposlední řadě je vyhlazení výkyvů ovlivňováno hloubkou cyklů a jejich reálnými dopady na spotřebitele.

Pokud vycházíme z výše uvedené hypotézy a zahrneme ji do vyjádření moderní úsporové funkce, docházíme k následující rovnosti:

$$S = (1 - \alpha)S_{-1} + (1 - \beta\theta)YD - \beta(1 - \theta)YD_{-1} + \gamma X, \text{ kde}$$

X je matice cyklických proměnných a indikátoru spotřebitelké důvěry. Následující kapitoly věnujeme detailní specifikaci a testování jednak modelu moderní úsporové funkce a modelu založeném na uvedené hypotéze.

Vzhledem k tomu, že statistické přehledy však neudávají úspory jako tokovou veličinu, nýbrž jako nespotřebovanou část současného disponibilního důchodu, je nutné pro praktické testování rovnice úsporové funkce a následně rozšířeného modelu dát přednost tvaru:

$\Delta S = YD - (\alpha \cdot W + \beta\theta \cdot YD + \beta(1 - \theta)YD_{-1})$, kde ΔS představuje výši úspor, která je uspořena ve stávajícím roce.

Upravíme-li dále tuto rovnici dostaneme se ke vztahu: $\Delta S = -\alpha S_{-1} + (1 - \beta\theta)YD - \beta(1 - \theta)YD_{-1}$, kde W je vyjádřeno jako S_{-1} . Tuto rovnici a její rozšířenou podobu budeme dále testovat.

2.2.1. Citlivost spotřeby

Řada vědců se v poslední době zabývala testováním Friedmanovy hypotézy permanentního důchodu. Cílem bylo zjistit, zda spotřebitelé skutečně odvozují svou spotřebu od permanentního důchodu. Část těchto výzkumních pracovníků došla možná k překvapivému závěru, že spotřeba reaguje až příliš výrazně na běžný důchod, čili že je nadměrně citlivá.²²

Jako vysvětlení se nejčastěji uvádí takzvaná hypotéza krátkozrakosti, která ve své podstatě znamená selhání teorie racionálních očekávání, či existence likvidních

²² Mimo jiné J. Campbell, N.G. Mankiw, The Response of Consumption to Income, European Economic Review, 1991;

M. Lavinová, The Adjustment of Consumption to Changing Expectations about Future Income, Journal of Political Economy, October 1981

omezení. Maslowova hierarchie potřeb aplikovaná na úspory může naznačit i další řešení této problematiky.

Vyšší citlivost spotřeby než předikuje kombinovaná teorie racionálních očekávání a permanentního důchodu, může částečně indikovat existence vrstvy úspor nazvané „spoření na spotřebu“. Úspory dosahují této výše při nástupu a trvání ekonomické konjunktury. Počáteční část úspor může být vytvořena jako reakce na uplynulou recesi. Úspory přesáhnou racionální hladinu, kterou spotřebitel považuje za stabilizační, a dosáhnou hladiny spotřebního spoření. Spotřebitel je, při přetrvávajícím optimistickém vývoji hospodářství, rozhodnut tuto vrstvu použít pro realizaci svých spotřebních preferencí. Odvozování spotřeby od výše permanentního důchodu na toto spotřební rozhodnutí nemusí mít vliv, neboť úspory dosahují a převyšují racionální úroveň, kterou spotřebitel považuje za dostatečnou. Naopak realizací úspor určených na spotřebu saturuje své touhy po luxusních spotřebních statcích.

3. Vývoj úspor a jejich determinantů v ČR

V první části se tato kapitola zaměří především na empirický vývoj absolutní výše úspor domácností a jejich míry. Opomenuta nebude ani národní míra úspor, přestože analýza národních úspor není v této práci primární. Druhá část kapitoly bude věnována určení a vývoji základních faktorů ovlivňujících výši úspor.

3.1. Vývoj úspor domácností v letech 1993 až 2003

Vývoj absolutní výše úspor domácností, zachycuje tabulka 3.1.

Tabulka 3.1.: Absolutní výše úspor domácností

Rok	Úspory domácností <i>mln.</i>	Úspory domácností <i>předch. r.=100</i>
1993	63,19	-
1994	63,73	100,85
1995	89,94	141,13
1996	101,68	113,05
1997	107,44	105,67
1998	111,97	104,21
1999	90,59	80,91
2000	91,48	100,98
2001	72,59	79,35
2002	76,14	104,89
2003	73,93	97,10

Zdroj: MFČR

Průběh zobrazené časové řady lze rozdělit do dvou fází s hraničním rokem 1998. První fáze je charakteristická akumulací úspor a variabilními přírůstky. Druhá - od r. 1998, se vyznačuje klesajícím trendem.

Přírůstky úspor na počátku 90. let lze vysvětlit zejména opatrnostním motivem spotřebitelů. Ten byl způsoben přetrvávající nejistotou vývoje ekonomiky. Důležitou roli ve tvorbě celkových úspor v této fázi vývoje hráli i dodatečné přechodné příjmy. Největší objem těchto příjmů domácnosti obdrželi v podobě kapitálových transferů získaných v rámci restitučního vyrovnání a bezplatných převodů majetku v procesu

privatizace. V obdobích, kdy domácnosti inkasovaly přechodné příjmy, se výrazně zvyšoval i objem úspor z jejich disponibilních důchodů. Výrazný odraz vlivu dodatečných příjmů do výše úspor může být přičítán dlouhodobě omezené dostupnosti spotřebitelských a hypotečních úvěrů, které byly příčinou nízkého zatížení rodinných rozpočtů půjčkami.

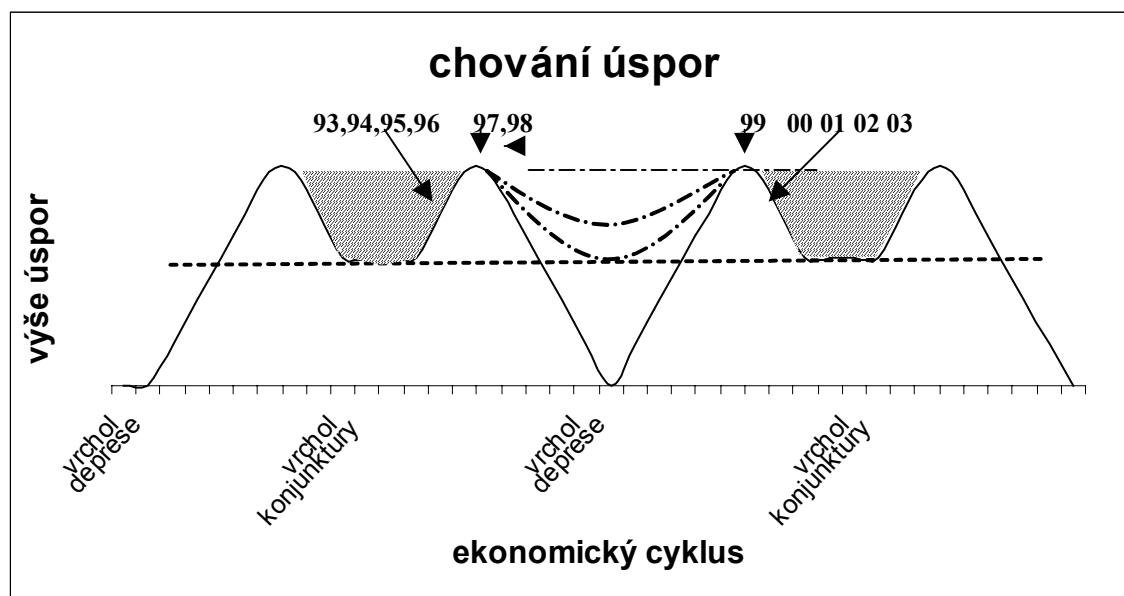
Proti těmto faktorům působil vliv vysoké inflace, která se však postupně snižovala.

V letech 1997 a 1998 došlo k poklesu tempa růstu HDP, které nabylo dokonce záporných hodnot. V tomto období je tedy možné hovořit o ekonomické recesi. V reakci na tento stav spotřebitelé nadále zvyšovali své úspory.

Od roku 1999 celková výše úspor domácností klesá. Uvedený vývoj může být přičítán jednak opětovnému optimismu spotřebitelů, vyšší dostupnosti úvěrů, poklesu úrokových sazeb a zahájení splátkových prodejů a permanentních slev. Tyto faktory plus vysoké množství úspor naspořených v minulých letech dodaly impuls k růstu spotřeby na úkor uloženého bohatství i běžných úspor.

V předešlé kapitole byla uvedena hypotéza o chování úspor domácností. Pokud ji aplikujeme na časovou řadu české ekonomiky dospějeme k závěrům, které nejlépe ilustruje obrázek 3.1.

Obrázek 3.1.: Chování úspor



Vývoj výše úspor domácností v letech 1993 až 2003 je na obrázku znázorněn popiskami s jednotlivými roky. Tyto popisky zachycují pouze domněnku a přirozeně neodpovídají přesně udaným rokům.

Počátek 90. let v transformačním procesu české ekonomiky je situací, kdy spotřebitel zachycuje signály, které indikují nejistotu ohledně dalšího vývoje ekonomiky. Spotřebitel zvyšuje své úspory jako pojistku na horší časy. V roce 1997 a 1998 se česká ekonomika dokonce ocitla v recesi a úspory nadále vzrostly. Je důležité si uvědomit, že na absolutní výši úspor značně působí hloubka a délka recese. Aby úspory začaly klesat, je nutný značný propad reálného příjmu. V případě české ekonomiky sice v r. 1998 došlo k propadu reálné mzdy o 1,3%, tento pokles však, domnívám se, nebyl natolik markantní, aby způsobil vysoký pokles úspor. Recese na konci 90. let byla relativně mírná a krátká a již v roce 2000 ekonomika dosahovala 3% tempa růstu HDP. Z tohoto důvodu se v jejím průběhu úspory nesnižovaly a naopak zvyšovaly. Pokles úspor přinesl až rok 1999. Tempo růstu HDP bylo nadále slabé 0,5% a v předešlém roce došlo k reálnému poklesu mzdy. Jedním z vysvětlení, které se nabízí, je nedostatečná výše příjmu pro tvorbu úspor a nucené čerpání bohatství. Tento stav by odpovídal prohlubující se depresi. V r. 1999 však bylo zaznamenáno mírné oživení spotřeby a proto se spíše jedná o dobrovolné snížení úspor. Tato dobrovolnost plyne z vysoké úrovně úspor značně převyšujících svou racionální vrstvu. Následující roky se spotřeba s drobnými zaváháními nadále zvyšovala a v současnosti je ekonomický růst tažen právě spotřebitelskou poptávkou.

3.2. Vývoj míry národních úspor a úspor domácností v české ekonomice v letech 1993 až 2001

Vývoj míry národních úspor v české ekonomice se jeví mnohem vyrovnanější než v ostatních partnerských tranzitivních ekonomikách (Visegradská skupina). V porovnání s těmito zeměmi jsou amplitudy meziročních výkyvů míry úspor mnohem méně pronikavé a našla by se zde spíše podobnost s většinou menších ekonomik Evropské unie (např. Belgie, Rakousko). Vývoj národní míry úspor zobrazuje tabulka 3.2. a graf 3.1.

