VYSOKÁ ŠKOLA EKONOMICKÁ V PRAZE

FAKULTA INFORMATIKY A STATISTIKY

DIPLOMOVÁ PRÁCE

2017 Bc. Jaroslav Poncar

VYSOKÁ ŠKOLA EKONOMICKÁ V PRAZE

FAKULTA INFORMATIKY A STATISTIKY

Název diplomové práce:

Aplikace spotřební funkce na ČR

Autor: **Bc. Jaroslav Poncar**

Katedra: **Katedra ekonometrie**

Obor: **Ekonometrie a operační výzkum**

Vedoucí práce: **prof. Ing. Roman Hušek, CSc.**

Prohlášení:

Prohlašuji, že jsem diplomovou práci na téma „Aplikace spotřební funkce na ČR“ zpracoval samostatně. Veškerou použitou literaturu a další podkladové materiály uvádím v seznamu použité literatury.

V Praze dne 15. května 2017 .....

Bc. Jaroslav Poncar

Poděkování:

Rád bych na tomto místě poděkoval prof. Ing. Romanovi Huškovi, CSc. za vedení mé diplomové práce a za podnětné návrhy, které ji obohatily.

Abstrakt

Název práce: Aplikace spotřební funkce na ČR
Autor: Bc. Jaroslav Poncar
Katedra: Katedra ekonometrie
Vedoucí práce: prof. Ing. Roman Hušek, CSc.

Spotřební funkce je standardním nástrojem kvantitativní ekonomické analýzy při zkoumání vztahů mezi spotřebními výdaji a důchodem, případně dalšími ovlivňujícími faktory, kterými jsou likvidní aktiva, úroková míra či různé demografické a sociální faktory. V práci jsou představeny nejčastěji používané postupy v ekonometrické analýze spotřební funkce. Pozornost je věnována hypotéze absolutního důchodu, relativního důchodu, životního cyklu, permanentního důchodu, racionálních očekávání a spotřební funkci na principu modelu korekce chyby. Dále je posouzena vhodnost jednotlivých modelů pro současnou ekonomickou situaci v České republice. Následně je navržen a otestován empirický model funkce spotřeby pro Českou republiku. Dále jsou provedeny a porovnány odhady jednotlivých modelů spotřební funkce pro období před a po hospodářské krizi z let 2008 a 2009. Na závěr je provedena krátkodobá predikce vývoje spotřeby českých domácností.

Klíčová slova: spotřební funkce, spotřeba, disponibilní důchod, časové řady, ekonometrický model, predikce.

Abstract

Title: Application of consumption function on CR
Author: Bc. Jaroslav Poncar
Department: Department of Econometrics
Supervisor: prof. Ing. Roman Hušek, CSc.

Consumer function is a standard instrument of quantitative economic analysis to examine the relationship between consumer expenditure and income or other influencing factors such as liquid assets, interest rates or various demographic and social factors. In this thesis are presented the most frequently used methods in econometric analysis of consumption function. Attention is paid to the hypothesis of absolute income, relative income, life cycle, permanent income, rational expectations and consumption function based on the error correction model. Furthermore, the suitability of individual models for the current economic situation in the Czech Republic is assessed. Subsequently an empirical model of consumption function for the Czech Republic is designed and tested. Furthermore, the estimates of each consumption function model for the period before and after economic crisis of 2008-2009 are performed and compared. Finally, a short-term prediction of the consumption of Czech households is made.

Keywords: consumption function, consumption, disposable income, time series, econometric model, prediction.

Obsah

ÚVOD **11**

1 TEORIE FUNKCE SPOTŘEBY **12**

1.1 KEYNESIÁNSKÁ FUNKCE SPOTŘEBY – HYPOTÉZA ABSOLUTNÍHO DŮCHODU 12
1.2 HYPOTÉZA RELATIVNÍHO DŮCHODU 12
1.3 TEORIE ŽIVOTNÍHO CYKLU 13
1.4 HYPOTÉZA PERMANENTNÍHO DŮCHODU 15
1.5 RACIONÁLNÍ OČEKÁVÁNÍ 17
1.6 MECHANISMUS KOREKCE CHYBY 19

2 APLIKACE FUNKCE SPOTŘEBY **21**

2.1 ANALÝZA ČTVRTLETNÍCH DAT ČR 21
2.2 APLIKACE KEYNESIÁNSKÉ FUNKCE SPOTŘEBY 25
2.3 APLIKACE HYPOTÉZY RELATIVNÍHO DŮCHODU 26
2.4 APLIKACE TEORIE ŽIVOTNÍHO CYKLU 27
2.5 APLIKACE HYPOTÉZY PERMANENTNÍHO DŮCHODU 28
2.6 APLIKACE TEORIE RACIONÁLNÍCH OČEKÁVÁNÍ 29
2.7 APLIKACE MECHANISMU KOREKCE CHYBY 30
2.8 ZHODNOCENÍ VÝSLEDKŮ 31
2.9 NÁVRH EMPIRICKÉHO MODELU FUNKCE SPOTŘEBY PRO ČR 32

3 SROVNÁNÍ SF PŘED A PO KRIZI 2008 - 2009 ..... **36**

3.1 VLIV HOSPODÁŘSKÉ KRIZE 2008 – 2009 36
3.2 ČASOVÉ ŘADY PŘED A PO HOSPODÁŘSKÉ KRIZI 38

4 PREDIKCE SPOTŘEBY **45**

4.1 APLIKACE JEDNOROZMĚRNÉ METODY PROGNÓZOVÁNÍ 45
4.2 APLIKACE VÍCEROZMĚRNÉ METODY PROGNÓZOVÁNÍ 46

ZÁVĚR **50**

LITERATURA **52**

PŘÍLOHY **53**

Seznam použitých zkratek

ADF	rozšířený Dickey-Fullerův test
ADL	Autoregressive Distributed Lag
AEH	hypotéza adaptivních očekávání
AIC	Akaikeho informační kritérium
APC	průměrný sklon ke spotřebě
CPI	index spotřebitelských cen
CRDW	Cointegration Regression Durbin Watson test
DHSY	Davidson, Hendry, Srba, Yeo model
HUS	Hendry, Ungern-Sternberg model
LCH	hypotéza životního cyklu
MNČ	metoda nejmenších čtverců
MPC	mezní sklon ke spotřebě
MSE	střední čtvercová chyba
PAH	hypotéza částečného přizpůsobení
PIH	hypotéza permanentního důchodu
REH	hypotéza racionálních očekávání
REPIH	hypotéza racionálních očekávání permanentního důchodu
RMSE	odmocnina střední čtvercové chyby
SF	spotřební funkce

Seznam grafů a tabulek

Obrázek 2-1: Graf disponibilního důchodu a spotřeby mezi lety 1999 a 2015 (v mil. Kč) 21
Obrázek 2-2: Graf srovnání očištění od sezónnosti spotřeby a důchodu 22
Obrázek 2-3: Graf čtvrtletního srovnání APC a MPC 25
Obrázek 2-4: Graf srovnání čistých peněžních příjmů a spotřebních výdajů domácností podle věku osoby v čele domácnosti (průměry na osobu v Kč za rok 2015) 27
Obrázek 3-1: Graf reálných a sezónně očištěných výdajů na spotřebu a disponibilního důchodu 38
Obrázek 4-1: Graf reálných a sezónně očištěných výdajů na spotřebu a její predikce na rok 2017 45
Obrázek 4-2: Graf reálných a odhadnutých výdajů na spotřebu modelem (2.15) 47
Obrázek 4-3: Graf reálných a odhadnutých výdajů na spotřebu včetně predikce a intervalů spolehlivosti pro rok 2017 48
Obrázek 4-4: Graf sezónně neočištěných reálných výdajů na spotřebu včetně predikce a intervalů spolehlivosti pro rok 2017 49

Tabulka 4-1: Sezónně očištěné predikované hodnoty důchodu, míry nezaměstnanosti a spotřeby a jejich intervaly spolehlivosti 47
Tabulka 4-2: Sezónně neočištěné predikované hodnoty důchodu, míry nezaměstnanosti a spotřeby a jejich intervaly spolehlivosti 48
Tabulka 4-3: Srovnání predikovaných hodnot spotřeby a jejich intervaly spolehlivosti podle jednorozměrné a vícerozměrné metody. 49

Seznam přílohy

Tabulka 5-1: ADF test (typ trend) dat spotřeby očištěných metodou klouzavých průměrů 53
Tabulka 5-2: ADF test (typ trend) dat spotřeby očištěných metodou *X-12-ARIMA* 53
Tabulka 5-3: ADF test (typ trend) dat důchodu očištěných metodou klouzavých průměrů 54
Tabulka 5-4: ADF test (typ trend) dat důchodu očištěných metodou *X-12-ARIMA* 54
Tabulka 5-5: Test jednotkového kořene (typ trend) dat spotřeby očištěných metodou klouzavých průměrů 55
Tabulka 5-6: Test jednotkového kořene (typ trend) dat spotřeby očištěných metodou *X-12-ARIMA* . 55
Tabulka 5-7: Test jednotkového kořene (typ trend) dat důchodu očištěných metodou klouzavých průměrů 56
Tabulka 5-8: Test jednotkového kořene (typ trend) dat důchodu očištěných metodou *X-12-ARIMA* . 56
Tabulka 5-9: Phillipsův a Ouliarisův test pro konstantní a lineární trend dat očištěných metodou klouzavých průměrů 57
Tabulka 5-10: Phillipsův a Ouliarisův test pro konstantní a lineární trend dat očištěných metodou *X-12-ARIMA* 58
Tabulka 5-11: Srovnání $R2$ a *DW* statistiky dat očištěných metodou klouzavých průměrů 59
Tabulka 5-12: Srovnání $R2$ a *DW* statistiky dat očištěných metodou *X-12-ARIMA* 59
Tabulka 5-13: Engleův-Grangerův test stacionarity reziduí (pro trend) dat očištěných metodou klouzavých průměrů 60
Tabulka 5-14: Engleův-Grangerův test stacionarity reziduí (pro trend) dat očištěných metodou *X-12-ARIMA* 60
Tabulka 5-15: Výsledky odhadu a testů modelu (1.1) 61
Tabulka 5-16: Výsledky odhadu a testů modelů (1.3) a (1.17) 61
Tabulka 5-17: Výsledky odhadu modelu (1.22) 62
Tabulka 5-18: Výsledky odhadu modelu (1.21) 62
Tabulka 5-19: Výsledky a testy odhadu modelu (1.26) 63
Tabulka 5-20: Výsledky a testy odhadu modelu (1.37) 63
Tabulka 5-21: Výsledky a testy modelu (1.41) 64
Tabulka 5-22: Výsledky a testy odhadu modelu (2.15) 65
Tabulka 5-23: Výsledky a testy odhadu modelu (2.16) 65
Tabulka 5-24: Výsledky testů AIC a BIC 65
Tabulka 5-25: Výsledky Chowova testu změny struktury modelu v čase 66
Tabulka 5-26: Hodnoty MSE a RMSE 66

Úvod

Problematika spotřebních výdajů je jednou z nejčastěji diskutovaných témat v ekonomii, a to jak z pohledu ekonomické teorie, tak i ekonometrické analýzy. Výdaje na spotřebu, nebo jednoduše spotřeba, jsou ve své podstatě úhrn všech zakoupených a spotřebovaných statků a služeb. Výše spotřeby je však závislá na příjmu domácností. Žádná domácnost nicméně nedává veškerý důchod jen na spotřebu. Celkový důchod domácností se tak dělí na spotřebu a úspory.

Důležitost výdajů na spotřebu a pozornost mnoha studií lze vysvětlit tím, že tvoří téměř 50 % hrubého domácího produktu a ze 70 % se podílí na celkových výdajích na konečnou spotřebu. Jakékoli změny chování spotřebitelů mají zásadní dopad na agregátní poptávku, na produkt a na vývoj celé národní ekonomiky. Chceme-li například odhadovat budoucí vývoj HDP, je nutné se věnovat právě odhadu této složky jeho užití. Na základě analýzy spotřeby lze nepřímo získat i informace o úsporách domácností.

Spotřebu domácností popsal John Maynard Keynes (1936) spotřební funkcí jako vztah mezi spotřebou a disponibilním důchodem, tedy důchodem očištěným od daní a transferů. Spotřební funkce od té doby prošla dlouhým a značným vývojem. Kvůli rozcházejícím se výsledkům analýz od reálných dat v průběhu let bylo vypracováno mnoho teorií. Každá z teorií, jako například teorie životního cyklu od Modiglianiho a Brumberga (1954) předpokládající, že člověk chce mít během celého svého života rovnoměrnou spotřebu, nebo teorie permanentního důchodu od Friedmana (1957) předpokládající, že člověk mění spotřebu jen v reakci na permanentní změny svého důchodu, byly vytvořeny proto, že při aplikaci v jiném období nebo v jiné zemi se ta předchozí nepotvrdila či nefungovala.

V jednotlivých zemích po celém světě je spotřeba specifická kvůli jedinečným podmínkám, ať už geografickým, nebo politickým. Ne na každou ekonomiku lze aplikovat stejnou spotřební funkci. Které determinanty tedy ovlivňují spotřebu v České republice? Je to pouze disponibilní důchod, jak tvrdil Keynes? Ovlivňuje spotřebu i bohatství a úroková míra?

Tato práce je členěna do tří hlavních částí. První část seznamuje s teoretickými východisky spotřební funkce. Podrobněji se zde zaměřuje na spotřební funkci založenou na absolutním důchodu dle zmíněného Keynese, dále na hypotéze relativního důchodu, životního cyklu, permanentního důchodu, racionálních očekávání a nakonec na základě mechanismu korekce chyby. Druhá kapitola se zabývá analýzou čtvrtletních dat České republiky a následnou aplikací jednotlivých spotřebních funkcí na tato data. Ve třetí kapitole jsou srovnány odhady zmíněných modelů spotřební funkce pro období před a po hospodářské krizi z let 2008 a 2009. V poslední kapitole je provedena predikce spotřeby. Po závěrečném shrnutí následují přílohy.

1 Teorie funkce spotřeby

V této kapitole se zaměříme na postupy používané v ekonometrických analýzách spotřební funkce (SF). V průběhu let se tyto metody měnily a vyvíjely zejména kvůli rozcházejícím se výsledkům od skutečnosti, změnou ekonomických škol či pouhým vývojem názorů. Zde se zaměříme na nejpoužívanější z nich.