Celé pozorované období bylo charakterizováno pozvolným zvyšováním podílu soukromého sektoru na tvorbě hrubých národních úspor. To souviselo především se

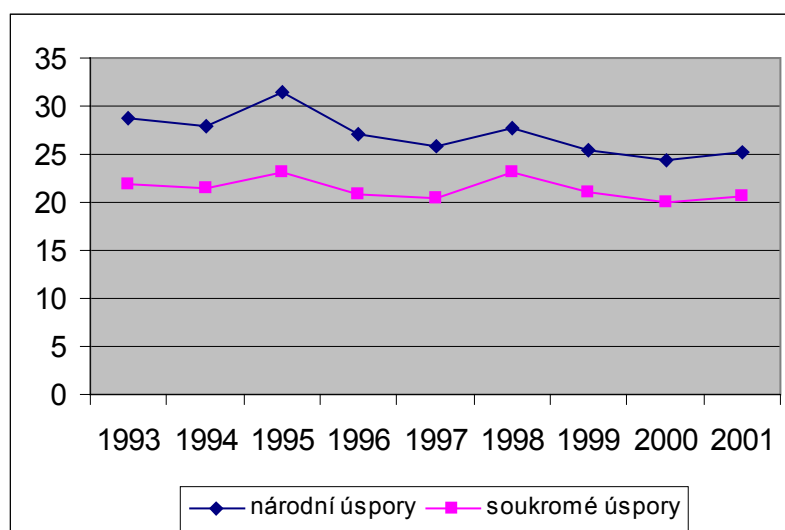
zvyšováním deficitu veřejných financí – tedy s deficitním financováním ze strany vládního sektoru.

Tabulka 3.2.: Míra hrubých národních úspor v ČR v % HDP

Popis\rok	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
Úspory	28,7	27,9	31,4	27,1	25,9	27,8	25,4	24,4	25,3
Soukromé Úspory	21,8	21,5	23,2	20,9	20,5	23,1	21,1	20	20,7
Podíl	0,76	0,77	0,74	0,77	0,79	0,83	0,83	0,82	0,82

Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty

Graf 3.1. Vývoj hrubé míry úspor v ČR



Míra úspor v sektoru domácností umístěných na peněžním trhu²³ v české ekonomice od roku 1995 až do roku 2001 vytrvale klesala. Tento pokles lze přičíst souběžně se zvyšujícím sklonu ke spotřebě, vývoji disponibilního důchodu, poklesem transferů z procesu privatizace a restitucí a klesajícím úrokovým sazbám od roku 1998. Pokles úrokových sazeb snižoval motivaci ke spoření a zároveň zvyšoval dostupnost spotřebitelských úvěrů. V roce 2001 se díky tomu ocitnul sektor domácností jako celek dokonce v dlužnické pozici. (Souček, 2002). Vývoj míry úspor domácností zachycuje tabulka 3.3. a graf 3.2.

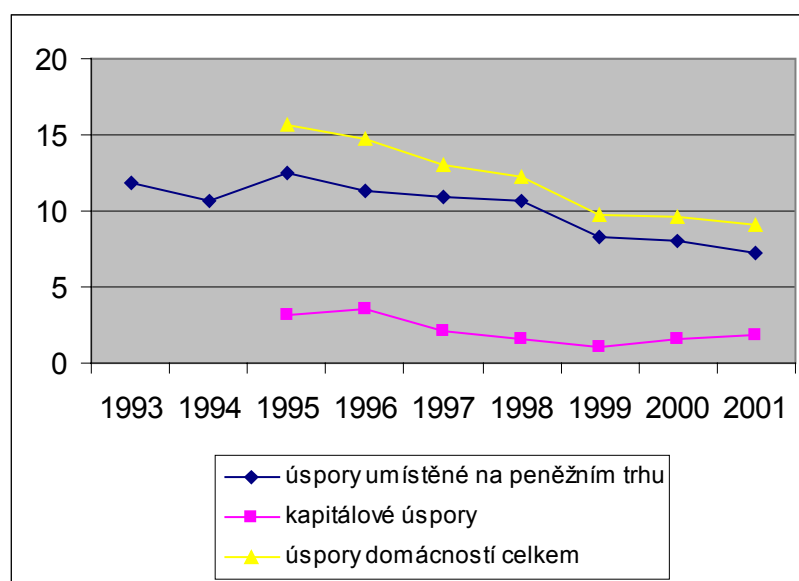
²³ Míra úspor domácností je dle mezinárodních pravidel vykazovaná jako procento hrubého disponibilního důchodu domácností.

Tabulka 3.3.: Míra úspor v sektoru domácností v % hrubého disponibilního důchodu domácností

Popisrok	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
Úspory umístěné na peněžním trhu	11,9	10,6	12,5	11,3	10,9	10,6	8,3	8	7,2
Kapitálové úspory			3,1	3,5	2,1	1,6	1	1,6	1,9
Úspory domácností celkem			15,6	14,7	13	12,2	9,8	9,6	9,1

Zdroj: ČSÚ, ČNB

Graf 3.2.: Vývoj míry úspor v sektoru domácností



Kromě úspor, které jsou umístěny na peněžním trhu, zahrnuje celková míra úspor domácností i úspory realizované na kapitálovém trhu. Podíl kapitálových úspor na celkových úsporách domácností je však prozatím velmi malý²⁴. To je dáno nerozvinutostí kapitálového trhu v České republice. V tabulce 3.3. si všimněme, že až do roku 1997 byla míra kapitálových úspor vyšší než v letech následujících. To bylo způsobeno kuponovou privatizací a s ní spojeným masivním odprodejem akcií občanské veřejnosti. Domácnosti však tyto akcie dále odprodávaly a získané výnosy již na kapitálovém trhu nerealizovaly. Lze očekávat, že se podíl kapitálových úspor na celkových úsporách domácností bude zvyšovat, zejména v souvislosti s důchodovou reformou a následným nárůstem penzijních fondů.

²⁴ Na rozdíl od většiny vyspělých západních zemí s tržní ekonomikou.

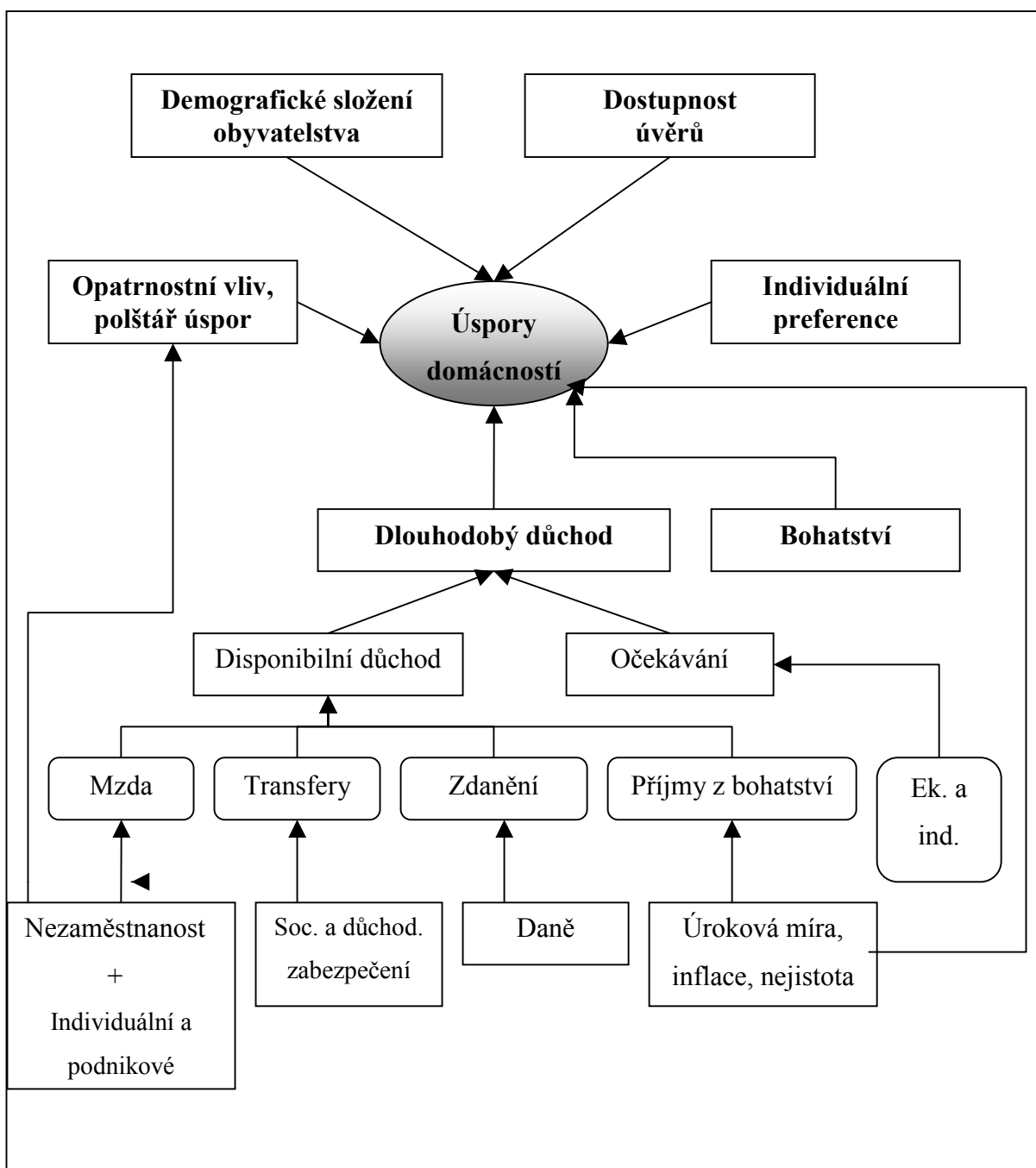
Periodicky prováděná šetření peněžního chování domácností²⁵ signalizují dlouhodobé stabilní místo spoření v peněžním chování domácností. Významně se nemění ani podíl spořících domácností, který je zhruba 2/3. Rovněž podíl domácností spořících pravidelně je vcelku stabilní a to přibližně 1/3. Významné změny nezaznamenalo ve sledovaném období ani pořadí důvodů ke spoření. Jsou to: tvorba nezbytné finanční rezervy, spoření pro děti a na stáří a řešení bytové situace.

3.3. Determinanty ovlivňující úspory

V předcházejících kapitolách bylo uvedeno několik teorií, které poskytují dostatečný teoretický základ pro určení hlavních faktorů ovlivňujících výši úspor domácností. Obrázek 3.2. poskytuje jejich stručný přehled a směr působení.

²⁵ Ecoma - Test tržní situace obyvatelstva, Sofres-Factum

Obrázek 3.2. : Determinanty úspor domácností



3.3.1. Disponibilní důchod

Disponibilní důchod je jedním z nejvýznamnějších determinantů určujících vývoj míry úspor. V ekonomické teorii je disponibilní důchod definován jako část celkového národního důchodu, která je k dispozici domácnostem pro spotřebu nebo úspory (Samuelson, 1995). ČSÚ definuje disponibilní důchod domácností jako rozdíl

jejich běžných příjmů a běžných výdajů. Vývoj nominálního disponibilního důchodu mezi lety 1993 až 2003 zachycuje následující tabulka.

Tabulka 3.4.: Disponibilní důchod

Rok	Disp. důchod Mld. Kč	Disp. důchod předch. r.=100	Disp. důchod minulý
1993	531	116,6	-
1994	601,2	113,2	531
1995	719,5	119,7	601,2
1996	899,8	114,7	719,5
1997	985,7	109,5	899,8
1998	1056,3	107,2	985,7
1999	1091,5	103,3	1056,3
2000	1143,5	104,8	1091,5
2001	1201,8	105,1	1143,5
2002	1248,2	103,9	1201,8
2003	1310,9	105	1248,2

Zdroj: ČSÚ, MFČR

Všimněme si, že meziroční index disponibilního důchodu postupně zpomaloval své tempo růstu. Tento vývoj mohl být způsobem zejména transformačními změnami a s nimi spojenou vysokou hodnotou míry inflace na počátku 90.let.

Pokud porovnáme vývoj úspor s výše uvedenými hodnotami popisující vývoj disponibilního důchodu a spočítáme vzájemný korelační koeficient dospějeme k hodnotám, které uvádí tabulka 3.5.

Tabulka 3.5.: Korelační koeficienty

	Korelační koeficient
Disponibilní důchod	0,230023
Disponibilní důchod předch. r.=100	-0,07011
Disp. důchod minulý	-0,08675

Zdroj: vlastní výpočty

Spočtené hodnoty nám poskytují zajímavé informace. Disponibilní důchod je dle očekávání pozitivně korelován s celkovou výší úspor. Zároveň je koeficient relativně nízký. Tato skutečnost může odpovídat teorii permanentního důchodu, kdy jedinec odvozuje svou spotřebu od dlouhodobého a nikoli od běžného důchodu. Rovněž znaménko korelačního koeficientu zpožděného disponibilního důchodu odpovídá dříve odvozené úsporové funkci. Čím vyšší je minulý důchod, tím nižší může být změna

úspor. Negativní korelace úspor s indexem růstu může indikovat optimismus spotřebitelů týkající se výše budoucího důchodu a tedy zvyšování spotřeby na úkor výše úspor. V každém případě jsou poslední dva jmenované koeficienty korelace velmi nízké.

3.3.2. Bohatství

Úroveň bohatství je vedle disponibilního důchodu další základní proměnnou moderní spotřební a úsporové funkce. Vzhledem k povaze dostupnosti dat, bohatstvím budeme rozumět úroveň úspor domácností v uplynulém roce. Vývoj této veličiny zobrazuje tabulka 3.6.

Tabulka 3.6.: Bohatství

Rok	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Bohatství mld.	62,98	63,19	63,73	89,94	101,68	107,44	111,97	90,59	91,48	72,59	73,93
Bohatství předch. r.=100	-	100,33	100,85	141,13	113,05	105,67	104,21	80,91	100,98	79,35	104,89

Zdroj: MFČR

Z výše uvedené tabulky je patrný nominální růst bohatství až do roku 1999. Mezi lety 1999 a 2000 dochází k výraznému snížení, které je pravděpodobně způsobeno nárůstem spotřeby domácností spojeným s obnovením důvěry v českou ekonomiku a zavedením splátkových prodejů a permanentních slev v obchodních domech.

Další výrazný pokles bohatství byl zaznamenán na přelomu let 2001 a 2002. Tento pokles pravděpodobně nastal v souvislosti se snižováním úroků z termínovaných vkladů a úvěrů, které se stávají více dostupnými.

V následující tabulce jsou uvedeny spočtené korelační koeficienty s výší úspor.

Tabulka 3.7.: Korelační koeficienty

	Korelační koeficient
Bohatství	0,724247
Bohatství předch.r.=100	0,257413

Zdroj: vlastní výpočty

Koeficient korelace bohatství a výše úspor naprosto odpovídá vzájemnému vztahu, který předpokládá odvozená úsporová funkce založená na tokovém vyjádření úspor. Čím vyšší je úroveň bohatství, tím vyšší je úroveň úspor.

3.3.3. Míra nezaměstnanosti

Míra nezaměstnanosti je typickou anticyklickou veličinou, která může ovlivňovat spotřebitelská rozhodnutí a tedy výši úspor. Znaménko korelačního koeficientu míry nezaměstnanosti s absolutní výší úspor úzce souvisí s fází cyklu, ve které se ekonomika nachází. Dle uvedené hypotézy chování úspor lze učinit o vzájemném koeficientu korelace následující závěry:

	nástup konjunktury	konjunktura	ústup konjunktury	hluboká recese
koeficient korelace	-	+	+	-

Při nástupu konjunktury spotřebitelé pamatují na uplynulou recesi a přestože se snižuje míra nezaměstnanosti, úspory se z opatrnostního důvodu zvyšují. Konjunktura motivuje jednotlivce ke zvýšené spotřebě a realizaci dlouhodobých spotřebních statků. Výše úspor se snižuje a lze očekávat i pokles míry nezaměstnanosti. V době, kdy je ekonomická konjunktura na ústupu, signalizuje ekonomika jisté potíže. K nejzřetelnějším signálům patří růst nezaměstnanosti. Spotřebitelé si v reakci na tyto signály vytvářejí z úspor ekonomický polštář. Úspory rostou. Hluboká deprese se projeví ztrátou výdělku u značného procenta pracovní síly a pokud tyto sociální dopady netlumí stát formou dávek v nezaměstnanosti, dochází k nedobrovolnému čerpání bohatství a výše úspor klesá.

Vývoj míry nezaměstnanosti v letech 1993 až 2003 a korelační koeficient s výší úspor zachycuje tabulka 3.8. a graf 3.3.

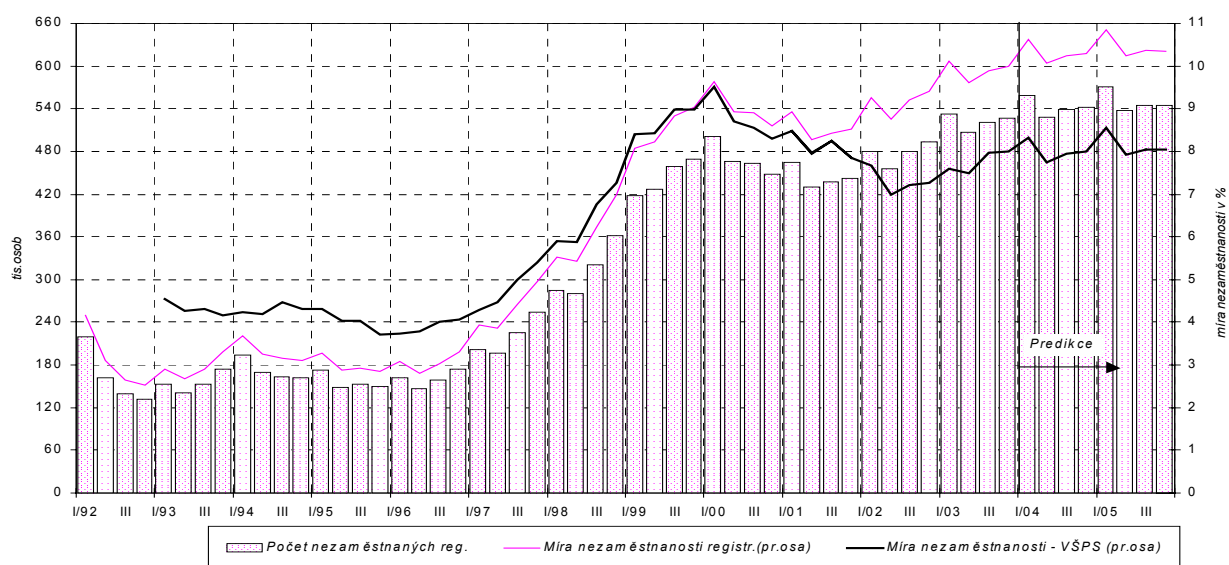
Tabulka 3.8.: Míra nezaměstnanosti

Rok	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Míra nezaměstnanosti	2,95	3,29	2,99	3,08	4,28	6,04	8,54	9,02	8,54	9,15	9,9
Korelační koeficient	-0,1										

Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočet

Graf 3.3.: Nezaměstnanost

čtvrtletní průměry

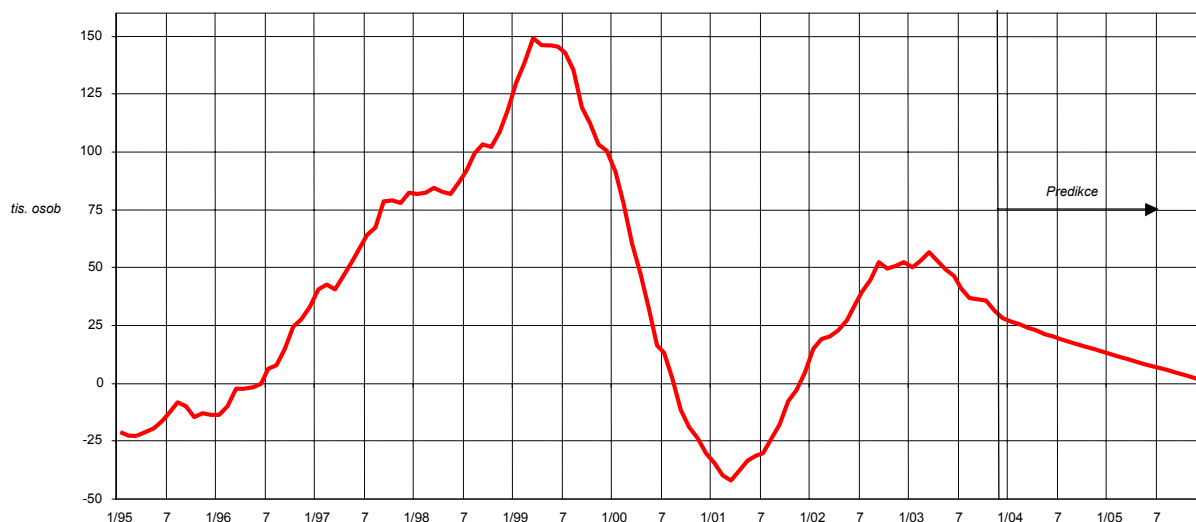


Zdroj: MFČR

Z výše uvedených hodnot je jasně patrný rostoucí trend v míře nezaměstnanosti. Ten determinuje řada faktorů jakými jsou pokračující restrukturalizace ekonomiky, nízká podpora podnikání a nepříliš vysoký hospodářský růst v posledních několika letech. Za zlomový bod v nárůstu míry nezaměstnanosti lze považovat roky 1997 a 1998, kdy se česká ekonomika dostala do hospodářské recese. V roce 1999 dosáhl absolutní meziroční přírůstek registrované nezaměstnanosti svých nejvyšších hodnot.

Graf 3.4.: Nezaměstnanost

absolutní meziroční přírůstky registrované nezaměstnanosti



Zdroj: MFČR

V posuzování výše nezaměstnanosti v české ekonomice je ovšem nutné být značně obezřetní. Naměřené hodnoty z počátku 90. let se mohou zdát v období počátku transformace jako malý zázrak. Tato čísla však zcela neodpovídají stávajícímu stavu ekonomiky. Nízké hodnoty byli ovlivněny především vysokým počtem jednotlivců, kteří odešli do starobního důchodu – tedy do skupiny mimo pracovní sílu.