1.1 Keynesiánská funkce spotřeby – hypotéza absolutního důchodu

V roce 1936 John Maynard Keynes ve své knize *Obecná teorie zaměstnanosti, úroku a peněz* zavedl pojem spotřební funkce a zkoumal závislost spotřeby na disponibilním důchodu. V této návaznosti se začalo používat spojení **keynesiánská spotřební funkce**. Keynes spotřební funkci formuloval jako přímou závislost reálné spotřeby na reálném důchodu, přičemž spotřeba roste pomaleji než důchod. Za předpokladu stabilního vztahu mezi běžnou spotřebou a běžným důchodem lze ekonometrický model specifikovat jako lineární vztah

$$C_i = \beta_1 + \beta_2 Y_i + u_i, \quad i = 1, 2, \dots, n, \tag{1.1}$$

kde C_i je reálná spotřeba i-tého spotřebitele (domácnosti), Y_i je reálný důchod i-tého spotřebitele (domácnosti), u_i je sériově nezkorelovaná náhodná složka s konstantním rozptylem a β_1, β_2 jsou parametry, přičemž $0 < \beta_2 < 1$. [4]

Úrovňová konstanta β_1 je interpretována jako „autonomní“ složka spotřeby, která nezávisí na důchodu. Parametr β_2 je směrnicí lineární spotřební funkce a představuje **mezní sklon ke spotřebě (MPC)**.

Rovnice (1.1) se nazývá keynesiánská spotřební funkce individuálního spotřebitele, v souvislosti s dalšími hypotézami označovaná jako **hypotéza absolutního důchodu**.

Keynes spotřební funkci interpretoval nejen jako funkci individuální spotřeby, ale také jako agregátní spotřební funkci. Domníval se, že růst národního důchodu bude mít za následek snížení podílu spotřeby na národním důchodu. Simonem Kuznetsem (1946) ale bylo dokázáno, že keynesiánská spotřební funkce takto nefunguje a je potřeba nalézt takovou teorii spotřeby, která je založena na přesnějších mikroekonomických základech.

Dnes se keynesiánská spotřební funkce používá zejména jako krátkodobá funkce spotřeby.

1.2 Hypotéza relativního důchodu

Kvůli rozporům s keynesiánskou teorií spotřeby představil Duesenberry (1949) teorii spotřeby s **hypotézou relativního důchodu**. Dospěl k závěru, že **průměrný sklon ke spotřebě (APC)** jednotlivého spotřebitele (domácnosti), tedy podíl spotřeby na disponibilním důchodu, závisí na pozici, kterou zaujímá svou výší důchodu mezi ostatními

spotřebiteli, protože individuální užitek není závislý pouze na vlastní spotřebě jednotlivce, nýbrž i na spotřebě ostatních subjektů. Spotřebitelé mají tendenci napodobovat ve spotřebě své sousedy a zároveň se snaží dosahovat stále vyšší životní úrovně. Budou se tedy snažit udržet dosaženou úroveň spotřeby, i když jejich důchod poklesne. Z toho vyplývá, že APC je dlouhodobě konstantní a nezávislý na úrovni důchodu.

Duesenberry proto vyjádřil individuální spotřebu relativně ke spotřebě ostatních subjektů jako funkci

$$\frac{C}{C^*} = f\left(\frac{Y_i}{C^*}, \frac{A_i}{C^*}, r_i\right), \qquad i = 1, 2, \dots, n, \tag{1.2}$$

kde C je běžná spotřeba individuálního subjektu, C^* je běžná spotřeba ostatních subjektů, Y_i je běžný (Y_1), resp. budoucí důchod (Y_i pro $i = 2, \dots, n$) individuálního subjektu, A_i jsou běžná (A_1), resp. budoucí aktiva (A_i pro $i = 2, \dots, n$) individuálního subjektu, r_i je běžná (r_1), resp. budoucí úroková míra (r_i pro $i = 2, \dots, n$) individuálního subjektu. [4]

Se změnami současného i budoucího důchodu, resp. současných a budoucích aktiv, o stejné procento, spotřebitelé mění spotřebu stejným tempem a tudíž relativní výše důchodů zůstává nezměněna.

Spotřebitelé při snížení důchodu, ať už jde o pokles cyklický nebo dlouhodobý, neomezují svoji spotřebu okamžitě. Zejména u domácností s vyššími důchody převažuje tento jev spolu se setrvačností spotřebních zvyklostí. To způsobuje, že spotřeba se nesnižuje tak rychle jako výše důchodu.

Tuto myšlenku modifikoval Brown (1952) jako **spotřební model zvykové setrvačnosti**. Podle něj spotřeba závisí právě kvůli setrvačnosti i na spotřebě v předchozím období. **Krátkodobou spotřební funkci** lze popsat autoregresním vztahem

$$C_t = \beta_1 Y_t + \beta_2 C_{t-1} + u_t, \qquad t = 1, 2, \dots, T. \tag{1.3}$$

Za předpokladu, že spotřeba roste konstantní mírou h a vyjádřili ji jako $C_t = (1 + h)C_{t-1}$, pak po substituci za C_{t-1} v (1.3) dostaneme

$$C_t = \beta_1 Y_t + \beta_2 \frac{C_t}{1+h}. \tag{1.4}$$

Řešením (1.4) podle C_t dospějeme k **dlouhodobé spotřební funkci** s konstantním sklonem ke spotřebě

$$C_t = \frac{\beta_1}{1-\left(\frac{\beta_2}{1+h}\right)} Y_t. \tag{1.5}$$

Z rovnice (1.5) vyplývá, že čím větší je dlouhodobá míra růstu reálného důchodu, tím nižší je APC, takže se větší část důchodu spoří. [4]

1.3 Teorie životního cyklu

V 50. letech F. Modigliani, R. Brumberg a F. Ando rozpracovali jiný pohled na spotřební funkci, známou jako **hypotéza životního cyklu (LCH)**. Tato teorie předpokládá,

že spotřebitel rozděluje svůj celoživotní důchod tak, aby maximalizoval svůj užitek z celoživotní spotřeby. Tato hypotéza znamenala důležitý mezník ve vývoji teorie spotřeby a přispěla k udělení Nobelovy ceny F. Modiglianimu.

Hypotéza vychází z úvahy, že životní cyklus spotřebitele trvá L období (let), z toho N let je ekonomicky aktivní a M let ekonomicky neaktivní, tedy $L = N + M$.

Při jednorázové změně důchodu se spotřeba změní minimálně. Spotřebitel totiž do své celoživotní spotřeby již zakalkuloval předvídané změny důchodu. Růst či pokles důchodu se jako spotřeba pomalu rozloží mezi zbývající léta života. Až při trvalém růstu důchodu dochází k růstu spotřeby, avšak ne ke stejně velkému jako u důchodu, protože část peněz odkládá na dobu M, kdy bude ekonomicky neaktivním.

Pokud spotřebitel ve věku T maximalizuje funkci U ve tvaru

$$U = U(C_i), \tag{1.6}$$

kde C_i, pro $i = T, T+1, \dots, L$, je plánovaná spotřeba individuálního subjektu v i-tém roce a L je očekávaný rok jeho úmrtí, pak tento spotřebitel hledá takové C_i, pro které funkce (1.6) nabývá maxima vzhledem k celoživotnímu rozpočtovému omezení ve tvaru očekávaných celoživotních zdrojů

$$a_{T-1} + Y_T + \sum_{i=T+1}^{N} \frac{Y_i^e}{(1+r)^{i-T}} = \sum_{i=T}^{L} \frac{C_i}{(1+r)^{i-T}}, \tag{1.7}$$

kde a_{T-1} je hodnota fyzických a finančních aktiv na začátku období T, Y_T je výdělek spotřebitele v období T, Y_i^e je očekávaný výdělek spotřebitele v období i, C_i je spotřeba v období i a r je konstantní (průměrná) úroková sazba. Předpokládáme délku produktivního období N a délku života L.

Jestliže platí, že funkce užitku (1.6) je homotetická, pak lze optimální (plánovanou) **agregátní spotřebu** $C_T^0 = \sum c_T^0$, kde c_T^0 je optimální spotřeba ekonomicky aktivního spotřebitele v období T, vyjádřit jakou součet za všechny spotřebitele ve věku T

$$C_T^0 = \sum c_T^0 = \beta_1 A_{T-1} + \beta_2 Y_{TL} + \beta_3 (N - T) Y_{TL}^e, \tag{1.8}$$

kde A_{T-1} je agregátní čisté bohatství spotřebitelů věku T, Y_{TL} je agregátní výdělek spotřebitelů věku T, Y_{TL}^e je očekávaný agregátní výdělek spotřebitelů věku T a β_1, β_2, β_3 jsou parametry.

Celkovou agregátní spotřební funkci pro všechny spotřebitele různého věku získáme součtem C_T^0 přes $i = T, T+1, \dots, L$ za předpokladu, že β_1, β_2, β_3, věková struktura a rozdělení důchodů jsou v čase konstantní, ve tvaru

$$C^0 = \beta_1^* Y_L + \beta_2^* Y_L^e + \beta_3^* A_{T-1}, \tag{1.9}$$

kde C^0 je optimální agregátní spotřeba v budoucích obdobích (letech), A_{T-1} je čisté bohatství, Y_L je agregátní výdělek, Y_L^e je očekávaný agregátní výdělek a β_1^*, β_2^*, β_3^* jsou parametry. [4]

Z teorie životního cyklu vyplývá, že změny běžného důchodu Y_L mají vliv na spotřebu jen tehdy, pokud vedou i ke změnám v očekáváních budoucího důchodu Y_L^e. To ale platí pouze pro spotřebitele, kteří nejsou blízko období (věku) L.

Z makroekonomického pohledu je podíl spotřeby na důchodu závislý na počtu ekonomicky aktivních lidí. Tento podíl spotřeby klesá, když počet ekonomicky aktivních lidí roste. Ti pochopitelně spoří více než ekonomicky neaktivní lidé (v důchodu), kteří naopak čerpají ze svých úspor.

Nicméně předpoklad, že spotřebitel dokáže předvídat změny důchodu a odhadne délku svého života, je ale nereálný.

1.4 Hypotéza permanentního důchodu

Dalším mezníkem ve vývoji teorie spotřeby je **hypotéza permanentního důchodu (PIH)** vypracovaná M. Friedmanem v roce 1957, za niž také obdržel Nobelovu cenu. Předpokládá se, že člověk mění spotřebu pouze v reakci na takové změny důchodu, které považuje za permanentní.

Současná plánovaná nebo **permanentní spotřeba $\boldsymbol{C^P}$** je funkcí současného celkového bohatství W a úrokové míry r. Tím, že se jedná o modifikaci hypotézy životního cyklu, která je zobecněná pro **nekonečně dlouhý časový horizont**, lze celkové bohatství definovat jako diskontovaný součet všech budoucích příjmů, včetně důchodu plynoucího z fyzických a finančních aktiv, vztahem

$$W_t = Y_t + \frac{Y_{t+1}}{(1+r)} + \frac{Y_{t+2}}{(1+r)^2} + \cdots, \tag{1.10}$$

kde Y_t je celkový očekávaný příjem v období t.

Opět, za předpokladu, že funkce užitku (1.6) je homotetická, lze pro zjednodušení psát, že

$$C^P = qW, \tag{1.11}$$

kde faktor proporcionality q je závislý na spotřebních zvyklostech a na úrokové míře.

Dále je definován **permanentní důchod $\boldsymbol{Y^P}$** jako maximální částka, kterou lze spotřebovat, aniž by se změnilo bohatství spotřebitele. Jde tedy o míru výnosu bohatství, tedy

$$Y^P = rW. \tag{1.12}$$

Rovnici (1.11) lze za pomocí vztahu (1.12) přepsat jako

$$C^P = q\left(\frac{Y^P}{r}\right) = kY^P, \tag{1.13}$$

kde $q/r = k$, takže spotřeba je vztažena místo k velikosti bohatství k permanentnímu důchodu. [4]

Koeficient k je mezní sklon ke spotřebě vzhledem k permanentnímu důchodu a závisí na spotřebních zvyklostech z, úrokové míře r a také na proporci celkového bohatství v podobě fyzických a finančních aktiv. Pro danou úrokovou míru je tento poměr, označíme w,

přímo úměrný podílu fyzických a finančních aktiv na permanentním příjmu spotřebitele. Pak lze (1.13) psát jako vztah

$$C^P = k(r, w, z)Y^P. \tag{1.14}$$

Nyní ale nastává problém, protože jak permanentní spotřeba, tak i permanentní důchod jsou neměřitelné proměnné. Řešení se nabízí ve formě hypotéz adaptivních očekávání nebo částečného přizpůsobení, kdy lze v souladu s těmito hypotézami odhadnout tyto neměřitelné proměnné pomocí autoregresního modelu.

1.4.1 Hypotéza adaptivních očekávání

Podle **hypotézy adaptivních očekávání (AEH)** je očekávání spotřebitelů (domácností) ohledně jejich výše důchodu váženým průměrem jejich současné skutečné výše důchodu a jejich očekávání v minulosti.

Friedmanův model permanentního důchodu lze specifikovat tak, že spotřeba C závisí na neměřitelném očekávaném důchodu Y^P ve tvaru

$$C_t = \beta_1 + \beta_2 Y_t^P + u_t. \tag{1.15}$$

Permanentní důchod Y_t^P lze generovat jako

$$Y_t^P = gY_t + (1 - g)Y_{t-1}^P, \qquad 0 < g \leq 1, \tag{1.16}$$

kde g je koeficient adaptivních očekávání. Rovnice (1.16) popisuje **proces učení**, kdy spotřebitel (domácnost) adaptuje svá očekávání ohledně důchodu na základě minulé zkušenosti. Rychlost přizpůsobení závisí právě na velikosti koeficientu g.

Po substituci (1.16) za Y_t^P do rovnice spotřební funkce (1.15) dospějeme k autoregresnímu **modelu adaptivních očekávání**

$$C_t = \beta_1 + \beta_2 gY_t + (1 - g)C_{t-1} + u_t^*, \tag{1.17}$$

kde $u_t^* = u_t - (1 - g)u_{t-1}$. [4]

Problémem při odhadu (1.17) je to, že složená náhodná složka u_t^* vykazuje silnou autokorelaci, takže metodou nejmenších čtverců (MNČ) nelze získat nestranné a konzistentní odhady parametrů. Řešením může být použití metody nelineárních nejmenších čtverců, metody maximální věrohodnosti s omezenou informací nebo použití instrumentálních proměnných (IV).

1.4.2 Hypotéza částečného přizpůsobení

Vzhledem k problémům s odhadem modelu adaptivních očekávání v kapitole 1.4.1 je vhodnější specifikovat Friedmanovu spotřební funkci podle **hypotézy částečného přizpůsobení (PAH)**. Tu lze specifikovat jako

$$C_t^P = \beta_1 + \beta_2 Y_t + u_t, \tag{1.18}$$

kde C_t^P je neměřitelná permanentní či optimální spotřeba.

Předpoklad hypotézy částečného přizpůsobení lze vyjádřit jako

$$C_t = dC_t^P + (1-d)C_{t-1}, \qquad 0 < d \leq 1, \tag{1.19}$$

kde d je koeficient adaptace. Ten vyjadřuje, kolik ze současné spotřeby C_t závisí na žádoucí hodnotě spotřeby C_t^P a kolik na hodnotě spotřeby C_{t-1} z předchozího období.

Při dosazení (1.19) do (1.18) získáme autoregresní **model částečného přizpůsobení** ve tvaru

$$C_t = \beta_1 d + \beta_2 dY_t + (1-d)C_{t-1} + u_t^+, \tag{1.20}$$

kde $u_t^+ = du_t$, takže náhodná složka v (1.20) je, na rozdíl od u_t^* v (1.17), sériově nezávislá a použitím MNČ lze dospět alespoň ke konzistentním odhadům parametrů. [4]

Model adaptivních očekávání (1.17) a model částečného přizpůsobení (1.20) jsou formálně shodné. Při odhadu se kromě výše zmíněných problémů pochopitelně liší svojí interpretací. Pokud předpokládáme, že spotřebitele hlavně ovlivňuje očekávání budoucích důchodů, použijeme model adaptivních očekávání. Pokud naopak předpokládáme, že spotřebitele ovlivňují setrvačnost a spotřební zvyklosti, použijeme model částečného přizpůsobení.

1.5 Racionální očekávání

Koncem 70. let nová klasická makroekonomie aplikovala **hypotézu racionálních očekávání (REH)** i na analýzu spotřební funkce. Vychází z předpokladu, že racionálně se chovající spotřebitel (domácnost) zahrnuje do svých očekávání budoucího vývoje i změny ve vládní politice. Pokud je tak model specifikován pouze podle hypotézy permanentního důchodu z kapitoly 1.4, dochází zejména při dlouhodobých prognózách k nereálným závěrům, právě kvůli měnící se vládní politice v období předpovědi.

Pokud upravíme rovnici (1.15) pomocí hypotézy racionálních očekávání dostaneme, že

$$C_t = \beta_1 + \beta_2 E_{t-1}(Y_t) + u_t, \tag{1.21}$$

kde $E_{t-1}(Y_t)$ je neměřitelná očekávaná výše důchodu v období t, využívající veškerou informaci dostupnou spotřebiteli na konci předcházejícího období. Za předpokladu, že důchod je generován pro libovolné t například lineárním procesem

$$\mathrm{Y}_t = p_1 + p_2 Y_{t-1} + p_3 W_{t-1} + v_t, \tag{1.22}$$

kde W_{t-1} je exogenní proměnná bohatství v období $t-1$, v_t je náhodná složka, pak pro očekávanou hodnotu (1.22) na základě informace z období $t-1$ platí

$$E_{t-1}(Y_t) = p_1 + p_2 Y_{t-1} + p_3 W_{t-1}. \tag{1.23}$$

Racionální očekávání $\boldsymbol{E_{t-1}(Y_t)}$ je tak shodné s předpovědí Y v období t v (1.22), neboť očekávaná náhodná chyba $E(v_t)$ je dle předpokladu nulová. [4]

Postup při odhadu parametrů v (1.21) spočívá v eliminaci neměřitelných očekávaných hodnot důchodu a v následném odhadu ekvivalentní rovnice obsahuje pouze měřitelné proměnné.

Jedním z možných způsobů je využití dvoufázové aplikace MNČ. Nejprve při odhadu (1.22) získáme měřitelné hodnoty $E_{t-1}(Y_t)$ představované odhadem $\hat{Y}_t$. Po substituci očekávané výše důchodu $E_{t-1}(Y_t)$ vyrovnanou hodnotou $\hat{Y}_t$ v rovnici (1.21) a jejím následném odhadu MNČ v druhém kroku získáme námi požadované regresní parametry modelu (1.21).

V roce 1978 přišel Hall se způsobem, jak zahrnout racionální očekávání do spotřební funkce, jejímž základem je hypotéza životního cyklu. Za použití upraveného vztahu Eulerovy rovnice získal pro skutečnou úroveň spotřeby v období $t+1$ vztah

$$C_{t+1} = \left(\frac{1+\delta}{1+r}\right) C_t + \left(\frac{r-\delta}{1+r}\right) \bar{C} + v_t, \tag{1.24}$$

kde δ je subjektivní diskontní sazba, r je konstantní reálná úroková míra, $\bar{C}$ je optimální (požadovaná) úroveň spotřeby, která je nižší než C_t. Náhodná složka $v_t = C_{t+1} - E(C_{t+1})$ je **chybou předpovědi** úrovně spotřeby, která není predikovatelná.

Pokud je tržní úroková míra r shodná se subjektivní diskontní sazbou δ, pak

$$C_{t+1} = C_t + v_t. \tag{1.25}$$

To znamená, že jakékoli změny ve spotřebě mají zcela náhodný charakter, a tudíž nejsou predikovatelné. Spotřebitel vnímá změnu celoživotního nebo permanentního důchodu ve dvou po sobě jdoucích obdobích jako bezvýznamnou, takže se úrovně spotřeby v daných obdobích od sebe téměř neliší. Spotřeba v minulém období C_{t-1} je tak dobrou předpovědí pro spotřebu v běžném období C_t a případný rozdíl mezi nimi lze přičíst pouze překvapivým změnám celoživotního nebo permanentního důchodu. Změny ve spotřebě jsou tak nezávislé na jakékoli minulé informaci.

Taková specifikace spotřební funkce, která popisuje závislost spotřeby na počáteční velikosti finančních a fyzických aktiv a na očekávaném permanentním důchodu, se nazývá spotřební funkce založená na **hypotéze racionálních očekávání permanentního důchodu (REPIH)**. Její platnost lze testovat na konkrétních datech pro upravenou rovnici (1.24)

$$C_t = \beta_1 + \beta_2 C_{t-1} + v_t, \tag{1.26}$$

kde

$$\beta_1 = \left(\frac{r-\delta}{1+r}\right) \bar{C} \qquad \text{a} \qquad \beta_2 = \frac{1+\delta}{1+r}.$$

Statistická významnost (1.26) je pak porovnána se třemi různě specifikovanými spotřebními funkcemi

$$C_t = \beta_1 + \beta_2 C_{t-1} + \beta_3 C_{t-2} + \cdots + u_t\,, \tag{1.27}$$

$$C_t = \beta_1 + \beta_2 C_{t-1} + \beta_3 Y_{t-1} + \beta_4 Y_{t-2} + \cdots + u_t^*, \tag{1.28}$$

$$C_t = \beta_1 + \beta_2 C_{t-1} + \beta_3 S_{t-1} + \beta_4 S_{t-2} + \cdots + u_t^+, \tag{1.29}$$

kde Y_t jsou výdělky, S_t jsou indexy cen akcií jako proxy proměnná nahrazující bohatství.

V případě, že rovnice (1.27) – (1.29) mají horší vysvětlovací schopnosti než (1.26), pak REPIH platí. Tedy veškerá informace potřebná a nutná k prognóze C_t je tak obsažena pouze v předcházející hodnotě spotřeby C_{t-1}. Pokud některá z rovnic (1.27) – (1.29) dává lepší výsledky než (1.26), pak je náhodná složka v_t predikovatelná a REPIH neplatí. [4]

1.6 Mechanismus korekce chyby

Davidson, Hendry, Srba a Yeo v roce 1978 přišli s jednou z nejvýznamnějších prací v oblasti analýzy spotřební funkce. Ukázali, že rozpor v průměrném sklonu ke spotřebě (APC) v krátkém a dlouhém období je nejen ekonomický, ale i ekonometrický. Odhady spotřebních funkcí z časových řad jsou zpravidla zatíženy nestacionaritou a náhodné složky jsou ve skutečnosti autokorelované. Autokorelace může při odhadech s různými délkami období způsobovat rozdílné odhady parametrů β a tím i rozdílnost v odhadu průměrného sklonu ke spotřebě. Problém autokorelace náhodné složky statického modelu, lze řešit jeho dynamizací, resp. konstrukcí modelu typu **ADL** (*Autoregressive Distributed Lag*).

Jejich postup, označovaný také jako **DHSY model**, vychází z předpokladu existence dlouhodobého vztahu mezi reálnou spotřebou a disponibilním důchodem ve tvaru

$$C_t = KY_t^d, \tag{1.30}$$

tj. předpokládali, že $\beta_1 = 0$. Za této podmínky zkoumali, na čem závisí APC. Rovnici (1.30) lze vyjádřit v logaritmické podobě

$$c_t = k + y_t^d, \tag{1.31}$$

kde $c_t = \ln C_t$, $k = \ln K$ a $y_t^d = \ln Y_t^d$. [1]

Ve skutečnosti se však spotřeba a důchod nerovnají svým rovnovážným hodnotám. Obvykle ale lze pozorovat nerovnovážný vztah obsahující zpožděné hodnoty c_t a y_t^d.

Nerovnovážný vztah mezi spotřebou a disponibilním důchodem je pak dle DHSY prezentován jako

$$c_t = \beta_0 + \beta_1 y_t^d + \beta_2 y_{t-1}^d + \beta_3 c_{t-1} + u_t, \qquad 0 < \beta_3 < 1, \tag{1.32}$$

kde u_t je náhodná složka. Rostou-li spotřeba i důchod konstantním tempem h tak, že

$$c_t = c_{t-1} + h \quad \text{a} \quad y_t^d = y_{t-1}^d + h, \tag{1.33}$$

pak substitucí za c_{t-1} a y_{t-1}^d z (1.33) do rovnice (1.32) dostaneme

$$(1 - \beta_3)c_t = \beta_0 - h(\beta_2 + \beta_3) + (\beta_1 + \beta_2)y_t^d, \tag{1.34}$$

nebo po úpravě

$$c_t = \frac{\beta_0 - h(\beta_2+\beta_3)}{(1-\beta_3)} + \frac{(\beta_1+\beta_2)y_t^d}{(1-\beta_3)}. \tag{1.35}$$

Pokud platí, že

$$k = \frac{\beta_0 - h(\beta_2+\beta_3)}{(1-\beta_3)} \quad \text{a} \quad \beta_1 + \beta_2 = 1 - \beta_3, \tag{1.36}$$

tak rovnovážný vztah (1.35) je shodný s (1.31). V prvním výrazu v (1.36) k vyjadřuje dlouhodobý průměrný sklon ke spotřebě a je funkcí tempa růstu h.

Vzhledem k druhému omezení v (1.36) lze rovnovážný vztah (1.32) přepsat na

$$c_t = \beta_0 + \beta_1 y_t^d + \beta_2 y_{t-1}^d + (1 - \beta_1 - \beta_2)c_{t-1} \tag{1.37}$$

nebo

$$c_t - c_{t-1} = \beta_0 + \beta_1\left(y_t^d - y_{t-1}^d\right) - \gamma(c_{t-1} - y_{t-1}^d), \tag{1.38}$$

kde $\gamma = 1 - \beta_3$.

Model DHSY dále upravili Hendry a Ungern-Sternberg (1980) a jejich model se nazývá **HUS**. DHSY model rozšířili o další vysvětlující proměnnou, a to o bohatství, též jmění či kumulativní úspory. Vycházejí z pozměněného vztahu (1.30) tak, že

$$A_t = BY_t^d, \tag{1.39}$$

kde A_t je zmíněné bohatství, resp. likvidní aktiva spotřebitele v období t, a po zlogaritmování má podobu

$$a_t = b + y_t^d, \tag{1.40}$$

kde $a_t = \ln A_t$, $b = \ln B$ a $y_t^d = \ln Y_t^d$.

Liší-li se c_t nebo a_t od svých rovnovážných hodnot, mohou vznikat ztráty či náklady. Je-li cílem spotřebitele minimalizovat tyto ztráty, tedy minimalizovat kvadratickou funkci těchto ztrát vzhledem k rozpočtovému omezení, lze dojít k rovnici

$$c_t - c_{t-1} = \rho_0 + \rho_1\left(y_t^d - y_{t-1}^d\right) + \rho_2\left(c_{t-1} - y_{t-1}^d\right) + \rho_3(a_{t-1} - y_{t-1}^d), \tag{1.41}$$

kde parametry $\rho_2 < 0$ a $\rho_3 > 0$. Rovnice (1.41) je zobecněním (1.38), jelikož obsahuje dvě chyby v důsledku existence nerovnováhy, a sice $c_{t-1} - y_{t-1}^d$ a $a_{t-1} - y_{t-1}^d$. První z nich odráží rozsah nerovnováhy mezi velikostí spotřeby a důchodu v předcházejícím období, ta druhá rozsah nerovnováhy mezi velikostí aktiv a důchodu v předcházejícím období.

2 Aplikace funkce spotřeby

Tato kapitola se zabývá zejména aplikací modelů funkce spotřeby představených v předcházející kapitole. Nejprve ale budou analyzována data potřebná k modelování jednotlivých funkcí a dle zjištěných výsledků testů bude zvolen další postup práce. Následně budou na těchto datech ověřeny zmíněné hypotézy různých modelů spotřební funkce. Dosažené výsledky pak budou zhodnoceny. Dále bude vytvořen vlastní empirický model funkce spotřeby, který by mohl lépe charakterizovat spotřebu domácností v České republice.

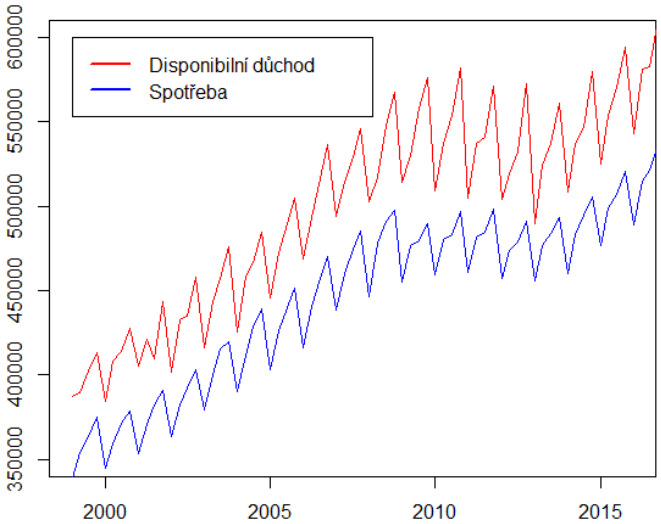
Veškeré testy a modely jsou zpracovány v programu *RStudio*. Jednotlivé výstupy jsou uvedeny v příloze.