Hodnota koeficientu korelace s výší úspor je v absolutní hodnotě relativně nízká a nabyla záporných hodnot. Tento závěr bohužel příliš nekoresponduje s očekáváními. Zatímco vývoj úspor byl variabilní – do roku 1998 rostly, následně klesaly, míra nezaměstnanosti pouze rostla, či mírně stagnovala. Míra nezaměstnanosti se v české ekonomice nechovala jako anticyklická veličina. Příčiny mohou být zejména v nestandardním chování tranzitivních ekonomik, restrukturalizaci a rigidním trhu práce v ČR.

3.3.4. Úrokové sazby

Vliv úrokových sazeb vkladů na výši úspor je nejednoznačný. Jak již bylo uvedeno dříve, vysoký úrok může nejen motivovat k vyšším vkladům, ale zároveň také

odrazovat od dalšího spoření. Vysoká výše úroku může demotivovat střadatele, kteří jsou spokojeni se svou výší úspor a z nich plynoucími úroky, které se nadále ještě zvyšují.

Oproti tomu vliv úrokových sazeb z úvěrů je zřejmý. Čím nižší úroky z úvěrů a hypoték, tím se půjčky stávají pro spotřebitele atraktivnějšími. Výše splátek následně nedovoluje výrazně zvyšovat úspory a často dochází k jejich snížení.

Vývoj úrokových sazeb ve sledovaném období je zachycen v tabulce 3.9.

Tabulka 3.9.: Vývoj úrokových sazeb

Rok	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	korel. koef.
Úrokové sazby z vkladů *	5,1	7,1	6,8	6,8	7,7	8,1	4,5	3,4	3,0	1,7	1,4	0,53
úrokové sazby z úvěrů	14	13,1	12,8	12,5	13,2	12,9	8,7	7,2	6,9	5,9	4,6	0,27

* na termínovaných účtech

Zdroj: MF CR, vlastní výpočty

Úrokové sazby z vkladů se od roku 1993 až do roku 1998 zvyšovaly, od r. 1999 však trvale klesají. V současnosti dosahují velmi nízkých hodnot, v reálném přepočtu dokonce záporných. Spočtený korelační koeficient signalizuje kladnou závislost mezi výší úspor a úroky z vkladů spotřebitelů. Na základě empirických dat zjištěných v České republice lze tedy dospět k závěru, že výše úroku plní pro výši úspor funkci motivační. Při současném vývoji úrokových sazeb z vkladů, je pro jednotlivce výhodnější realizovat své finanční prostředky v investicích, či ve spotřebních nákupech.

Průměrné roční sazby z úvěrů domácnostem za měřené období až na výjimku v roce 1997 neustále klesaly. Dnes dosahují velice nízkých hodnot a situace je značně příznivá pro čerpání úvěru. Domácnosti se pomalu přestávají obávat zadlužení a spotřebitelská poptávka je mohutně podporována právě nízkými úrokovými sazbami z úvěrů. Uvedený koeficient korelace přesně odpovídá tomuto stavu.

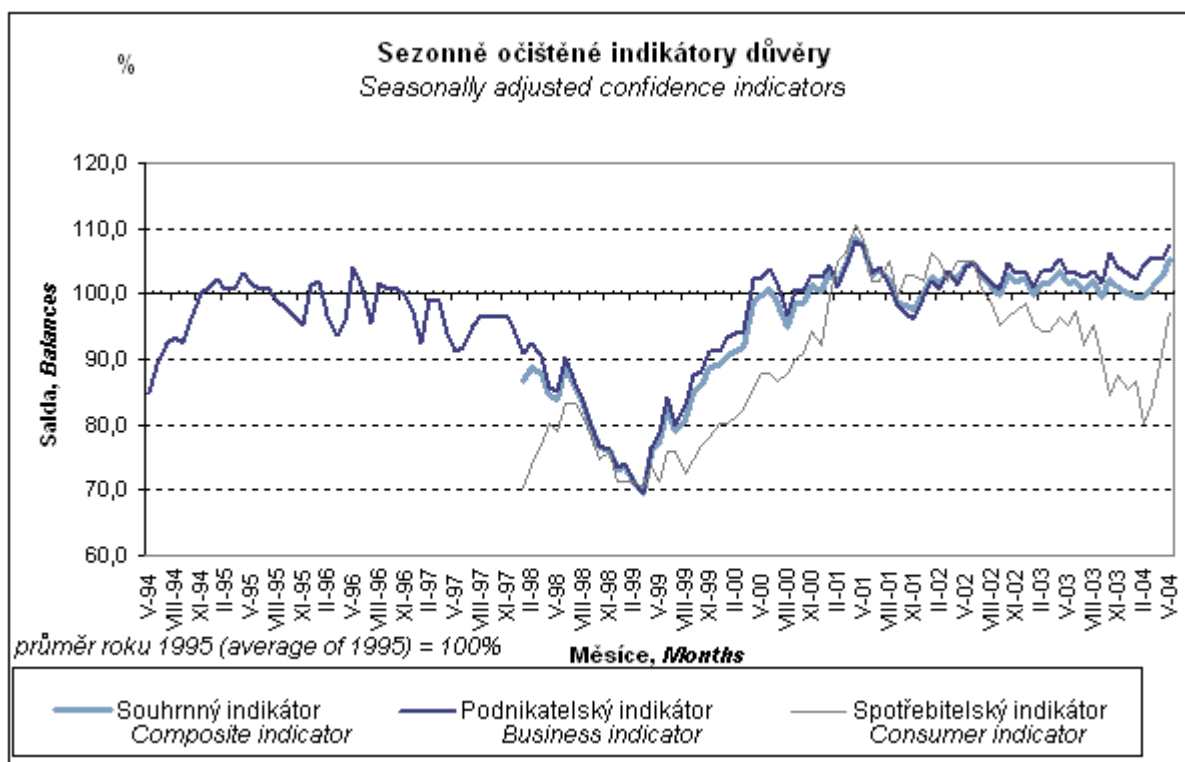
3.3.5. Indikátor důvěry spotřebitelů

Tento indikátor odráží spotřebitelskou důvěru v sílu ekonomiky na jejímž základě jedinci formulují svá spotřební a tím i úsporová rozhodnutí. Spotřebitelský indikátor je měřen teprve od roku 1997. Od ledna 2002 ČSÚ konstruuje tento indikátor

ze čtyř ukazatelů - očekávaná finanční situace spotřebitele, očekávaná celková ekonomická situace, očekávaná celková nezaměstnanost s opačným znaménkem a očekávané úspory spotřebitele v příštích 12 měsících.

Před rokem 1997 existuje pouze časová řada podnikatelského indikátoru, který zachycuje důvěru v podnikatelském sektoru. Je zajímavé, že při srovnání spotřebitelského a podnikatelského indikátoru dospějeme k závěru, že se nevyvíjí příliš shodně. Tento fakt může indikovat různé tvorby očekávání i dostupnost informací v obou sektorech. Vývoj obou indikátorů i souhrnného indexu zachycuje graf 3.5.

Graf 3.5.: Indikátory důvěry



Zdroj: ČSÚ

Roční průměry salda spotřebitelského indikátoru za roky 1997, 1998, 1999 byly značně vysoké a souvisely se stávající ekonomickou recesí. Na konci roku 1999 začala spotřebitelská důvěra znovu stoupat. V letech 2001 a 2002 se důvěra ustálila a dosahovala vyšších hodnot než v roce 1995, proti kterému jsou rozdíly měřeny. Rok 2003 byl spíše pesimistický, počátkem roku 2004 však převládal optimističtější pohled na ekonomickou situaci a důvěra rostla.

Koeficient korelace výše úspor a spotřebitelského indikátoru od r. 1997 nabył hodnoty -0,33698, což je poměrně významná negativní korelace.

3.3.6. Hrubý domácí produkt

Meziroční růst HDP je standardním makroekonomickým ukazatelem stavu ekonomiky. Bohužel však tento indikátor často podléhá opakovaným statistickým revizím, které mohou jeho vypovídací schopnost krátkodobě zpochybnit. Vývoj růstu HDP v České republice po sledované období a koeficient korelace s úsporami domácností zachycuje tabulka 3.10.

Tabulka 3.10. : HDP

Rok	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	korel. koef.
HDP reálně r/r	0,1	2,2	5,9	4,3	-0,8	-1,0	0,5	3,3	3,1	2,0	2,9	-0,2

Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty

Koeficient korelace nabývá hodnoty -0,2 a to indikuje negativní závislost mezi vývojem růstu HDP a časovou řadou úspor domácností. Čím nižší byl růst HDP, tím více domácnosti hromadily své úspory a naopak. Růst HDP motivoval domácnosti k realizaci spotřeby na úkor úspor.

4. Ekonometrický model

Cílem této kapitoly je testovat model soudobé úsporové funkce a model založený na hypotéze vrstev úspor. Na závěr bude provedena jejich vzájemná komparace.

4.1. Základní model

4.1.1. Specifikace základního modelu

Ekonometrický model, který budeme v této části testovat, vychází z odvozené soudobé úsporové funkce. Předmětem zkoumání bude lineární regresní rovnice:

$$S = \alpha + \beta_1 \cdot usporylag + \beta_2 \cdot disp + \beta_3 \cdot displag + \varepsilon, \text{ kde}$$

S	úspory domácností
<i>usporylag</i>	bohatství = úspory minulé
<i>disp</i>	disponibilní důchod
<i>displag</i>	disponibilní důchod minulé
ε	disturbance

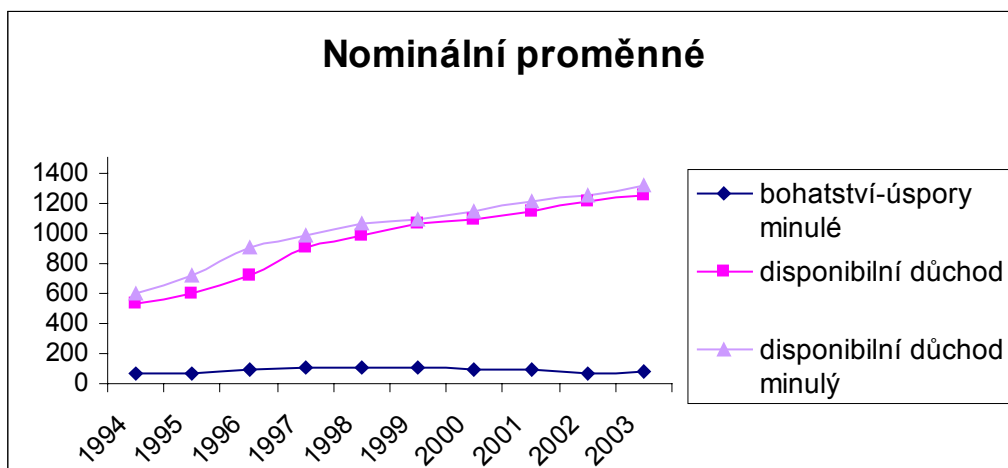
Model bude zkoumán na časové řadě české ekonomiky v období od r. 1993 do r. 2003. Zdrojem těchto dat je ČSÚ a zprostředkovaně MFČR. Specifikace modelu odpovídá povaze dostupných dat. Bohatství je zde vyjádřeno jako výše minulých úspor. Je zřejmé, že analýza na individuálních datech spotřebitelů by mohla poskytnout hodnotnější informace, individuální pozorování však nejsou k dispozici.