2.1 Analýza čtvrtletních dat ČR

K odhadům spotřební funkce jsou zejména potřebná data **výdajů na konečnou spotřebu domácností** a **hrubý disponibilní důchod domácností**. Výdaje na konečnou spotřebu domácností zahrnují hodnotu zboží krátkodobé i dlouhodobé spotřeby a služeb, které domácnosti nakupují, sami vyrábějí a pěstují a tvoří téměř 50 % HDP, dále v [3]. Disponibilní důchod je součet všech příjmů, od kterého jsou odečtené přímé daně a je tedy důchodem, kterým domácnosti skutečně disponují. V České republice tvoří disponibilní důchod domácností přibližně dvě třetiny národního disponibilního důchodu.

Zdrojem těchto dat je Český statistický úřad (ČSÚ). V práci budou použita sezónně neočištěná čtvrtletní data ve stálých cenách. ČSÚ poskytuje data výdajů na konečnou spotřebu domácností ve stálých cenách roku 2010, hrubý disponibilní důchod domácností ve stálých cenách však nikoli. Ten ale lze dopočítat přeceněním jeho hodnot deflátorem (cenovým indexem) výdajů na konečnou spotřebu domácností.

K dispozici máme úplná čtvrtletní data od roku 1999 do roku 2016, tedy 72 pozorování. Na obrázku 2-1 jsou tato data srovnána. Je zde vidět silná sezónnost, od které bude potřeba data očistit.



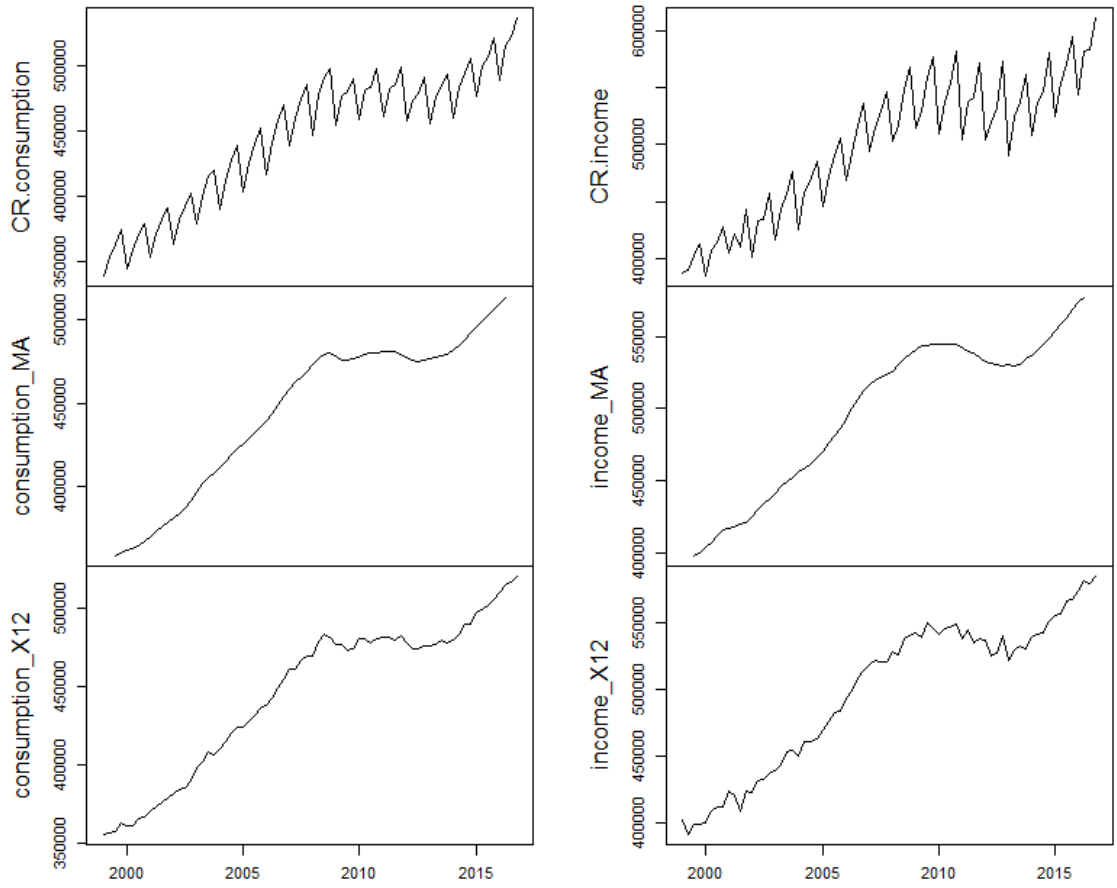
Obrázek 2-1: Graf disponibilního důchodu a spotřeby mezi lety 1999 a 2015 (v mil. Kč)

2.1.1 Očištění časových řad od sezónních vlivů

Český statistický úřad k očišťování časových řad používá dvě standardní metody očišťování: *TRAMO/SEATS* a *X-12-ARIMA*, [9]. Obě metody jsou také doporučovány dle směrnic Evropského statistického systému o sezónním očišťování (*ESS Guidelines on Seasonal Adjustment*) a oficiálně používány Eurostatem.

Program *RStudio* používá funkci *decompose*, kdy je časová řada rozložena na sezónní, trendovou a nepravidelnou složku pomocí **metody klouzavých průměrů**. Dále ale lze použít pokročilejší funkci *x12*, která na data aplikuje metodu ***X-12-ARIMA***. Tato metoda byla vyvinuta Americkým úřadem pro sčítání lidu (*United States Bureau of the Census*, 1998). Algoritmus této metody se dělí na dvě části. Nejprve je aplikován model *RegARIMA* (lineární regresní model s chybami řídícími se *ARIMA* modelem) a poté rozšířená verze algoritmu *X-11*. Časovou řadu také rozloží do tří zmíněných složek a to ve třech iteracích pro získání lepších odhadů těchto složek. Během těchto výpočtů také pracuje s odlehlými pozorováními tak, aby výsledné hodnoty dávaly nejlepší výpověď o jejich skutečném vývoji.

Graf 2-2 ukazuje srovnání těchto dvou metod očištění od sezónnosti s původními daty. Zatímco očištění metodou klouzavých průměrů dává jednoduchý pohled na vývoj výdajů na spotřebu v letech, metoda *X-12-ARIMA* jej dále rozšiřuje o další informace. Tento hrubší průběh křivky ukazuje změny, které jsou v původních datech nerozpoznatelné.



Obrázek 2-2: Graf srovnání očištění od sezónnosti spotřeby a důchodu

Po dlouhodobém téměř lineárním růstu se jak u výdajů na spotřebu, tak i u disponibilního důchodu, ukazuje mezi lety 2008 a 2009 jeho zpomalení způsobené celosvětovou hospodářskou recesí. Po mírném oživení v letech 2010 a 2011 došlo v letech 2012 a 2013 k další, déle trvající recesi. Její trvání lze odůvodnit restriktivní fiskální politikou vlády a obavám z budoucnosti z důvodu snížení reálných mezd, což vedlo ke snížení spotřeby domácností a útlumu investic. Česká národní banka také přistoupila k cílenému oslabování kurzu koruny s cílem podpory vývozu.

V roce 2014 se výkonnost ekonomiky zvýšila a to pozitivně ovlivnilo jak disponibilní důchod, tak i výdaje domácností na konečnou spotřebu. Dělo se tak díky prorůstové fiskální politice, zlepšení na trhu práce a změnám v očekáváních domácích ekonomických subjektů. [7]

2.1.2 Testy na stacionaritu a kointegraci časových řad

Než budou na data aplikovány jednotlivé modely spotřební funkce, je potřeba ověřit, zda jsou časové řady **stacionární** a **kointegrované**.

Stacionárnost časových řad je důležitá pro kvalitu jak ekonometrické analýzy, tak i predikce. Většina ekonomických časových řad, zejména hodnotových ukazatelů, které jsou vyjádřeny v nominálních cenách, je nestacionární. To způsobuje zpravidla rostoucí trend. Ten lze eliminovat zahrnutím proměnné čas do regresního modelu jako jednu z vysvětlujících proměnných, nebo nahrazení dat prvními či vyššími diferencemi.

Při použití prvních diferencí se může objevit problém **zdánlivé regrese**. Dvě časové řady totiž velmi často obsahují stejný trend a v důsledku nestacionárnosti vykazují významnou regresní závislost, ačkoli jediné, co mají společné, je právě téměř shodný trend. Přesto je doporučeno používat spíše první diference než přidání proměnné času.

Tento postup eliminuje trend v ekonometrických analýzách **krátkodobé dynamiky**, u analýz **dlouhodobé dynamiky** však nikoli. V případě výdajů na spotřebu a disponibilního důchodu, či jiných ekonomických proměnných, apriorně předpokládáme, že jsou vázány vztahem **dlouhodobé rovnováhy**. To lze vidět na krátkodobých odchýleních od stabilní úrovně z důvodu různých šoků. Dlouhodobě ale vykazují rovnovážný stav.

Většina nestacionárních makroekonomických proměnných, které jsou integrované stejného řádu, např. $I(1)$, jsou po prvních diferencích již stacionární časové řady. Může se stát, že lineární kombinace těchto dvou nestacionárních proměnných je stacionární, tedy $I(0)$. Pak se takové proměnné nazývají **kointegrované** a znamená to, že mezi nimi existuje zmíněný dlouhodobý vztah. [5]

V minulé kapitole 2.1.1 byla data očištěna od sezónnosti dvěma různými metodami. Jelikož není jasné, která data jsou vhodnější, budou na stacionaritu a kointegraci otestovány obě. Ve prospěch dat očištěných od sezónnosti metodou *X-12-ARIMA* již nyní hovoří fakt,

že očištění metodou klouzavých průměrů zkrátilo časovou řadu o dvě pozorování na začátku a dvě na konci.

Jako první test provedeme **rozšířený Dickey-Fullerův test (ADF)** na stacionaritu časových řad (1976), [5], kdy hypotéza H_0 říká, že řada má jednotkový kořen a tedy není stacionární. Tabulky 5-1 až 5-4 v příloze ukazují výsledky testů pro typ testů „trend“, zvlášť pro výdaje na spotřebu a disponibilní důchod a obě metody sezónního očištění. Výsledky těchto testů ukazují, že nezamítáme hypotézu H_0 a všechny řady jsou tedy nestacionární.

Nyní ověříme, zda první diference dat budou stačit ke stacionaritě, tedy integrovány řádu $I(1)$. Opět provedeme ADF testy jednotkových kořenů pro jednotlivé proměnné. Výsledky testů opět poskytují tabulky v příloze, a to 5-5 až 5-8. Testy ukázaly, že řady očištěné od sezónnosti metodou *X-12-ARIMA* jsou integrovány řádu $I(1)$, zatímco ty metodou klouzavých průměrů ne.

Dalším testem je **Phillipsův-Ouliarisův test jednotkového kořene** pro zjištění kointegrace mezi časovými řadami. Hypotéza H_0 říká, že řady nejsou kointegrované.

Phillipsův-Ouliarisův kointegrační test pro žádný trend aplikovaný na data očištěná metodou klouzavých průměrů hypotézu H_0 nezamítá.

Kointegrační test aplikovaný na data očištěná metodou *X-12-ARIMA* naopak zamítá hypotézu H_0 a řady jsou tedy kointegrované.

Tabulky 5-9 a 5-10 ukazují výsledky testů pro konstantní a lineární trend aplikovaný na data očištěná metodou klouzavých průměrů, respektive metodou *X-12-ARIMA*. U obou se nezamítá hypotéza H_0.

Podle **Newboldova-Grangerova pravidla palce** (*rule of thumb*, 1974) lze u nestacionárních časových řad ověřit, zda u nich existuje riziko zdánlivé regrese.

Porovnává se hodnota R^2 a hodnota DW statistiky. Pokud je R^2 vyšší než DW, je zde vysoké riziko zdánlivé regrese a řady nejsou kointegrované. Pro časové řady očištěné metodou klouzavých průměrů je $R^2 = 0{,}99$ a $DW = 0{,}16$. Je tedy indikována zdánlivá regrese. Podobně pro data očištěná metodou *X-12-ARIMA* je $R^2 = 0{,}99$ a $DW = 1{,}27$ a tudíž není indikována zdánlivá regrese.

Při použití **Cointegration Regression Durbin Watson testu (CRDW)**, kde hypotéza H_0 říká, že řady nejsou kointegrované, se porovnává hodnota DW s kritickou hodnotou $0{,}386$. Pro hladinu významnosti 5 % se při překročení této hodnoty H_0 zamítá. V případě dat očištěných metodou klouzavých průměrů je hodnota $DW = 0{,}16$ a tudíž řady nejsou kointegrované. Naopak v případě dat očištěných metodou *X-12-ARIMA* je hodnota $DW = 1{,}27$ a tedy řady kointegrované jsou. Tyto výsledky ukazují tabulky 5-11 a 5-12 v příloze.

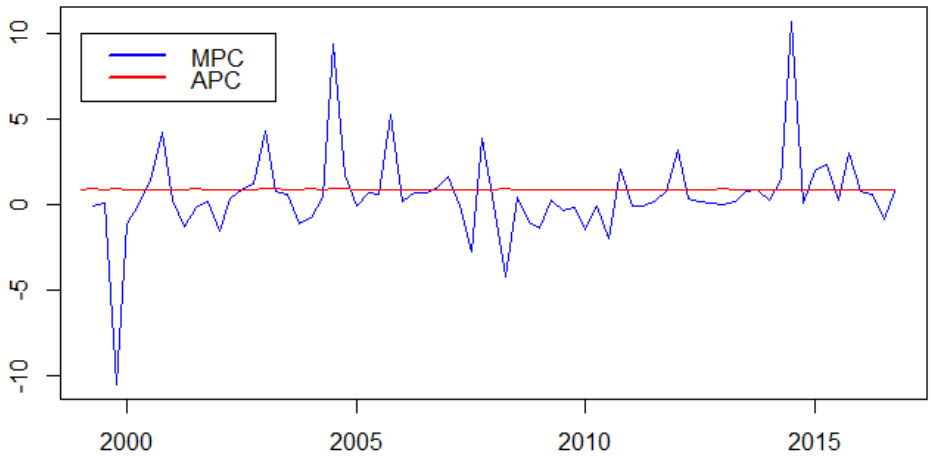
Nakonec provedeme **Engleův-Grangerův test stacionarity reziduí** (1987), [5]. Opět využijeme ADF test pro typ „žádný“, „drift“ a „trend“. Hypotéza H_0 říká, že rezidua nejsou

stacionární a tudíž řady nejsou kointegrované. Jak je vidět z hodnot testů v tabulkách 5-13 až 5-14 pro typ „trend“ a jednotlivé metody očištění od sezónnosti, hypotézu H_0 vždy zamítáme ve prospěch alternativní hypotézy.

Z výsledků testů lze říci, že časové řady sezónně očištěné metodou *X-12-ARIMA* dosahují lepších závěrů testů, a tedy u nich nedochází ke zdánlivé regresi, rezidua jsou stacionární a řady jsou kointegrované. Pro aplikaci modelů spotřební funkce v této práci tak budou použita právě tato data.

2.1.3 Průměrný sklon ke spotřebě a mezní sklon ke spotřebě

Mezi základní indikátory popisující SF je průměrný sklon ke spotřebě (APC) a mezní sklon ke spotřebě (MPC). Dle teorie se hodnoty MPC se pohybují v intervalu $\langle 0{,}1 \rangle$ a zároveň MPC $<$ APC. Jejich srovnání, provedené na čtvrtletních očištěných datech ve stálých cenách roku 2010 v letech 1999 až 2016, je v grafu 2-3. Zatímco křivka APC se stabilně pohybuje kolem hodnoty 0,89, MPC vykazuje výrazné výkyvy. Prvním zlomem došlo ve třetím čtvrtletí roku 1999, kdy se hodnota MPC dostala až hodnotě $-10{,}5$. Ačkoli došlo ke snížení disponibilního důchodu o 10,5 %, domácnosti nepřizpůsobily objem spotřebních výdajů. Naopak v letech 2004 a 2014 došlo ke zvýšení tempa růstu spotřeby oproti tempu růstu důchodu o přibližně 10 %. Domácnosti tak musely zvýšený objem spotřeby financovat z alternativních zdrojů, například z vytvořených úspor či získaných úvěrů.



Obrázek 2-3: Graf čtvrtletního srovnání APC a MPC

2.2 Aplikace keynesiánské funkce spotřeby

Jako první bude otestována **hypotéza absolutního důchodu** dle kapitoly 1.1. Jde v základě o nejjednodušší specifikaci spotřební funkce, která je vyjádřená závislostí spotřebních výdajů na disponibilním důchodu. Po aplikaci MNČ na (1.1) získáme odhad dlouhodobé SF ve tvaru

$$\begin{aligned} \hat{C}_i = \quad & 13750 \quad + \quad 0{,}87Y_i, \quad & R^2 = 0{,}9888, \\ & (5526) \qquad\quad (0{,}01) \quad & \bar{R}^2 = 0{,}9886. \end{aligned} \tag{2.1}$$

Odhadnutou autonomní spotřebu domácností v hodnotě 13 750 mil. Kč nelze považovat za ekonomicky interpretovatelnou, protože má charakter statistického rezidua. Odhad $\hat{\beta}_2 = 0{,}87$, který je směrnicí přímky (1.1), představuje mezní sklon ke spotřebě (MPC). Jelikož se hodnota MPC pohybuje mezi nulou a jedničkou, lze považovat hodnotu 0,87 za věrohodnou. Lze ji interpretovat tak, že při jednotkovém zvýšení důchodu spotřební výdaje domácností vzrostou o 0,87 haléřů.

Úroveň koeficientu determinace R^2 je velmi blízká upravenému koeficientu determinace $\bar{R}^2$ a vyjadřuje, že v průměru 98,9 % rozptylu výdajů domácností na spotřebu lze vysvětlit důchodem.

Výsledky odhadu a následující testy jsou uvedeny v příloze v tabulce 5-15. Testy byly vyhodnoceny dle jejich kritických hodnot, které jsou dané příslušnými rozděleními statistik a stupni volnosti. Prvním testem na autokorelaci je Durbin-Watsonův test. Má hodnotu $DW = 1{,}2735$ a $p - \text{value} = 0{,}00043$. Hodnota DW může značit, že odhad je ovlivněn autokorelací. Dalším testem je Breusch-Godfreyův test na sériovou korelaci do řádu 1 a do řádu 3. Jejich hodnoty ukazují, že hypotézu H_0 o nekorelované náhodné složce nemůžeme zamítnout. Jarque-Berův test na normalitu reziduí ukazuje, že jsou normálně rozdělená. Breusch-Paganův test na heteroskedasticitu říká, že hypotézu H_0 o homoskedasticitě nelze zamítnout.

V případě odhadu krátkodobé SF (1.1) pomocí prvních diferencí výdajů na spotřebu a disponibilního důchodu se model ukázal jako nevýznamný, ačkoli dle testů modelu výsledky nebyly zatíženy autokorelací.

S takto jednoduchým vyjádřením SF je spojeno několik problémů, [4]. Při odhadu SF pomocí MNČ vzniká chyba v důsledku simultánní závislosti C a Y a odhady jejích parametrů tak nejsou nestranné ani konzistentní. Odhad MPC tak je ve většině případů nadhodnocen a úrovňová konstanta podhodnocena. Proto budou výsledky (2.1) brány s rezervou a jen jako určité potvrzení teorie tak, jak ji představil Keynes.

2.3 Aplikace hypotézy relativního důchodu

Pro odhad spotřební funkce odrážející setrvačnost ve spotřebě bude použita **Brownova krátkodobá makroekonomická spotřební funkce** (1.3). Po aplikaci MNČ jsou získány tyto hodnoty

$$\begin{aligned} \hat{C}_t = \quad & 0{,}141 Y_t \quad + \quad 0{,}83 C_{t-1}, \quad R^2 = 0{,}9964, \\ & (0{,}06) \qquad\quad (0{,}07) \qquad \bar{R}^2 = 0{,}9963, \end{aligned} \tag{2.2}$$

kde Y je reálný disponibilní důchod a C je konečná reálná spotřeba. Koeficienty jsou na pětiprocentní hladině významnosti statisticky významné. Dle hodnoty Durbin-Watsonova testu $DW = 1{,}6028$ nemusí být odhad zatížen autokorelací. Další testy uvádějí, že náhodná složka je nekorelovaná, rezidua jsou normálně rozdělená a homoskedasticitu nelze zamítnout. Výsledky odhadu a testy jsou uvedeny v tabulce 5-16 v příloze.

Za předpokladu (1.4) a pro průměrnou roční míru růstu spotřeby $h = 2{,}2\ \%$ za roky 1999 až 2016, získáme substitucí do rovnice dlouhodobé spotřební funkce (1.5) odhad

$$\hat{C}_t = 0{,}75 Y_t, \tag{2.3}$$

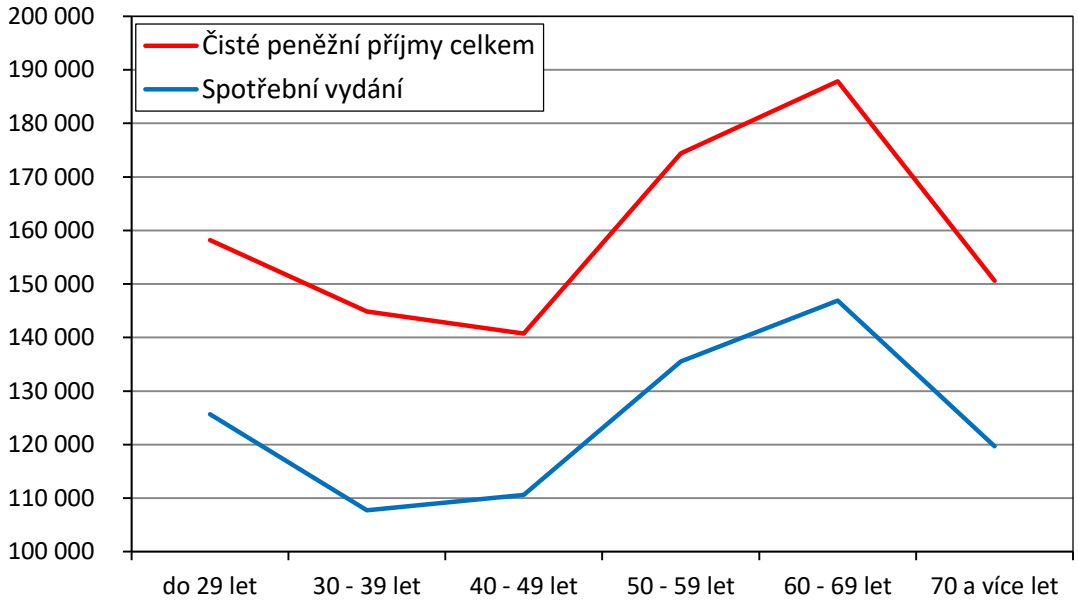
neboli APC je v tomto období 0,75. Ve srovnání s APC v grafu 2-3, kde se pohybuje kolem hodnoty 0,89, je tento odhad nižší. Jejich interpretace je ale zcela jiná. Zatímco graf ukazuje vývoj APC, že v každém roce daly domácnosti téměř 90 % jejich důchodu na spotřebu, hodnota 0,75 vyjadřuje změnu výdajů na spotřebu při jednotkové změně disponibilního důchodu. Dle Duesenberryho (1949) je totiž v dlouhém období MPC konstantní, a tedy roven APC.

2.4 Aplikace teorie životního cyklu

Teorie životního cyklu předpokládá, že na spotřebu domácností nemají žádný vliv změny důchodu, ale věk člověka. Předpokládá se tedy, že spotřeba člověka je v průběhu let víceméně konstantní. Dle časové linie lze říci, že člověk než začne pracovat a vydělávat, žije na dluh, případně z úspor. V letech, kdy je ekonomicky aktivní, je jeho důchod zpravidla vyšší než jeho spotřeba a spoří. V důchodovém věku, již jako ekonomicky neaktivní má nižší důchod než spotřebu a čerpá ze svých úspor.

Funkce spotřeby (1.8) a (1.9) předpokládají, že lze kvantifikovat očekávaný výdělek spotřebitelů, očekávaný počet let jejich života a bohatství domácností. To jsou ale hůře zjistitelné veličiny, a proto je odhad SF dle teorie životního cyklu obtížně realizovatelný.

Pro zjednodušené ověření této teorie lze pomocí dat ČSÚ (Vydání a spotřeba domácností statistiky rodinných účtů – doplňující třídění) zobrazit vztah mezi spotřebou, příjmy a věkem.



Obrázek 2-4: Graf srovnání čistých peněžních příjmů a spotřebních výdajů domácností podle věku osoby v čele domácnosti (průměry na osobu v Kč za rok 2015)

Graf 2-4 tak ukazuje srovnání čistých peněžních příjmů a spotřebních výdajů domácností podle věku osoby v čele domácnosti v průměrných částkách na osobu v Kč za rok 2015. Toto srovnání se ale s teorií životního cyklu zcela rozchází. Ukazuje totiž, že spotřební výdaje jsou zvlášť upravovány v každém věku osoby dle jeho aktuálních příjmů, což přímo odporuje výchozí úvaze.

2.5 Aplikace hypotézy permanentního důchodu

V kapitole 1.4 bylo uvedeno, že z důvodu neměřitelných proměnných permanentní důchod Y^Pa permanentní či optimální spotřeba C^P ve Friedmanově spotřební funkci, nelze rovnici (1.13) odhadnout. Tyto proměnné lze ale aproximovat odhadem modelu dle hypotézy adaptivních očekávání nebo hypotézy částečného přizpůsobení.

2.5.1 Aplikace hypotézy adaptivních očekávání

Spotřební funkce ve tvaru autoregresního **modelu adaptivních očekávání** (1.17) lze přepsat na

$$C_t = \alpha_1 + \alpha_2 Y_t + \alpha_3 C_{t-1} + u_t^*, \tag{2.4}$$

kde

$$\alpha_1 = g\beta_1, \quad \alpha_2 = g\beta_2, \quad \alpha_3 = 1 - g, \quad u_t^* = u_t - (1-g)u_{t-1}. \tag{2.5}$$

Parametr β_2 v (1.17) udává průměrnou očekávanou změnu spotřeby C_t odpovídající jednotkové změně permanentního důchodu Y_t^P. Parametr α_2 v (2.4) naopak udává průměrnou změnu C_t při jednotkovém zvýšení běžného (měřitelného) důchodu Y_t. [4] Koeficient g je koeficientem adaptivních očekávání.

Po odhadu (2.4) pomocí MNČ je rovnice spotřební funkce podle hypotézy adaptivních očekávání ve tvaru

$$\begin{array}{lcccl} \hat{C}_t = & 7308 & + \; 0{,}141 Y_t & + \; 0{,}83 C_{t-1}, & R^2 = 0{,}9964, \\ & (3256) & (0{,}06) & (0{,}07) & \bar{R}^2 = 0{,}9963, \end{array} \tag{2.6}$$

kde Y_t je reálný disponibilní důchod a C_t je konečná reálná spotřeba. Koeficienty jsou na pětiprocentní hladině významnosti statisticky významné. Výsledky odhadu a testy jsou uvedeny v tabulce 5-16 v příloze.

Odhad krátkodobého MPC je 0,141, čili růst disponibilního důchodu o 1 Kč vyvolá v průměru zvýšení výdajů na spotřebu o 14 haléřů. Odhad koeficientu adaptivních očekávání $\hat{g}$ je po přepočtu parametru α_3 podle (2.5) roven 0,17. Podle rovnice (1.16) to znamená, že spotřebitelův permanetní důchod Y_t^P je tvořen ze 17 % z disponibilního důchodu Y_t a z 83 % z minulých hodnot Y_{t-1}^P. Za předpokladu dlouhodobého trvalého růstu důchodu lze pomocí (2.5) stanovit MPC odpovídající jednotkovému zvýšení permanentního důchodu tak, že $\hat{\beta}_2 = \hat{\alpha}_2/\hat{g} = 0{,}141/0{,}17 = 0{,}829$.

Pokud se tedy spotřebitel učí ze svých minulých chyb ohledně očekávané výše svého důchodu, bude reagovat na jednokorunové zvýšení důchodu růstem výdajů na spotřebu

v průměru o 0,83 haléřů. Nicméně vzhledem k předpokládané autokorelaci náhodné složky u_t^* ve (2.4) dle (2.5), nejsou tyto odhady parametrů nestranné ani konzistentní.