Z důvodu analýzy dat časové řady a poměrně malého rozsahu pozorování, je nutné předem předpokládat její nestacionárnost, způsobenou výskytem trendu v datech. K ověření tohoto předpokladu se používají testy jednotkového kořenu²⁶. Existenci

²⁶ Mezi nejčastěji používané patří testy Dickeye a Fullera, označované jako DF testy.

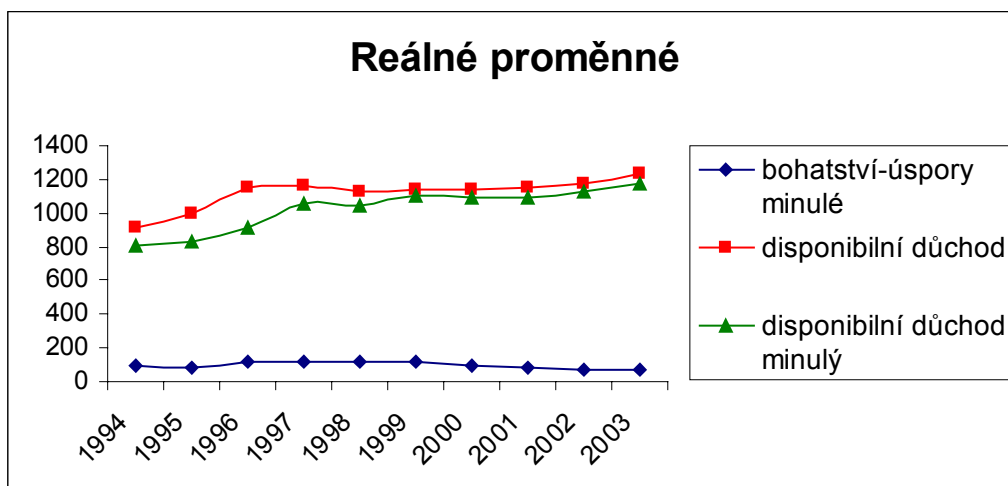
trendu však odhalí i grafická analýza. Z následujícího grafu lze vyčíst zřetelný trend u proměnných disponibilní důchod a disponibilní důchod minulý.

Graf 4.1.: Trend



Abychom eliminovali vliv trendu v regresní rovnici a vyhnuly se tak jistému zkreslení odhadovaných koeficientů, očistíme proměnné o inflaci. Data deflujeme indexem spotřebitelských cen spočteným ČSÚ a vztaženým k roku 2000. Vývoj vysvětlujících proměnných očištěných o inflaci zachycuje graf 4.2..

Graf 4.2. : Vývoj vysvětlujících proměnných



Jak vidíme, trend je zde již méně patrný. Pokud bychom chtěli precizně ověřit jeho stálou přítomnost, použijeme DF test. V našem případě se však spokojíme s výsledkém grafické analýzy.

Pro odhad výše uvedené regresní rovnice použijeme metodu minimalizace nejmenších čtverců (OLS). Pomocí regrese provedené ve statistickém programu SAS dojdeme k následujícímu výstupu.

Tabulka 4.1.: Metoda nejmenších čtverců

Proměnná	DF	Odhad parametru	Standardní chyba	t hodnota	Pr > t
s					
intercept	1	36,01428	59,20045	0,61	0,5653
usporylag	1	0,72815	0,23437	3,11	0,0209
disp	1	0,18060	0,10053	1,80	0,1226
displag	1	-0,20391	0,07520	-2,71	0,0350
R-square		0,8251	SSR	931,45554	
Adj R-square		0,7376	počet pozorování:	9	

Výsledná rovnice: $s = 36,014 + 0,728 \text{ usporylag} + 0,181 \text{ disp} - 0,204 \text{ displag} + v$

Statistickou významnost modelu lze testovat pomocí F poměru²⁷. Protože P hodnota spočtená v programu SAS dosáhla hodnoty 0,0109, zamítáme na 5% hladině významnosti nulovou hypotézu o statistické nevýznamnosti modelu ve prospěch alternativy, že všechny sklonové koeficienty nejsou nulové a statisticky nevýznamné. Shoda odhadnutého modelu s daty je tedy statisticky signifikantní. Hodnota koeficientu determinace vyšla 0,8251, což lze interpretovat jako vysokou vysvětlovací schopnost modelu.

Znaménka odhadnutých regresních koeficientů odpovídají ekonomické teorii kromě znaménka u proměnné usporylag vyjadřující bohatství. V jejich posuzování je nutná obezřetnost díky možné korelaci vysvětlujících proměnných. Tato korelace může způsobovat i chybu v testech signifikance.

²⁷ F poměr: $F = \frac{R^2}{1 - R^2} \cdot \frac{n - k}{k - 1}$, kde n je počet pozorování a k je počet proměnných. F statistika má

Fisher Snedecorovo rozdělení s k-1 a n-k stupni volnosti. Test hypotézy o statistické nevýznamnosti modelu proti alternativě statistické významnosti modelu s daty.

V provedené regresi se na 5% hladině významnosti ukázaly jako statisticky významné koeficienty β_1 a β_3 u proměnných usporýlag a displag.

Abychom mohli vyvodit z uvedených výsledků objektivní závěry, je nutné testovat splnění základních předpokladů, za nichž odhady metodou nejmenších čtverců jsou nejlepšími nestrannými lineárními odhady. Pro klasický či standardní lineární regresní model mají být splněny tyto požadavky:

1. $E(\varepsilon) = 0$
2. $E(\varepsilon\varepsilon') = \sigma^2 I_n$
3. X je nestochastická matice, takže $E(X'\varepsilon) = 0$
4. X má plnou hodnost k

První požadavek znamená, že náhodné složky mají ve všech výběrech identické rozdělení s nulovou střední hodnotou. Není-li tento předpoklad splněn a střední hodnoty disturbancí nejsou nulové, promítne se nenulová střední hodnota náhodné složky jako chyba měření do úrovně konstanty modelu. Odhad absolutního členu je tedy vychýlený, na ostatní regresní koeficienty však nedodržení tohoto předpokladu nemá vliv.

Druhá podmínka je předpokladem homoskedasticity a sériové nezávislosti náhodných složek. Homoskedasticita představuje konečný a konstantní rozptyl náhodných složek. S nesplněním tohoto požadavku se setkáváme v naprosté většině při odhadu parametrů z průřezových dat. V našem případě tedy není nezbytné provádět testy na homoskedasticitu.

Matematické vyjádření bodu 2. v sobě obsahuje i předpoklad nulových kovariancí, tj. nulové nediagonální prvky kovarianční matice náhodných složek. Nedodržení se nazývá autokorelace. Jedná se o korelaci náhodné složky v libovolném období pozorování s náhodnou složkou v předcházejících obdobích. Autokorelace se často vyskytuje u údajů časových řad ekonomických veličin, neboť mají tendenci k setrvačnosti. Z výše uvedeného grafického znázornění vysvětlujících proměnných je jasně patrná možnost autokorelace.

Z třetího předpokladu plyne, že při opakovaných výběrech by pozorování vysvětlujících proměnných měla nabývat stejných hodnot. Jediným zdrojem měnící se

variability vysvětlované proměnné v různých výběrech by měla být pouze změna vektoru náhodných složek. V našem případě je však matice pozorování stochastická a je nutné postupovat dle tohoto zjištění.

Bod čtyři požaduje vzájemnou lineární nezávislost vysvětlující proměnných. Je-li tato podmínka porušena, vzniká perfektní kolinearita nebo multikolinearita, která způsobuje nemožnost stanovení odhadové funkce nejmenších čtverců. V praxi se perfektní multikolinearita-korelace rovna 1 prakticky nevyskytuje. Častý je však výskyt silné korelace nad 0,8 a to zejména v dynamických modelech časových řad. Grafická analýza našeho modelu tuto kolinearitu, či multikolinearitu zřetelně naznačuje.

4.1.2. Autokorelace

Autokorelace náhodných složek, a tedy obvykle i reziduí, způsobuje, že odhadová funkce metody nejmenších čtverců není asymptoticky vydatná. Statistické t a F testy významnosti regresních koeficientů, popřípadě modelu jako celku, jsou neplatné, neboť rozptyly odhadnutých parametrů jsou vychýlené (R. Hušek, *Ekonomrická analýza*).

Při praktických aplikacích se nejčastěji předpokládá, že sériová závislost náhodných složek má formu lineárního autoregresního modelu prvního řádu – AR1.

Vzhledem k negativním důsledkům autokorelace, je nutné porušení předpokladu nezávislosti statisticky testovat. Protože hodnoty náhodných složek neznáme, testy se aplikují na rezidua modelu. Nejčastěji užívaným testem autokorelace prvního řádu je Durbin-Watsonova statistika. DW statistika však není vhodná v případech, kdy jsou v modelu obsaženy endogenní zpožděné proměnné. Tyto proměnné totiž způsobují, že vypočtená hodnota testovací statistiky se blíží k 2, takže DW test ztrácí na síle. Durbin proto navrhl modifikovaný test, založený na h statistice, definované jako

$$h = (1 - 0,5d) \cdot \sqrt{\frac{n}{1 - n \cdot \hat{v}ar(\hat{b}_1)}} ; \text{ kde}$$

d je DW statistika a $\hat{v}ar(\hat{b}_1)$ je odhad výběrového rozptylu odhadnutého regresního koeficientu u zpožděné endogenní proměnné. Tuto h statistiku použijeme k testování autokorelace našeho modelu, neboť obsahuje zpožděnou vysvětlující proměnnou minulé úspory – bohatství.

V SASU vypočtená hodnota h statistiky je -2.7788 a $Pr < h$ vyšla 0.0027 . Z těchto výsledků plyne, že s 95% pravděpodobností zamítáme nulovou hypotézu o neautokorelovanosti disturbancí ve prospěch alternativy AR1 závislosti.

Vzhledem k přítomnosti AR1 závislosti disturbancí je nutné použít pro odhad našeho modelu metodu, která tuto závislost předpokládá. Je to například metoda zobecněných nejmenších čtverců (GLS), nebo metoda maximální věrohodnosti (ML). Odhad metodou ML poskytuje následující výsledky.

Tabulka 4.2.: Metoda maximální věrohodnosti

Proměnná	DF	Odhad parametru	Standardní chyba	t hodnota	Pr > t
s					
intercept	1	26,7497	36,0229	0,74	0,4911
usporylag	1	0,8479	0,1184	7,16	0,0008
disp	1	0,1851	0,0611	3,03	0,0291
displag	1	-0,2107	0,0408	-5,16	0,0036
Total R-square		0,9176	SSR	438,495955	
			Počet pozorování:	9	

Výsledný model: $s = 26,75 + 0,8479 \text{ usporylag} + 0,1851 \text{ disp} - 0,2107 \text{ displag} + v$

V porovnání s modelem odhadnutým metodou OLS, jsou standardní chyby parametrů menší a parametry se tedy ukázaly signifikantnější.²⁸ Kromě absolutního členu jsou na 5% hladině významnosti statisticky významné všechny odhadnuté koeficienty. Koeficient determinace je značně vysoký.

Výsledky je však nutné posuzovat s jistou opatrností díky možné přítomnosti kolinearity.

²⁸ Častějším případem je výskyt pozitivní autokorelace, kdy s.e. bývají naopak metodou OLS podhodnoceny a rovněž signifikace je zesílena ve prospěch větší významnosti koeficientů.