2.5.2 Aplikace hypotézy částečného přizpůsobení

Pokud vycházíme z předpokladu, že permanentní či dlouhodobá spotřeba C^P je lineární funkcí důchodu Y dle funkce (1.18), lze odpovídající autoregresní **model částečného přizpůsobení** (1.20) přepsat na

$$C_t = \alpha_1 + \alpha_2 Y_t + \alpha_3 C_{t-1} + u_t^+, \tag{2.7}$$

kde

$$\alpha_1 = d\beta_1, \quad \alpha_2 = d\beta_2, \quad \alpha_3 = 1 - d, \quad u_t^+ = du_t. \tag{2.8}$$

Parametr β_2 v (1.20) udává dlouhodobý mezní sklon ke spotřebě. Parametr α_2 v (2.7) naopak udává krátkodobý mezní sklon ke spotřebě. Koeficient d, pro který platí $d \leq 1$, je koeficientem adaptace.

Zatímco model (2.4) představuje dlouhodobou spotřební funkci, model (2.7) je krátkodobou spotřební funkcí.

Vzhledem k tomu, že (2.7) je formálně shodná s (2.4), lze k interpretaci použít výsledky (2.6) dosažené v kapitole 2.5.1. Hodnota $\hat{\alpha}_2 = 0{,}141$ je krátkodobý MPC. Vzhledem k $\hat{d} = 0{,}17$, je dlouhodobý MPC 0,83. Z hodnoty odhadnutého koeficientu adaptace 0,17 lze učinit závěr, že během libovolného jednoho období spotřebitelé přizpůsobují své výdaje přibližně z $1/6$ požadované či dlouhodobé úrovni spotřeby C_t^P a více se adaptují na předchozí období C_{t-1}. Odhad modelu (2.7) již není zatížen sériovou korelací náhodné složky u_t^+ oproti složitěji vyjádřené náhodné složce u_t^* v (2.4).

2.6 Aplikace teorie racionálních očekávání

Nyní bude odhadnuta spotřební funkce na základě racionálních očekávání spotřebitele z kapitoly 1.5. Budou aplikovány dvě teorie, a to **hypotéza racionálních očekávání (REH)** a **hypotéza racionálních očekávání permanentního důchodu (REPIH)**.

2.6.1 Aplikace hypotézy racionálních očekávání

Pro odhad rovnice (1.21) bude aplikována dvoufázová aplikace MNČ. Nejprve bude odhadnuta (1.22) za účelem získání vyrovnaných hodnot $\hat{Y}_t$ představující racionální očekávání $E_{t-1}(Y_t)$, tedy očekávanou výši důchodu. Pomocí této vyrovnané hodnoty $\hat{Y}_t$ bude odhadnuta druhou aplikací MNČ rovnice (1.21).

Pro odhad (1.22) je potřeba nové proměnné W_t, představující bohatství domácností. Tato veličina je definována dle *OECD* [10] jako hodnota všech aktiv ve vlastnictví domácností snížená o hodnotu všech jejich závazků. Z databáze *Eurostatu* lze získat tato data

jako čistá finanční aktiva domácností a to pro období 1. čtvrtletí 2008 až 2. čtvrtletí 2016. Data jsou přepočítána na stálé ceny roku 2010 a sezónně očištěna metodou *X-12-ARIMA*.

Po odhadu (1.22) dostáváme

$$\hat{Y}_t = \underset{(59540)}{78940} + \underset{(0{,}123)}{0{,}799Y_{t-1}} + \underset{(0{,}005)}{0{,}019W_{t-1}}, \quad R^2 = 0{,}778, \quad \bar{R}^2 = 0{,}763, \tag{2.9}$$

ze kterého budou použity vyrovnané hodnoty $\hat{Y}_t$ jako $E_{t-1}(Y_t)$ k odhadu (1.21), kterým se získají tyto hodnoty

$$\hat{C}_t = \underset{(40250)}{46510} + \underset{(0{,}074)}{0{,}805E_{t-1}(Y_t)}, \quad R^2 = 0{,}792, \quad \bar{R}^2 = 0{,}786. \tag{2.10}$$

Dle výsledků (2.10) lze říci, že domácnosti využívají informaci o svém očekávaném budoucím důchodu z 80 %. Uvedené výsledky ale nejsou nestranné ani konzistentní, neboť testy ukázaly, že odhad je zatížen autokorelací a náhodná složka je silně sériově korelovaná. Celkové výsledky jsou uvedeny v příloze 5-17 a 5-18.

2.6.2 Aplikace hypotézy racionálních očekávání permanentního důchodu

Platnost **hypotézy racionálních očekávání permanentního důchodu (REPIH)** se ověřuje srovnáním rovnice (1.26) s rovnicemi (1.27) – (1.29). Pokud rovnice (1.27) – (1.29) mají horší vysvětlovací schopnosti, tj. koeficient determinace R^2, hypotéza REPIH platí.

Odhad (1.26) vypadá následovně

$$\hat{C}_t = \underset{(3343)}{6542} + \underset{(0{,}007)}{0{,}99C_{t-1}}, \quad R^2 = 0{,}9961, \quad \bar{R}^2 = 0{,}996. \tag{2.11}$$

Po odhadech (1.27) a (1.28), které nepřinesly lepší hodnoty R^2, lze jednoznačně prohlásit, že REPIH platí. Odhad (1.29) tedy není nutný. Vzhledem k platnosti hypotézy lze říci, že veškerá informace k $\hat{C}_t$ je obsažena v její minulé hodnotě C_{t-1}. Odhad (2.11) není zatížen autokorelací, ani sériovou korelací náhodné složky. Výsledky jsou společně s testy uvedeny v tabulce 5-19.

2.7 Aplikace mechanismu korekce chyby

V této kapitole bude na data aplikován postup **DHSY** dle kapitoly 1.6. Ten bude poté porovnán s modelem **HUS**.

Model DHSY je odhadnutý ve tvaru (1.37), jeho výsledky jsou následující

$$\hat{c}_t = \underset{(0{,}09)}{0{,}194} + \underset{(0{,}07)}{0{,}151y_t^d} + \underset{(0{,}07)}{0{,}006y_{t-1}^d} + \underset{(0{,}004)}{0{,}827c_{t-1}}, \quad R^2 = 0{,}9967, \quad \bar{R}^2 = 0{,}9966. \tag{2.12}$$

Jelikož spotřeba a důchod rostou pro vzorce (1.33) průměrným konstantním tempem $h = 0{,}0023$, lze z dosažených hodnot parametrů v (2.12) získat konstantu $k = \frac{\beta_0 - h(\beta_2 + \beta_3)}{(1-\beta_3)} = 1{,}11$, která představuje dlouhodobý průměrný sklon ke spotřebě (MPC). Koeficient k je po odlogaritmování a dosazení do rovnice (1.30) jako hodnota $K = 3{,}035$. To by ovšem znamenalo, že spotřeba roste třikrát rychleji než důchod a to není pravda. Mezi spotřebou a důchodem tak neexistuje rovnovážný stav. Výsledky modelu (2.12) jsou uvedeny v příloze v tabulce 5-20.

Model HUS má po odhadu (1.41) pomocí MNČ tento tvar

$$\Delta\hat{c}_t = \underset{(0{,}03)}{-0{,}06} + \underset{(0{,}11)}{0{,}13\Delta y_t^d} - \underset{(0{,}12)}{0{,}2(c_{t-1} - y_{t-1}^d)} + \underset{(0{,}01)}{0{,}02(a_{t-1} - y_{t-1}^d)}, \quad R^2 = 0{,}18, \quad \bar{R}^2 = 0{,}1, \tag{2.13}$$

kde a_t je logaritmus bohatství. Výsledky s testy jsou v příloze v tabulce 5-21. Tento odhad (2.13) je ale celkově nevýznamný, je zatížen autokorelací a nemá normálně rozdělená rezidua. S přihlédnutím k výsledkům, které byly získány modelem DHSY a modelem HUS lze konstatovat, že hypotéza o rovnovážném stavu závislosti spotřeby na důchodu se zamítá.

2.8 Zhodnocení výsledků

Nyní lze zhodnotit a porovnat dosažené výsledky z kapitol 2.2 až 2.7 společně se závěry různých analýz zabývajících se spotřební funkcí v České republice.

Odhad modelu dle hypotézy absolutního důchodu (2.1) potvrdila teorii Keynese o spotřební funkci, avšak vzhledem k výsledkům testů mohou být odhady parametrů zkreslené. Mnohem lepší výsledky poskytla hypotéza relativního důchodu (2.2).

K hlavním teoretickým přístupům, které jsou v posledních desetiletích nejvíce používány, patří hypotéza životního cyklu a hypotéza permanentního důchodu. Teorie životního cyklu ale byla zamítnuta a graf 2-4, který hypotézu vyvrátil, naopak potvrdil přímý vliv příjmů na spotřebě.

Výsledky dosažené aplikací hypotézy permanentního důchodu (2.6) byly velmi dobré. Co se týče jejich interpretace, záleží na tom, co ovlivňuje chování spotřebitelů. Pokud je to setrvačnost či spotřební zvyklosti, pak je vhodné interpretovat spotřební funkci ve tvaru modelu částečného přizpůsobení (2.7). Určují-li chování spotřebitelů očekávání ohledně jejich budoucího důchodu, je výhodnější odhadovat spotřební funkci v podobě modelu adaptivních očekávání (2.4). Koeficient adaptivních očekávání g nám ukázal, že spotřebitelé ohledně očekávané výše svého důchodu více hledí do minulosti. Koeficient adaptace d u hypotézy částečného přizpůsobení naopak ukázal, že spotřebitele ovlivňuje setrvačnost a spotřební zvyklosti ve spotřebě a nikoli požadovaná výše spotřeby. Z těchto závěrů nelze jednoznačně vyvodit, zda český spotřebitel očekává stejnou výši svého důchodu, jako měl v minulém období, nebo jeho současná spotřeba je ve stejné výši jako v minulém období.

Pánková [6] modelovala spotřební funkci dle hypotézy permanentního důchodu v České republice na čtvrtletních datech za roky 1995 až 2011. Ani zkrácení časové řady na období 1995-2007 nepotvrdilo hypotézu PIH. Naopak bylo potvrzeno, že spotřeba je přímo závislá na výši příjmů. Arlt a kol. [1] také modelovali spotřební funkci v České republice za roky 1990 až 2000 dle hypotézy permanentního důchodu založené na principu racionálních očekávání. Vzhledem ke kointegraci spotřeby a důchodu ale vyloučili hypotézu permanentního důchodu.

Dle Filáčka [2], který modeloval spotřebu domácností v České republice pro roky 1994 až 1998 podle hypotéz racionálních a adaptivních očekávání, jsou spotřebitelé výhradně ovlivněni disponibilním důchodem a bohatstvím aproximovaném peněžní zásobou M2 (oběživo a termínované vklady). Hypotézu jak racionálních, tak adaptivních očekávání zavrhl. A právě teorie racionálních očekávání pro odhad spotřební funkce (2.10) se neukázala jako vhodná. Naopak upravená hypotéza racionálních očekávání permanentního důchodu byla vyhodnocena jako věrohodná.

Posledními modely byly DHSY a HUS. Postup DHSY neposkytl výsledky odpovídající teorii. Odhad mezního sklonu ke spotřebě byl větší než jedna, což by znamenalo, že spotřebitelé utratí celý důchod a zbytek spotřeby financují z úspor či úvěrů. Tomu ale výchozí analýza dat neodpovídá.

Z uvedených závěrů lze říci, že výdaje na konečnou spotřebu domácností v České republice jsou ovlivněny zejména permanentním důchodem a spotřebou z předcházejícího období.

2.9 Návrh empirického modelu funkce spotřeby pro ČR

Pro nalezení případných dalších regresorů spotřební funkce bude sestaven model s různými makroekonomickými proměnnými. Odhad této funkce může ukázat závislosti, které zatím nebyly v práci prezentovány.

2.9.1 Výběr proměnných

Jako proměnné vlastního modelu budou vybrány zejména faktory, které z pohledu makroekonomie ovlivňují výdaje na konečnou spotřebu. Většina těchto determinantů již byla při analýzách spotřební funkce použita mnohými autory.

Jedná se o proměnnou **bohatství W**, definovanou jako čistá aktiva domácností, která již byla použita v kapitole 2.6.1 při ověření hypotézy racionálních očekávání. Bohatství domácností by mělo pozitivně ovlivnit jejich spotřebu.

Další proměnnou, která může ovlivnit chování spotřebitelů, je **index spotřebitelských cen (CPI)** či jeho přírůstky, tedy **inflace π**. Tato proměnná by naopak měla mít nulový efekt na spotřebu. Pokud by parametr inflace byl kladný, pak by to znamenalo, že spotřebitelé podléhají tzv. peněžní iluzi. Při konstantních hodnotách ostatních parametrů by totiž kladný

růst cenové hladiny znamenal růst spotřebních výdajů. Spotřebitelé tak v takovém případě berou ekviproporcionální růst především důchodu v peněžním vyjádření tak, jako by rostly reálné důchody a nikoliv ceny. Záporný parametr by naopak svědčil o obrácené iluzi spotřebitelů. Spotřebitelé věří, že jejich reálné důchody klesají, i když tomu tak ve skutečnosti není, a své výdaje tak snižují. [4]

Pokud bude **úroková míra (IR)** růst, pak spotřebitelé budou více šetřit a omezí svoji spotřebu. V modelu bude použita 3-měsíční úroková míra z databáze *Eurostatu*.

Zvyšování **nezaměstnanosti $\boldsymbol{\mu}$** znamená především omezení příjmů spotřebitelů a tudíž i snížení jejich spotřeby.

Jako poslední vysvětlující proměnná bude zahrnutý **čas $\boldsymbol{t}$**. V analýze časových řad je zahrnutí času či trendové proměnné do specifikace spotřební funkce velmi častý. Získá se tak pohled na to, jak se závisle proměnná spotřeba vyvíjí v čase, a to i ve srovnání s vývojem ostatních makroekonomických veličin, jako například nezaměstnanosti a inflace. Čas také může reprezentovat vývoj populace. Agregovaná spotřeba totiž s rostoucím počtem obyvatel a domácností roste. [4]

Mezi vysvětlující proměnné je pochopitelně zahrnutý i **disponibilní důchod $\boldsymbol{Y}$**. Jelikož mezi disponibilním důchodem a bohatstvím může být značná kolinearita, bude nejprve odhadnuta regrese W na Y. Odhad je pak ve tvaru

$$\begin{aligned} \widehat{W}_t = \quad & -5568000 \quad + \quad 15{,}1Y_t, \qquad R^2 = 0{,}46, \\ & (1567000) \qquad\quad (2{,}885) \qquad \bar{R}^2 = 0{,}44. \end{aligned} \tag{2.14}$$

Parametry jsou sice významné, ale koeficient determinace R^2 ani upravený koeficient determinace $\bar{R}^2$ neukazuje výraznou kolinearitu. V tomto případě je tak možné měřit jejich oddělený vliv na spotřební výdaje.

Podobné analýze byly podrobeny i ostatní proměnné. Většina těchto faktorů byla významná. Naopak inflace významná v žádném případě nebyla. Výraznější závislost ukázala regrese důchodu na CPI. Zatím ale bude CPI mezi vysvětlujícími proměnnými ponechán.

Z důvodu omezení dostupnosti dat, například bohatství, je období omezeno na 1. čtvrtletí 2008 až 2. čtvrtletí 2016.

2.9.2 Odhad empirického modelu

Zahrnutí všech vysvětlujících proměnných do modelu znamenalo nevýznamné parametry proměnných, ačkoli koeficienty determinace R^2 a $\bar{R}^2$ byly 0,84 a 0,79. Hodnota F-statistiky 17,37 a její p-hodnota ale znamená, že model jako celek není významný.

Odhadl jsem mnoho regresních funkcí s různými kombinacemi proměnných. Nakonec byly vybrány dva modely. Jednotlivé modely byly vybírány podle několika kritérií. Zavržené specifikace nesplňovaly například významnost koeficientů, vyšší koeficienty determinace,

nevýznamnost modelu jako celku či testy na autokorelaci, normalitu reziduí a heteroskedasticitu.

Jako jedna z prvních proměnných byla odebrána inflace. V žádném z modelů neměla významné koeficienty. Ačkoli jde o přírůstky indexu spotřebitelských cen, tak právě CPI měl v modelech významný koeficient. Nicméně v modelech s CPI a důchodem byla zjištěná heteroskedasticita. Odebrání proměnné důchodu ale celý model způsobilo nevýznamným. Další proměnnou, která byla odebrána a která byla sice statisticky významná, ale její kladný parametr nevyhovoval předpokladům, je úroková míra. Její kladné znaménko by znamenalo, že ačkoli by domácnosti měli spořit, tak neracionálně utrácejí.

Výsledné modely si jsou velmi podobné. Každý z nich ale má jiné hodnoty. Výsledky prvního modelu jsou

$$\begin{array}{lllllllll} \hat{C}_t = & 266600 & + & 0{,}419Y_t & - & 2966\mu_t & + & 438{,}2t_t, & R^2 = 0{,}928, \\ & (29260) & & (0{,}052) & & (537{,}1) & & (64{,}1) & \bar{R}^2 = 0{,}921, \end{array} \tag{2.15}$$

kde Y_t je disponibilní důchod, μ_t je míra nezaměstnanosti a t_t je čas. Celkové výsledky a testy modelu jsou uvedeny v příloze 5-22.

Parametry jsou statisticky významné na 0,1 %. Vysoká hodnota koeficientu vícenásobné determinace $R^2 = 0{,}928$, resp. $\bar{R}^2 = 0{,}921$ svědčí o tom, že obě exogenní proměnné v (2.15) vysvětlují kolem 92 % celkového rozptylu skutečných výdajů na spotřebu domácností v daném období. P-hodnota F-testu vychází velmi nízká a model jako celek je významný. Testy na autokorelaci a normalitu reziduí jsou v pořádku. Například hodnota Durbin-Watsonova testu je 1,96, tudíž autokorelace je zcela vyloučená.

Hodnota 266 600 milionů korun představuje reálnou autonomní spotřebu, za podmínek nulových hodnot ostatních vysvětlujících proměnných. Mezní sklon ke spotřebě (MPC) je 0,41. Při růstu reálného disponibilního důchodu o korunu vzrostou za jinak stejných podmínek reálné výdaje na spotřebu o 0,41 haléřů. Pokud vzroste míra nezaměstnanosti o jednotku (1 %), pak spotřeba za jinak stejných podmínek klesne o 2 966 milionů korun. Při konstantní výši důchodu a míry nezaměstnanosti lze očekávat průměrný růst reálných spotřebních výdajů o 438,2 milionů korun ročně.

Výsledek druhého modelu je

$$\begin{array}{lllllllll} \hat{C}_t = & 249500 & + & 0{,}373Y_t & - & 1963\mu_t & + & 0{,}0167W_t, & R^2 = 0{,}926, \\ & (28520) & & (0{,}056) & & (548{,}8) & & (0{,}002) & \bar{R}^2 = 0{,}919, \end{array} \tag{2.16}$$

kde oproti odhadu (2.15) je místo času t_t bohatství W_t. Výsledky a testy modelu jsou uvedeny v příloze 5-23.

Parametry jsou statisticky významné alespoň na 1 %. Hodnoty $R^2 = 0{,}926$ a $\bar{R}^2 = 0{,}919$ opět ukazují, že ve zkoumaném období je variabilita výdajů na spotřebu velmi

dobře vysvětlena použitými vysvětlujícími proměnnými. P-hodnota F-testu vychází opět velmi nízká a model jako celek je významný. Testy na autokorelaci a normalitu reziduí jsou v pořádku. Nicméně hodnota Durbin-Watsonova testu je nyní $1{,}70$, ale model dle ostatních testů nemusí být zatížen autokorelací.

Hodnota $249\,500$ milionů korun opět udává autonomní spotřebu. Mezní sklon ke spotřebě (MPC) v (2.16) oproti (2.15) poklesl na $0{,}373$. Na růst reálného disponibilního důchodu o korunu zareaguje za jinak stejných podmínek reálná spotřeba o $0{,}37$ haléřů. Koeficient míry nezaměstnanosti se také snížil, při poklesu o jednotku (1 %) tak spotřeba za jinak stejných podmínek klesne o $1\,963$ milionů korun. Místo času t_t je třetí vysvětlující proměnnou bohatství W_t. Ačkoli je hodnota parametru statisticky významná na 0,1 %, dopad růstu bohatství o jednotku nemá téměř žádný dopad na reálnou spotřebu.

Model (2.15) na první pohled dává lepší výsledky než (2.16). Vhodnost obou modelů pro prognózování spotřebních výdajů ale bude otestována v další z kapitol.

3 Srovnání SF před a po krizi 2008 - 2009

Již z grafu 2-2 v kapitole 2.1 víme, že vývoj jak výdajů na konečnou spotřebu domácností, tak i disponibilního důchodu byly silně ovlivněny celosvětovou finanční krizí mezi lety 2008 a 2009. Jak se ale liší spotřební funkce dle jednotlivých hypotéz z kapitol 1.1 až 1.6 a empirických modelů z kapitoly 2.9.2 v období před a po této krizi?

3.1 Vliv hospodářské krize 2008 – 2009

Od poloviny roku 2006 zažívala světová ekonomika výrazný růst. Nezaměstnanost byla v mnohých částech světa na historických minimech. Posilovaly kurzy akcií a ceny nemovitostí, jejichž nákupy byly motivovány příznivými úrokovými sazbami pro financování. Možnost pořízení nemovitosti se tak otevírala pro stále větší počet i méně bonitních klientů.

Zhruba od poloviny roku 2007 začal být zřetelně patrný útlum přicházející na trh nemovitostí v USA. Na finačních trzích se začali obávat, jak se projeví stále hůře splácené hypoteční úvěry, které byly také nakoupeny jako podkladová aktiva složitých investičních instrumentů v rizikovém profilu i dalších bank a finančních institucí. Od poloviny 90. let se vysoká sofistikovanost těchto finančních služeb rozvinula do podoby sekuritizací a velmi složitých obchodů se strukturovanými derivátovými produkty. Právě to vedlo k situaci, že se riziková podkladová aktiva, jimiž byly i poskytnuté rizikové půjčky na bydlení v USA, dostala v obchodech s cennými papíry do bilancí mnoha bank i v jiných zemích. Obavy vyvolané skutečností, že prakticky nebylo možné zjistit v jakém rozsahu a v bilancích jakých bank jsou tato aktiva umístěna, vedly k obrovské nedůvěře. Ta ochromila nejprve mezibankovní obchody. Bylo nutné dodávat na trh likviditu ze strany americké centrální banky a později i od centrálních bank v jiných zemích.

Tato krize důvěry vyústila v ochromení úvěrové aktivity, která se z finančního sektoru přenesla do reálné ekonomiky USA. Ani prudké snížení základních úrokových sazeb neodvrátilo drastické propady ekonomické aktivity, šířící se formou poklesu poptávky po celém světě. Na konci roku 2007 bylo jasné, že americká úvěrová krize je horší než se očekávalo a zvyšuje pravděpodobnost recese v USA.

Americká hypoteční krize postupně přerostla ve světovou finanční krizi. Nejprve se předpokládalo, že zasáhne spíše Evropu a Asii jakožto věřitele USA. Odlišná struktura ekonomik ale způsobila, že se finanční krize USA nevyhnula. Recese americké ekonomiky dle mezikvartálních poklesů trvala od třetího čtvrtletí 2008 do druhého čtvrtletí 2009. [8]

3.1.1 Dopady hospodářské krize na Českou republiku

Globální vývoj v letech 2008 a 2009 mohl vzhledem k vysoké otevřenosti české ekonomiky a síle globální krize v mnoha směrech výrazně ovlivnit vývoj v České republice. Českou ekonomiku nezasáhla globální krize finanční, ale až světová krize hospodářská. Hrubý domácí produkt (HDP) České republiky v reálném vyjádření v letech 2006 a 2007 rostl

dvakrát rychleji než průměr Evropské unie. Následný ekonomický pokles byl téměř stejný jako v EU.

Krize ovlivnila institucionální sektory rozdílně, jak co do rozsahu škod, tak i v časovém období, kdy se postižení odehrálo. Jak je vidět například v grafu 2-2 v kapitole 2.1, výdaje na konečnou spotřebu domácností byly stabilně rostoucí do roku 2008. Mezi lety 2006 a 2008 byl jejich růst po Slovenské republice druhý nejrychlejší mezi zeměmi *OECD*. V roce 2008 se růst zastavil a v roce 2009 spotřeba nepatrně poklesla. Co se týče výdajů na konečnou spotřebu domácností, Česká republika byla krizí relativně málo zasažena. V roce 2010 již byly zaznamenány přírůstky soukromé spotřeby.

Zejména v roce 2009 trh práce zažil hluboký propad. Počet zaměstnanců klesal ve všech odvětvích s výjimkou stavebnictví, pohostinství, ubytování a dalších služeb. K největším ztrátám v počtech zaměstnanců došlo ve zpracovatelském průmyslu až o 8,8 %. Za celou ekonomiku došlo k nejhlubšímu poklesu ve třetím čtvrtletí 2009 o 2,9 % a ve druhém čtvrtletí 2010 ještě meziroční pokles činil 2,1 %.

Příjmy domácností v podobě jejich hrubého disponibilního důchodu se v roce 2009 jen nepatrně snížily. Největší podíl na celkových příjmech domácností mají mzdy a platy. Ty v roce 2009 oproti roku 2008 klesly o 6 %. Hrubý smíšený důchod v sektoru domácností ještě v roce 2008 stoupl o 8,9 %, což byl jeden z nejvyšších meziročních růstů od roku 1996. V roce 2009 naopak došlo k nejhlubšímu meziročnímu propadu této časové řady o 8,5 %. Ostatní zdroje příjmů v sektoru se také snížily. Příjmovou situaci v sektoru domácností však výrazně zlepšil systém přerozdělení. V roce 2009 však již lidé nestačili odkládat tak velkou část svých nespotřebovaných příjmů jako v předchozích letech. Přírůstek jejich hrubých úspor byl proti roku 2008 nižší o 7,9 %. V úhrnu sektor domácností hospodařil v roce 2009 s přebytkem a jeho schopnost financovat schodky jiných sektorů zůstala zachována. [8]

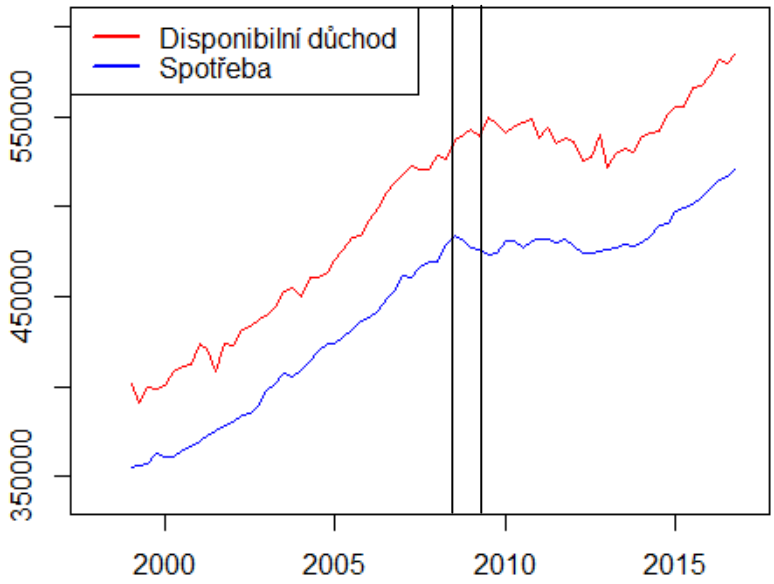
Investice v české ekonomice zaznamenaly malý pokles, který nebyl tak hluboký, jako v zemích EU. Úrokové sazby na mezibankovním trhu klesaly a jejich úrokový diferenciál vůči sazbám v eurozóně se ztenčil.

Spotřebitelská inflace 6,3 % byla v roce 2008 na jedné z nejvyšších úrovní v EU. Tento růst byl způsoben především očekáváním zvýšené sazby daně z přidané hodnoty (DPH). Došlo k růstu zejména cen potravin. Hospodářský útlum a pokles poptávky domácností v roce 2009 se promítl i do cenového vývoje. Spotřebitelské ceny stouply pouze o 1 %, což ale byl jev globální.

Česká ekonomika vyšla z krize relativně dobře. Šlo o krizi importovanou, vyvolanou prudkým poklesem zahraniční poptávky. Předchozí recese z let 1997 a 1998, stejně jako hospodářský útlum z roku 2001 a 2002, měly původ interní. V prvním případě byla příčinou měnová krize po výrazném vychýlení české ekonomiky z vnější i vnitřní rovnováhy, ve druhém pak zmrazení úvěrové aktivity po krizi úvěrových portfólií největších bank v ČR. [8] Žádná z těchto krizí ale neměla takový vliv na celou českou ekonomiku jako krize celosvětová v roce 2008 a 2009.