4.1.3. Kolinearita a multikolinearita

Dopad vysokého stupně multikolinearity se projevuje především ve snížení přesnosti odhadů regresních koeficientů získaných z jednoho konkrétního výběru v důsledku velkých standardních chyb odhadové funkce OLS. Odhady však zůstávají nestranné i vydatné. Pouze při opakovaných výběrech stejného rozsahu se odhadnuté parametry v různých výběrech podstatně liší. Značná měnivost odhadů parametrů v opakovaných výběrech při silné multikolinearitě má za následek i vysokou citlivost odhadové funkce na velmi malé změny v matici pozorování X . Např. vynechání jednoho, či několika pozorování, může vyvolat podstatné změny nejen v hodnotách, ale i ve znaménkách odhadnutých regresních koeficientů.

Vysoké standardní chyby jako důsledek multikolinearity také vyvolávají pochybnosti o správnosti specifikace modelu a mohou vést k vyloučení podstatných proměnných. Multikolinearita má za následek i obtížné nebo zcela nemožné vyjádření odděleného působení silně kolineárních vysvětlujících proměnných na závislou proměnou. Prakticky se to projevuje tak, že při silné kolinearitě, např. dvou vysvětlujících proměnných, nelze jejich parametry identifikovat. Jsme schopni získat odhad pouze jejich kombinace, ale nedokážeme odhadnout každý z nich odděleně. Proměnné se „přetahují“ o schopnost vysvětlovat.

Podstatou zkoumání multikolinearity v ekonometrické analýze je především zjistit intenzitu závislosti mezi dvěma nebo více vysvětlujícími proměnnými a ne pouze indikovat její existenci. Běžnou metodou zjišťování je posuzování výběrových hodnot párových korelačních koeficientů exogenních proměnných. Obecně se pokládá multikolinearita za silnou, dosáhne-li některý z korelačních koeficientů absolutní hodnoty vyšší než 0,8 popř. 0,9. Při počtu více než dvou vysvětlujících proměnných je nevýhodou této metody nemožnost zamítnutí kolinearity z důvodu nízkých párových koeficientů korelace. Multikolinearita se může projevit ve formě lineární závislosti více proměnných.

Sestrojíme tedy korelační matici:

Tabulka 4.3.: Korelační matice

	usporylag	disp	displag
usporylag	1,00000	-0,11022	-0,24183
disp	-0,11022	1,0000	0,88865
displag	-0,24183	0,88865	1,00000

Párové koeficienty korelace odhalily přítomnost silné kolinearit mezi proměnnými disp a displag.

Existuje řada možností, které eliminují vliv silné kolinearit na odhadovou funkci. Žádná z nich však nevede k jejímu úplnému řešení. Lze například zvětšit rozsah výběru, kombinovat průřezová data s údaji z časových řad, změnit specifikaci modelu nebo použít např. hřebenovou regresi.

V našem případě je zvětšení rozsahu pozorování problematické, neboť čtvrtletní údaje nejsou k dispozici. Rovněž rozšíření výběru o údaje z let před rokem 1993 není příliš vhodné, protože hodnoty se vztahují k ČSFR a ne pouze k ČR. Je nutné si také uvědomit, že před rokem 1989 se československá ekonomika nechovala v souladu s tržními principy a vznikly tak distorze, které neodpovídají ekonomické teorii.

Při aplikaci změny specifikace modelu je nutné předem důkladně ověřit důsledky uvažovaných změn. Pokud je specifikace v souladu s ekonomickými postuláty, může mít vyloučení korelovaných proměnných silnější negativní dopad než samotná multikolarita. Budeme-li trvat na správnosti specifikace našeho modelu odvozeného od úsporové funkce, nezbyvá než vzít zhoršenou přesnost odhadů i další negativní důsledky kolinearit vysvětlujících proměnných na vědomí a korigovat výsledek odhadu pouze na základě dodatečné výběrové či jiné informace. Multikolarita má řadu negativních důsledků na odhady jednotlivých parametrů. Máme-li však zájem především na prognózách endogenních proměnných ekonometrického modelu, získáme předpovědi s vyhovující přesností i při existenci silné multikolarit, pokud vztahy mezi proměnnými zůstanou i v období předpovědi stejné jako během intervalu pozorování.

Přítomnost multikolarit v matici pozorování znamená sice jisté zkreslení odhadové funkce, ale za určitých okolností však můžeme multikolaritu v modelu

ponechat, aniž by vedla k tak závažným negativním dopadům na odhadnuté parametry jako autokorelace disturbancí, či heteroskedasticita. Multikolinearita je problémem výběru, nikoliv modelu. V našem případě je počet pozorování relativně nízký a tato skutečnost rovněž ovlivňuje přítomnost korelace.

V modelu odhadnutém pomocí metody maximální věrohodnosti se na 5% hladině významnosti ukázaly být statisticky signifikantní všechny odhadnuté koeficienty a příslušná znaménka odpovídají ekonomické teorii kromě znaménka u proměnné *usporylag*. Z tohoto důvodu se domnívám, že změna specifikace modelu by mohla vést ke vzniku specifikačních chyb, které by způsobily závažnější narušení než přítomnost kolinearity.

Za těchto okolností budeme preferovat možnost ponechání kolinearity mezi proměnnými a korekci na základě apriorních omezení.

4.2. Rozšířený model

V této subkapitole budeme testovat rozšířený model úsporové funkce, založený na hypotéze o chování úspor domácností. Uvedená hypotéza předpokládá signifikantní vliv proměnné indikující pozici ekonomiky v hospodářském cyklu a indexu spotřebitelské důvěry.

Z ekonomických teorií popsaných v první části práce rovněž plynou významné faktory ovlivňující absolutní výši úspor domácností jako jsou například úrokové sazby z úvěrů a vkladů.

Přehled proměnných, které budou zahrnuty do rozšířeného modelu a jejich párové korelační koeficienty vztahující se k reálným úsporám domácností poskytuje tabulka:

Tabulka 4.4.: Přehled proměnných – rozšířený model

Vysvětlující proměnná		Koeficient korelace	Název v modelu
bohatství*	Mld. Kč	0,7440	<i>usporylag</i>
disponibilní důchod*	Mld. Kč	-0,3121	<i>dispreal</i>
disponibilní důchod minulý*	Mld. Kč	-0,5886	<i>dispreallag</i>
indikátor spotřebitelské důvěry-salda	průměr r. 1995=100%	0,1742	<i>duvera</i>
HDP	%, r/r reálně	-0,2615	<i>HDP</i>
úrokové sazby z úvěrů *	%	0,7193	<i>urokvreal</i>
úrokové sazby z vkladů*	%	0,8477	<i>urokureal</i>
míra registrované nezaměstnanosti	%, průměr	-0,8070	<i>nezam</i>

* deflováno indexem spotřebitelských cen vztaheným k roku 2000
r/r meziroční změna

Rozšířený lineární regresní model je tedy představován rovnicí:

$$S = \alpha + \beta_1 \cdot usporylag + \beta_2 \cdot disp + \beta_3 \cdot displag + \gamma_1 \cdot duvera + \gamma_2 \cdot HDP + \gamma_3 \cdot urokvreal + \gamma_4 \cdot urokureal + \gamma_5 \cdot nezam + \varepsilon$$

Model budeme testovat opět ve statistickém programu SAS a použijeme metodu nejmenších čtverců. Výsledky provedené regrese shrnuje tabulka 4.5.:

Tabulka 4.5.: Metoda nejmenších čtverců – rozšířený model

Proměnná	DF	Odhad parametru	Standardní chyba	t hodnota	Pr > t
s					
intercept	1	-226,38309	786,78658	-0,29	0,8216
usporylag	1	0,16030	0,65864	0,24	0,8480
disp	1	-0,02427	0,59640	-0,04	0,9741
displag	1	0,31202	0,68964	0,45	0,7295
důvěra	1	-8,74070	50,05323	-0,17	0,8899
HDP	1	0,33622	26,33311	0,01	0,9919
urokureal	1	7,60216	20,94082	0,36	0,7783
urokvreal	1	7,89589	9,75312	0,81	0,5567
nezam		-0,69072	2,41512	-0,29	0,8227
R-square		0,9434	SSR	301,29264	
Adj. R-square		0,4907	počet pozorování	9	

Z odhadnutých parametrů je jasně patrná silná multikolinearita (ne pouze mezi proměnnými *disp* a *displag*). K tomuto závěru lze dospět ze značně vysokého koeficientu determinace, který neodpovídá zjištěné (ne)signifikantnosti odhadnutých regresorů. Je tedy nutné přistoupit k eliminaci vlivu multikolinearity.

4.2.1. Kolinearita a multikolinearita

Jako nejvhodnější metoda pro zjišťování multikolinearity se opět jeví metoda párových korelačních koeficientů a metoda pomocných regresí. Ta spočívá v provedení regrese jedné proměnné jako vysvětlující na ostatních $k-1$ proměnných. Pokud je koeficient determinace některé z těchto dílčích regresí blízký 1, je možná významná multikolinearita.

Ze sestavené korelační matice a odhadnutých pomocných regresí lze usuzovat na silnou kolinearitu mezi *dispreal*, *dispmnreal*, *HDP*, *urokureal*, *urokvreal* a *nezam*. Jednou z možností eliminace negativních dopadů multikolinearity je transformace dat na první diference, v tomto případě však zvolíme změnu specifikace modelu. Pokud trváme na zahrnutí proměnných *disp* a *displag* do modelu, je nutné ostatní s nimi korelované veličiny z regresní rovnice vyloučit. Silná korelace mezi těmito veličinami, či jejich lineární kombinací však naznačuje obsah stejné informace a pokud tato informace je vyjádřením cyklu, je dle tohoto poznatku, cyklus do modelu již zabudován. Přistoupíme-li tedy ke změně specifikace modelu, dostáváme upravenou regresní rovnici:

$$S = \alpha + \beta_1 \cdot usporylag + \beta_2 \cdot disp + \beta_3 \cdot displag + \gamma_1 \cdot duvera + \varepsilon$$

Aplikací metody na upravený model, získáme tyto odhady regresních koeficientů.

Tabulka 4.6.: Metoda nejmenších čtverců – rozšířený upravený model

Proměnná	DF	Odhad parametru	Standardní chyba	t hodnota	Pr > t
s					
intercept	1	36,0896	64,8219	0,56	0,6017
usporylag	1	0,7419	0,3153	2,35	0,0653
disp	1	0,1739	0,1418	1,23	0,2746
displag	1	-0,1974	0,1196	-1,65	0,1598
duvera	1	0,0570	0,7578	0,08	0,9430
R-square	0.8253		SSR	930,402946	
			Počet pozorování:	9	

Dříve než přistoupíme ke statistické interpretaci odhadnutých regresních koeficientů, je nutné provést test na autokorelaci disturbancí, která má rovněž negativní dopady na odhadovou funkci.

4.2.2. Autokorelace

Vzhledem k přítomnosti zpožděné vysvětlované proměnné v regresní rovnici, je nutné použít Durbinův h test. V SASu spočtená h statistika nabyla hodnoty -24,1728 a P value 0,0001. Vzhledem k tomu, že $0,05 > 0,0001$ na 5% hladině významnosti zamítáme hypotézu o neautokorelovanosti disturbancí ve prospěch alternativy o jejich AR1 závislosti.

Pro odhad regresní rovnice se tedy jako nejlepší metoda jeví metoda maximální věrohodnosti - maximal likelihood, která předpokládá AR1 závislost disturbancí. Odhad pomocí metody ML zachycuje tabulka 4.7.:

Tabulka 4.7.: Metoda maximální věrohodnosti – rozšířený upravený model

Proměnná	DF	Odhad parametru	Standardní chyba	t hodnota	Pr > t
S					
Intercept	1	23,5115	39,3940	0,60	0,5828
usporylag	1	0,7643	0,2143	3,57	0,0235
disp	1	0,2289	0,1142	2,01	0,1154
displag	1	-0,2503	0,0939	-2,67	0,0561
duvera	1	-0,2903	0,5993	-0,48	0,6535
Total R-Square	0.9238		SSR	405,881943	
			Počet pozorování:	9	

Výsledný model:

$$s = 23,5115 + 0,7643 \text{ usporylag} + 0,2289 \text{ disp} - 0,2503 \text{ displag} - 0,2903 \text{ duvera} + v$$

Ve výše uvedeném odhadu se na 5% hladině významnosti ukázal být statisticky signifikantní pouze parametr β_1 u proměnné usporylag. Na 10% hladině významnosti se stává významným i koeficient β_3 u proměnné displag. Bohužel se nepotvrdila předpokládaná významnost vysvětlující proměnné spotřebitelská důvěra. Koeficient determinace dosáhl značně vysoké vysvětlující hodnoty.

4.3. Komparace

Pokud bychom chtěli porovnat

původní model : $S = \alpha + \beta_1 \cdot \text{usporylag} + \beta_2 \cdot \text{disp} + \beta_3 \cdot \text{displag} + \varepsilon$

a rozšířený model: $S = \alpha + \beta_1 \cdot \text{usporylag} + \beta_2 \cdot \text{disp} + \beta_3 \cdot \text{displag} + \gamma_1 \cdot \text{duvera} + \varepsilon$,

použijeme F test pro testování submodelů.

Tato statistika je založena na vztahu:

$$F = \frac{\frac{SSR_o - SSR_N}{d}}{\frac{SSR_N}{n - k}} \approx F_{d, n-k} , \text{ kde}$$

SSR_o je součet čtverců reziduí z omezeného (v našem případě původního) modelu a SSR_N je součet čtverců reziduí neomezeného modelu (rozšířeného), d je rozdíl v počtu parametrů obou modelů, n je počet pozorování a k je počet proměnných neomezeného modelu. Testovací statistika má Fischer-Snedecorovo rozdělení s $(d; n-k)$ stupni volnosti. Pokud přijmeme nulovou hypotézu, oba modely mají stejné vysvětlovací schopnosti. Spočteme-li tuto F statistiku pro komparaci obou modelů, dospějeme k hodnotě $F=0,4821$. Kritická hodnota F rozdělení s $(1,6)$ stupni volnosti dosahuje $F^*=5,99$. Vzhledem k tomu, že $F < F^*$, přijímáme nulovou hypotézu o stejné vysvětlovací schopnosti obou modelů. Přikloníme-li se však k tzv. principu Occamovy břitvy, budeme považovat jednodušší model za lepší.

4.4. Ekonomická interpretace

S pomocí F testu pro testování submodelů jsme došli k závěru, že model představovaný regresní rovnicí $S = \alpha + \beta_1 \cdot usporylag + \beta_2 \cdot disp + \beta_3 \cdot displag + \varepsilon$ a vycházející z soudobé úsporové funkce je pro vysvětlení chování úspor vhodnější než model rozšířený o spotřebitelskou důvěru.

Pro interpretaci jednotlivých regresních koeficientů, budeme vycházet z odvozené rovnice úsporové funkce: $\Delta S = -\alpha S_{-1} + (1 - \beta\theta)YD - \beta(1 - \theta)YD_{-1}$, kde ΔS představuje výši ročních úspor, na nichž jsme model testovali.

Odhad modelu metodou maximální věrohodnosti uvádí tabulka 4.8.

Tabulka 4.8.: Odhad základního modelu metodou maximální věrohodnosti

Proměnná	DF	Odhad parametru	Standardní chyba	t hodnota	Pr > t
s					
intercept	1	26,7497	36,0229	0,74	0,4911
usporylag	1	0,8479	0,1184	7,16	0,0008
disp	1	0,1851	0,0611	3,03	0,0291
displag	1	-0,2107	0,0408	-5,16	0,0036
Total R-square 0,9176					
			SSR	438,495955	
			Počet pozorování:	9	

Odhad absolutního členu je na 5% i 10% hladině významnosti statisticky nevýznamný. Ostatní odhadnuté regresory se ukázaly na obou uvedených hladinách významnosti jako signifikantní. Tato skutečnost může indikovat i za přítomnosti kolinearity značnou vysvětlovací schopnost exogenních proměnných.

Koeficient β_1 u proměnné *uspor* lze ekonomicky interpretovat jako mezní sklon ke spotřebě z bohatství. Očekávané znaménko tohoto koeficientu je negativní, neboť čím vyšší je sklon ke spotřebě z bohatství, tím vyšší je spotřeba a zrcadlově nižší úspory. Odhad regresního parametru však vyšel kladný. Toto zjištění může být v přímé souvislosti s nestandardním chováním spotřebitelů v porovnání s jinými tržními ekonomikami. Zvláště na počátku 90. let docházelo k akumulaci úspor nezávisle na výši minulých úspor, z důvodů přetrvávající nejistoty ohledně vývoje ekonomiky.

Regresní parametr β_2 se rovná meznímu sklonu k úsporám z běžného disponibilního důchodu. Oproti dlouhodobému sklonu k úsporám je zvýšen o koeficient θ , který představuje přizpůsobovací koeficient, který spotřebitel formuluje na základě očekávání zachování změny disponibilního příjmu oproti minulým obdobím (viz teorie permanentního důchodu). Dle očekávání a ekonomické teorie vyšel krátkodobý mezní sklon k úsporám kladný a roven 0,1851. Spotřebitel by tedy měl z každé dodatečné jednotky svého současného disponibilního důchodu uspořit 18,51%.

Interpretace koeficientu β_3 je trochu komplikovanější než v předchozích dvou případech. Parametr β_3 se rovná $\beta_3 = \beta \cdot (1 - \theta) = \beta - \beta\theta$, kde β je dlouhodobý mezní sklon ke spotřebě a $\beta\theta$ je mezní sklon ke spotřebě ze současného důchodu. Spotřebitel odvozuje spotřebu od svého dlouhodobého důchodu, který se rovná $YP = YD_{-1} + \theta(YD - YD_{-1})$. Pokud bude příjem dosažený v minulosti vysoký, výše spotřeby odvozená na základě uvedeného vzorce bude mnohem vyšší než by byla v případě nízkého minulého příjmu. Úspory současného období z běžného disponibilního důchodu tedy budou tím nižší, čím vyšší byl minulý důchod. Vliv minulého důchodu je ještě umocněn velikostí přizpůsobovacího koeficientu θ . Čím nižší bude, tím méně si bude spotřebitel jistý změnou příjmu oproti minulému období a bude odvozovat spotřebu od výše minulého důchodu.

Koeficient β_3 tedy představuje vliv výše minulého příjmu na současnou výši úspor a zároveň odráží nejistotu spotřebitelů ohledně změn jejich příjmů. Čím vyšší

koeficient, tím vyšší nejistota týkající se stability příjmu. Koeficient β_3 vyšel roven -0,2107 a potvrzuje tak závěry teorie o vlivu minulého příjmu na současnou výši úspor. Odhadnuté koeficienty je však nutné brát obezřetně z důvodu přítomnosti kolinearit.

4.5. Závěr

V této kapitole jsme se zaměřily na testování lineárních regresních modelů založených na moderní úsporové funkci a hypotéze rozšířeného modelu. Rozšířený model měl testovat vhodnost zahrnutí indikátoru spotřebitelské důvěry a cyklické proměnné do regresní rovnice vyjadřující úsporovou funkci.

Dle dosažených výsledků se nejlepším modelem ukázal být model původní úsporové funkce. Vyšší vysvětlující schopnost rozšířené varianty se nepotvrdila a dle principu Occamovy břitvy byl jednodušší model posouzen jako lepší.

Předpoklad signifikantního vlivu proměnné indikátor spotřebitelské důvěry se nepotvrdil. Tato skutečnost však může být způsobena i nedostatečnými informacemi týkajícími se dat tohoto indikátoru, který musel být z důvodu chybějících měření do roku 1996 nahrazen indikátorem obchodní důvěry.

Cyklické proměnné bohužel nebylo pro vysokou korelaci s disponibilním a disponibilním minulým důchodem možné do modelu zahrnout. Přesto paradoxně toto zjištění může být potvrzením signifikantního vlivu cyklu na úspory domácností. Pokud byly cyklické proměnné značně korelovány s disponibilním důchodem, indikuje to obsah stejné informace v obou proměnných. Disponibilní důchod se tedy rovněž mohl chovat cyklicky a v modelu odrážet vliv ekonomického cyklu na chování úspor domácností.

Jedním z cílů práce bylo rovněž zjištění vlivu míry nezaměstnanosti na výši úspor domácností. Protože tato proměnná nemohla být z výše uvedených důvodů do modelu zahrnuta, provedli jsme alespoň dílčí regresi ekonometrické rovnice:

$$s = \alpha + \beta \cdot \text{nezam} + \varepsilon .$$

Výsledky regrese odhadnuté pomocí metody nejmenších čtverců zachycuje tabulka 4.9.:

Tabulka 4.9.: Odhad modelu s mírou nezaměstnanosti metodou OLS

Proměnná	DF	Odhad parametru	Standardní chyba	t hodnota	Pr > t
s					
intercept	1	145,34672	11,47177	12,38	<,0001
nezam	1	-7,13090	1,67227	-4,26	0,0027
R-square 0,6945					
Adj.R-square 0,6563			SSR	1626,7527	
			Počet pozorování	9	

Z těchto výsledků vyplývá vysoká vysvětlivací schopnost míry nezaměstnanosti na absolutní reálnou výši úspor domácností. Odhadnutý parametr u proměnné nezam se ukázal být na 5% hladině významnosti signifikantní. Statisticky významný je ovšem i absolutní člen, který v sobě může zahrnovat vlivy jiných proměnných, které v modelu nejsou obsaženy. Vztah mezi mírou nezaměstnanosti a úsporami se ukázal jako negativní.

Podle zjištěných výstupů, trh práce může mít signifikantní vliv na výši úspor domácností. Před formulováním konečných závěrů, je však nutné si uvědomit malý rozsah pozorování a specifika vývoje míry nezaměstnanosti v ČR.

Závěrem lze tedy poznamenat, že model, který obsahuje pouze míru nezaměstnanosti jako vysvětlující proměnnou, má dobrou vysvětlivací schopnost a shodu s daty reálných úspor domácností. Protože je však míra nezaměstnanosti silně korelována s proměnnými základního modelu úsporové funkce, nebylo vhodné tuto veličinu do modelu zahrnout. Na druhou stranu však tato korelace naznačuje zahrnutí stejné informace do obou proměnných. Základní model úsporové funkce tedy již tuto informaci obsahuje a má vysokou vysvětlivací schopnost.

Závěr

Úspory domácností tvoří velmi důležitou složku soukromých agregátních úspor zejména pro svou dostupnost a využitelnost v úvěrových operacích peněžních ústavů. Na peněžním trhu, který v České republice doposud soustřeďuje majoritní podíl celkových finančních aktiv, se jedná o zdroje, které jsou z velké části vázány na termínovaných účtech. Úspory domácností jsou tak nejvhodnějším aktivem pro úvěrování různých investičních projektů.

Tato práce se zabývala analýzou chování úspor domácností v České republice a snažila se přiblížit čtenáři tuto občas neprávem opomíjenou tematiku.

První kapitola byla věnována moderním ekonomickým teoriím, vysvětlujícím základní principy chování úspor a determinující faktory, které je ovlivňují.

Druhá část se zabývala odvozením soudobé úsporové funkce, která je postavena na Friedmanově teorii permanentního důchodu a Modiglianiho teorii životního cyklu. Tato kapitola rovněž obsahuje i konstrukci vlastní hypotézy tendence vývoje úspor, která může být určitou nadstavbou moderní úsporové funkce a je založena především na závěrech A. H. Maslowa. Z aplikace Maslowovi studie na úspory domácností jsme dospěli k hypotéze významného vlivu ekonomického cyklu a spotřebitelské důvěry na chování úspor.

V další části práce byla zaměřena pozornost na deskriptivní analýzu vývoje úspor a jejich determinantů v ČR v období od roku 1993 do roku 2003.

V poslední kapitole byl na zjištěných datech testován ekonometrický model, vycházející z moderní úsporové funkce, a rozšířený model, který byl doplněn o proměnné indikující cyklus a indikátor spotřebitelské důvěry.

Ekonometrický model založený na moderní úsporové funkci dosáhl vysoké vysvětlující schopnosti a značné shody s daty popisujícími chování úspor domácností. Přesto díky odhadu znaménka u proměnné bohatství, které je opačné, než odpovídá ekonomické teorii, nelze potvrdit závěry ekonomických teorií permanentního důchodu a životního cyklu, ze kterých moderní úsporová funkce vychází. Zjištění opačného vlivu bohatství na výši úspor může souviset s nestandardním vývojem české ekonomiky způsobené transformačním procesem. Na počátku 90. let spotřebitele ovlivňoval silný

opatrnostní motiv. Na jeho základě spotřebitelé hromadili úspory bez ohledu na výši úspor minulých - bohatství.

Hypotéza větší vysvětlovací schopnosti rozšířeného modelu se rovněž nepotvrdila a proměnná popisující indikátor spotřebitelské důvěry se ukázala jako statisticky nevýznamná. Tato skutečnost však mohla být způsobena chybějícími daty, které musely být nahrazeny údaji podnikatelské důvěry v sílu ekonomiky. Cyklické proměnné nemohly být do rozšířeného modelu zahrnuty z důvodu silných negativních dopadů multikolinearity na odhadovou funkci. Vysoká korelace s proměnnými do modelu již zahrnutými však naznačuje, že data obsahují stejné informace. To může znamenat, že i proměnné zahrnuté do základního modelu odrážejí stav ekonomického cyklu a paradoxně potvrzení hypotézy.

Přínosem do budoucna by byl jistě pokus řešení zjištěné multikolinearity například hřebenovou regresi, která již patří k nástrojům pokročilé ekonometrické analýzy. Budoucnost rovněž poskytuje šanci na zvětšení rozsahu výběru, který může přítomnost multikolinearity eliminovat. Otevřená je i možnost formulace nového modelu, který by modeloval chování úspor domácností v České republice s vyšší vysvětlovací schopností, než moderní úsporová funkce. Je zřejmé, že česká ekonomika prochází transformačním procesem a je tedy určitým způsobem specifitější než jiné tržní ekonomiky.

Zjištěné závěry a výběr proměnných do modelu byl do značné míry ovlivněn povahou a druhem dostupných statistických dat. Pokus o verifikaci obou modelů na individuálních datech by zajisté mohl přinést velmi zajímavé a hodnotné výsledky. Tyto informace však prozatím nejsou k dispozici.

Přínos analýzy chování úspor domácností a dosažených výsledků z ekonometrických modelů vidím především v analýze a testování moderní úsporové funkce na datech vývoje České republiky a snaze vysvětlit chování úspor na pozadí Maslowovi teorie, poskytující pevné psychologické základy tendence lidského chování.

Seznam literatury

- Bernt, Ernst R.: *The Practice of Econometrics Classic and Contemporary*, Addison-Wesley Publishing company Inc., 1996
- Cahlík, Tomáš :*Makroekonomie*, Praha, Karolinum 1998
- Carlin, Wendy, Soskice, David: *Macroeconomics and the Wage Bargain: A Modern Aproache to Employment, Inflation and the Exchange Rate*, Oxford University Press, New York, 1990, ISBN: 0-19-877245-9
- Čutková, Jindra: *Vývoj úspor a finančních aktiv domácností v letech 1993-1998*, VP. č.8, Praha 1999. Dokument dostupný na URL <http://www.cnb.cz> (květen 2004)
- Dornbusch,Rudiger, Fischer, Stanley: *Makroekonomie*, SPN a Nadace Economics, Praha 1994, šesté vydání, ISBN: 80-04-25 556-6
- Drapela, Victor. J., *Přehled teorií osobnosti*, Portál s.r.o., Praha 1998
- Gujarati, Damodar N.: *Basic Econometrics*, fourth edition, McGraw-Hill/Irvin, New York, 2003, ISBN: 0-07-112342-3
- Hájek, M.: *Makroekonomická analýza české ekonomiky 1996*, ČNB, Institut ekonomie, Praha 1997
- Hušek, Roman: *Ekonometrická analýza*, Ekopress, Praha 1999, ISBN: 80-86119-19-X
- Revenda, Zbyněk, M. Mandel: *Peněžní ekonomie a bankovníctví*, Management Press, Praha 2002
- Samuelson, Paul A, Nordhaus, William D.: *Ekonomie*, Nakladatelství Svoboda, Praha, 1995, ISBN: 80-205-0494-X
- Sojka, Milan: *John Maynard Keynes a současná ekonomie*, Grada Publishing, 1999, Opatov
- Souček, Miroslav: *Pojetí národních úspor v makroekonomických analýzách*, ČSÚ 2003, ISBN: 1510-02
- Višek, Jan Ámos: *Ekonometrie I.*, Karolinum, Praha 1997, ISBN: 80-7184-483-7

Statistické zdroje:

- *Vývoj vybraných ukazatelů životní úrovně v České republice v letech 1990-1997*, MPSV ČR, Praha 1998, ISBN: 80-85529-41-6
- *Predikce vývoje základních makroekonomických indikátorů České republiky*, MFČR. Dokument dostupný na URL <http://www.mfcr.cz> (květen 2004)
- www.csu.cz
- www.cnb.cz
- www.oecd.org
- www.reforma.cz
- Statistiky rodinných účtů 1993-2003
- Statistické ročenky 1993-2003

Přílohy

- Příloha č.1 - F test pro testování submodelů
- Příloha č.2 - Párový koeficient korelace
- Příloha č.3 - Výstupní regrese SAS základního modelu úsporové funkce – metoda nejmenších čtverců
- Příloha č. 4 - Výstupní regrese SAS základního modelu úsporové funkce – metoda maximální věrohodnosti

Příloha č.1 : F test

F test pro testování submodelů je vyjádřen vztahem:

$$F = \frac{\frac{SSR_o - SSR_N}{d}}{\frac{SSR_N}{n - k}} \approx F_{d, n-k}, \text{ kde}$$

SSR_o je součet čtverců reziduí z omezeného modelu a SSR_N je součet čtverců reziduí neomezeného modelu, d je rozdíl v počtu parametrů obou modelů, n je počet pozorování a k je počet proměnných neomezeného modelu. Testovací statistika má Fischer-Snedecorovo rozdělení s $(d; n-k)$ stupni volnosti. Pokud přijmeme nulovou hypotézu, oba modely mají stejné vysvětlovací schopnosti.

Příloha č.2 : Párový koeficient korelace

Rovnice korelačního koeficientu je vyjádřena vzorcem:

$$\rho_{X,Y} = \frac{\text{cov}(X,Y)}{\sigma_X \cdot \sigma_Y}, \text{ kde}$$

$$\text{cov}(X,Y) = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n (x_i - \mu_X) \cdot (y_i - \mu_Y).$$

Koeficient korelace je bezrozměrnou charakteristikou, která měří sílu lineárního vztahu mezi dvěma veličinami. Hodnota koeficientu korelace nabývá hodnot z intervalu $\langle -1 ; 1 \rangle$. Pokud je spočtený koeficient nulový, veličiny X,Y jsou lineárně nezávislé a nazývají se nekorelované. Je-li koeficient kladný, jedná se o přímou závislost. Pokud je záporný jde o nepřímou závislost.

V případě, že $\rho_{X,Y}$ nabývá hodnoty 1 nebo -1, usuzujeme na lineární závislost, neboli, že jednu veličinu lze vyjádřit jako lineární funkci té druhé. S klesající absolutní hodnotou korelačního koeficientu se stává vztah lineární závislosti méně významný.

***Příloha č. 3: Výstupní regrese SAS základního modelu úsporové funkce-
metoda minimalizace nejmenších čtverců***

The AUTOREG Procedure

Model VARIANTA1

Dependent Variable sreal sreal

Ordinary Least Squares Estimates

SSE	931.455543	DFE	6
MSE	155.24259	Root MSE	12.45964
SBC	82.9307447	AIC	81.7204044
Regress R-Square	0.8251	Total R-Square	0.8251
Durbin h	-2.7788	Pr < h	0.0027

Standard	Approx	Variable				
Variable	DF	Estimate	Error	t Value	Pr > t	Label
Intercept	1	36.0143	59.2004	0.61	0.5653	
sminreal	1	0.7282	0.2344	3.11	0.0209	sminreal
dispreal	1	0.1806	0.1005	1.80	0.1226	dispreal
dispminreal	1	-0.2039	0.0752	-2.71	0.0350	dispminreal

***Příloha č.4 : Výstupní rgrese SAS základního modelu – metoda
maximální věrohodnosti***

The AUTOREG Procedure

Maximum Likelihood Estimates

SSE	438.495955	DFE	5
MSE	87.69919	Root MSE	9.36478
SBC	78.4310399	AIC	76.9181144
Regress R-Square	0.9666	Total R-Square	0.9176
Durbin-Watson	2.3003		

Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Approx Pr > t	Variable Label
Intercept	1	26.7497	36.1063	0.74	0.4921	
sminreal	1	0.8479	0.1186	7.15	0.0008	sminreal
dispreal	1	0.1851	0.0612	3.02	0.0293	dispreal
dispminreal	1	-0.2107	0.0409	-5.15	0.0036	dispminreal
AR1	1	0.7204	0.2845	2.53	0.0524	

Autoregressive parameters assumed given.

Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Approx Pr > t	Variable Label
Intercept	1	26.7497	36.0229	0.74	0.4911	
sminreal	1	0.8479	0.1184	7.16	0.0008	sminreal
dispreal	1	0.1851	0.0611	3.03	0.0291	dispreal
dispminreal	1	-0.2107	0.0408	-5.16	0.0036	dispminreal