3.2 Časové řady před a po hospodářské krizi

Pro analýzu spotřební funkce před a po finanční krizi je nutné časové řady rozdělit. Dle analýz ČSÚ, jejichž některé výsledky jsou uvedeny v kapitole 3.1, hospodářská krize začala ve třetím čtvrtletí roku 2008 a skončila již ve druhém čtvrtletí v roce 2009. Toto období tak dává vhodný bod pro rozdělení. Časové řady budou rozděleny na období první čtvrtletí 1999 až 2. čtvrtletí 2008 a třetí čtvrtletí 2009 až čtvrté čtvrtletí 2016 tak, jak je ukázáno na obrázku 3-1.



Obrázek 3-1: Graf reálných a sezónně očištěných výdajů na spotřebu a disponibilního důchodu

Po provedení všech testů na stacionaritu a kointegraci tak jako v kapitole 2.1.2, nyní aplikovaných na rozdělené časové řady spotřeby a důchodu, se dospělo ke stejným závěrům. Tedy nedochází ke zdánlivé regresi, rezidua jsou stacionární a řady jsou kointegrované.

3.2.1 Analýza Keynesiánské funkce spotřeby

Jako první bude analyzována hypotéza absolutního důchodu. Po odhadu MNČ funkce (1.1) pro období před krizí má tvar

$$\begin{aligned} \hat{C}_i = \quad & 5904 \quad + \quad 0{,}88Y_i, \quad R^2 = 0{,}9848, \\ & (8360) \qquad (0{,}02) \quad \bar{R}^2 = 0{,}9844. \end{aligned} \tag{3.1}$$

Výsledky testů ukazují, že náhodná složka není korelovaná a je normálně rozdělená. Nicméně hodnota DW statistiky 1,4652 může znamenat problém autokorelace.

Funkce (1.1) po odhadu pro období po krizi má tvar

$$\begin{aligned} \hat{C}_i = \quad & 66120 \quad + \quad 0{,}77Y_i, \quad R^2 = 0{,}8439, \\ & (34230) \qquad (0{,}06) \quad \bar{R}^2 = 0{,}8384. \end{aligned} \tag{3.2}$$

Odhad (3.2) s hodnotou testu $DW = 0{,}915$ je zcela jistě zatížen autokorelací, rezidua jsou korelovaná a nejsou normálně rozdělená. Odhady tak nejsou nestranné. Problém

v časových řadách po krizi tak způsobil, že v (2.2), kde byly brány v úvahu celé řady, nebyly výsledky nestranné ani konzistentní.

3.2.2 Analýza hypotézy relativního důchodu

Dalším modelem je hypotéza relativního důchodu, která ve (2.2) měla velmi dobré výsledky. Pro období před krizí jsou výsledky odhadu takové, že

$$\hat{C}_t = \underset{(0{,}08)}{0{,}124Y_t} + \underset{(0{,}09)}{0{,}88C_{t-1}}, \quad R^2 = 0{,}9959, \quad \bar{R}^2 = 0{,}9957. \tag{3.3}$$

Výsledky testů opět ukazují, že náhodná složka není korelovaná a je normálně rozdělená. Hodnota DW statistiky $2{,}3528$ nemusí znamenat zatížení odhadu autokorelací. Pro období po krizi jsou výsledky následující

$$\hat{C}_t = \underset{(0{,}08)}{0{,}185Y_t} + \underset{(0{,}1)}{0{,}85C_{t-1}}, \quad R^2 = 0{,}9689, \quad \bar{R}^2 = 0{,}9665. \tag{3.4}$$

Testy odhadu (3.4) jsou v pořádku. Hodnota $DW = 2{,}045$ neukazuje žádnou autokorelaci. Odhady (3.3) a (3.4) tak lze přímo porovnat.

Za předpokladu (1.4) a průměrnou roční míru růstu spotřeby $h = 3{,}28\ \%$ pro období 1999 až 2008, se získá substitucí do rovnice dlouhodobé spotřební funkce (1.5) odhad

$$\hat{C}_t = 0{,}84Y_t, \tag{3.5}$$

čili APC je pro toto období 0,84. Pro období 2009 až 2016 je průměrná roční míra růstu spotřeby $h = 1{,}17\ \%$. Dlouhodobá spotřební funkce má tak tvar

$$\hat{C}_t = 1{,}16Y_t, \tag{3.6}$$

což znamená, že APC a dle Duesenberryho i MPC je větší než 1. To znamená, že domácnosti si na spotřební výdaje musí půjčit. Krátce po krizi opravdu došlo ke zvýšení zadlužení domácností spotřebitelskými úvěry. Nicméně od roku 2011 zadluženost naopak klesá. Dle těchto výsledků se jasně ukazuje, že dopad na spotřebitele byl výrazný.

3.2.3 Analýza hypotézy permanentního důchodu

Model adaptivních očekávání (2.4) i model částečného přizpůsobení (2.7) vychází z jednoho modelu. Jak bylo zmíněno v kapitole 2.5, až interpretace výsledků se dle hypotéz liší. Odhad tohoto modelu pro období před krizí je

$$\hat{C}_t = \underset{(4626)}{-3479} + \underset{(0{,}08)}{0{,}124Y_t} + \underset{(0{,}09)}{0{,}88C_{t-1}}, \quad R^2 = 0{,}9959, \quad \bar{R}^2 = 0{,}9957. \tag{3.7}$$

Odhad modelu pro období po krizi má výsledky

$$\hat{C}_t = \underset{(18900)}{-25560} + \underset{(0{,}08)}{0{,}185Y_t} + \underset{(0{,}1)}{0{,}85C_{t-1}}, \quad R^2 = 0{,}9689, \quad \bar{R}^2 = 0{,}9665. \tag{3.8}$$

Výsledky testů modelů (3.7) a (3.8) jsou v pořádku. Výsledky opět lze jako v kapitole 2.5 interpretovat dvěma způsoby. Nicméně dle grafu 3-1 lze říci, že v období před krizí spotřebitele především ovlivnilo očekávání budoucích důchodů, které téměř stabilně rostly. Nelze říci, že by domácnosti ovlivňovala setrvačnost a spotřební zvyklosti, protože jejich výdaje jsou lineárně rostoucí a ne konstantní.

Odhad krátkodobého MPC je 0,124. Růst disponibilního důchodu o 1 Kč tak vyvolá v průměru zvýšení výdajů na spotřebu o 12 haléřů. Odhad koeficientu adaptivních očekávání $\hat{g}$ je po přepočtu parametru α_3 podle (2.5) roven 0,12. Podle rovnice (1.16) to znamená, že spotřebitelův permanetní důchod Y_t^P je tvořen ze 12 % z disponibilního důchodu Y_t a z 88 % z minulých zkušeností Y_{t-1}^P. Za předpokladu dlouhodobého trvalého růstu důchodu lze pomocí (2.5) stanovit MPC $= 1{,}03$, které odpovídá jednotkovému zvýšení permanentního důchodu. Jelikož se spotřebitel učí ze svých minulých chyb ohledně očekávané výše svého důchodu, bude reagovat na jednokorunové zvýšení důchodu růstem výdajů na spotřebu v průměru o 1 korunu.

Nutno podotknout, že vzhledem k předpokládané autokorelaci náhodné složky u_t^* ve (2.4), nejsou tyto odhady parametrů nestranné ani konzistentní.

Pro období po krizi naopak platí předpoklad, že spotřebitele ovlivňuje setrvačnost a spotřební zvyklosti, protože navzdory výkyvům disponibilního důchodu jeho spotřeba je téměř konstantní až do roku 2015.

Hodnota $\hat{\alpha}_2 = 0{,}185$ je krátkodobý MPC. Vzhledem k $\hat{d} = 0{,}15$, je dlouhodobý MPC 1,23. Vzhledem k hodnotě odhadnutého koeficientu adaptace 0,15 lze učinit závěr, že během libovolného jednoho období spotřebitelé přizpůsobují své výdaje přibližně z $1/7$ požadované či dlouhodobé úrovni spotřeby C_t^P a více se adaptují na předchozí období C_{t-1}. V tomto odhadu modelu (3.8) náhodná složka u_t^+ již není zatížena sériovou korelací.

3.2.4 Analýza teorie racionálních očekávání

Vzhledem k tomu, že k proměnné bohatství W, tedy čistá aktiva domácností snížená o čistá pasiva domácností, jsou dostupná data pouze od roku 2008, bude použita jako proxy proměnná peněžní zásoba $M2$. Peněžní zásoba $M2$ obsahuje hodnotu oběživa a termínovaných vkladů. Je tak dobrou aproximací bohatství domácností. Časová řada, která je dostupná v databázi ČNB pro období 2002 až 2016, byla očištěná od sezónnosti a přepočítána na ceny roku 2010.

Nejprve bude opět odhadnut očekávaný disponibilní důchod, jehož vyrovnané hodnoty budou dosazeny do (1.21) a druhým použitím MNČ se odhadne rovnice spotřeby.

Po odhadu (1.22) dostáváme pro období před krizí

$$\begin{array}{lcccccl} \hat{Y}_t = & -410{,}9 & + & 1{,}04Y_{t-1} & - & 0{,}008M2_{t-1}, & R^2 = 0{,}985, \\ & (30230) & & (0{,}122) & & (0{,}015) & \bar{R}^2 = 0{,}984. \end{array} \tag{3.9}$$

Vyrovnané hodnoty $\hat{Y}_t$ se použíjí jako $E_{t-1}(Y_t)$ k odhadu (1.21), kterým se získají tyto hodnoty

$$\hat{C}_t = \underset{(11460)}{18440} + \underset{(0{,}024)}{0{,}858E_{t-1}(Y_t)}, \quad R^2 = 0{,}9826, \quad \bar{R}^2 = 0{,}9818. \tag{3.10}$$

Dle výsledků (3.10) lze říci, že domácnosti využívají informaci o svém očekávaném budoucím důchodu z 86 %. Odhad (3.10) je ale zatížen autokorelací.

Pro období po krizi jsou výsledky následující

$$\hat{Y}_t = \underset{(51460)}{94750} + \underset{(0{,}118)}{0{,}07Y_{t-1}} + \underset{(0{,}006)}{0{,}02M2_{t-1}}, \quad R^2 = 0{,}8767, \quad \bar{R}^2 = 0{,}8673. \tag{3.11}$$

Parametry v odhadu (3.11) jsou zkreslené z důvodu autokorelace a sériové korelace reziduí. Nicméně odhadem (1.21) pro období po krizi a vyrovnané hodnoty $\hat{Y}_t$ z (3.11) se získají tyto výsledky

$$\hat{C}_t = \underset{(23410)}{65160} + \underset{(0{,}043)}{0{,}769E_{t-1}(Y_t)}, \quad R^2 = 0{,}923, \quad \bar{R}^2 = 0{,}92. \tag{3.12}$$

Dle výsledků (3.12) lze říci, že domácnosti v období po krizi využívají informaci o svém očekávaném budoucím důchodu ze 77 %. DW test odhadu (3.12) ale také ukazuje problém autokorelace.

Ačkoli lze říci, že v nejisté době po krizi domácnosti méně využívaly informaci o svém očekávaném důchodu než před krizí, parametry odhadů je potřeba z důvodu zkreslení brát s rezervou.

3.2.5 Analýza hypotézy racionálních očekávání permanentního důchodu

Dále opět ověříme, zda může platit v jednotlivých obdobích REPIH. Odhad (1.26) má pro období před krizí tyto výsledky

$$\hat{C}_t = \underset{(4672)}{-4529} + \underset{(0{,}011)}{1{,}02C_{t-1}}, \quad R^2 = 0{,}9956, \quad \bar{R}^2 = 0{,}9955. \tag{3.13}$$

Odhad (1.27) přinesl lepší výsledek R^2, nicméně $\bar{R}^2$ byl naopak horší. Odhad (1.28) měl velmi podobné výsledky. Pokud se bude uvažovat pouze koeficient determinace R^2, pak lze jednoznačně prohlásit, že REPIH v tomto období neplatí.

Odhad (1.26) po krizi vypadá následovně

$$\hat{C}_t = \underset{(20050)}{-35540} + \underset{(0{,}041)}{1{,}08C_{t-1}}, \quad R^2 = 0{,}9619, \quad \bar{R}^2 = 0{,}9605. \tag{3.14}$$

Odhad (1.27) i (1.28) přinesl lepší výsledky R^2 i $\bar{R}^2$. V období po krizi tak REPIH jednoznačně neplatí.

Oba odhady (3.13) a (3.14) jsou nestranné a konzistentní a parametry tak nejsou zkreslené. Oproti období 1999 až 2016, kdy byla hypotéza racionálních očekávání permanentního důchodu potvrzena, je v období jak před krizí, tak po ní, jednoznačně zamítnuta. Na tomto příkladu je vidět, jak zásadně může ovlivnit výsledky zvolené období časových řad.

3.2.6 Analýza modelu DHSY

Model DHSY je opět odhadnut ve tvaru (1.37). Výsledky pro období před krizí jsou následující

$$\hat{c}_t = \underset{(0{,}14)}{-0{,}144} + \underset{(0{,}09)}{0{,}096y_t^d} + \underset{(0{,}09)}{0{,}122y_{t-1}^d} + \underset{(0{,}1)}{0{,}792c_{t-1}}, \quad R^2 = 0{,}9962, \quad \bar{R}^2 = 0{,}9959. \tag{3.15}$$

Vzhledem k průměrnému konstantnímu tempu růstu spotřeby a důchodu $h = 0{,}0033$ lze z dosažených hodnot parametrů v (3.15) získat konstantu $k = -0{,}7$, která představuje dlouhodobý průměrný sklon ke spotřebě (MPC). Koeficient k je po odlogaritmování $K = 0{,}49$. Dle testů je odhad (3.15) v pořádku. Dlouhodobým rovnovážným vztahem mezi spotřebou a důchodem v období před krizí tak je

$$\hat{C}_t = 0{,}49Y_t^d. \tag{3.16}$$

Nyní model DHSY bude aplikován na data z období po krizi. Funkce má po odhadu MNČ tvar

$$\hat{c}_t = \underset{(0{,}54}{-0{,}689} + \underset{(0{,}1)}{0{,}201y_t^d} - \underset{(0{,}09)}{0{,}007y_{t-1}^d} + \underset{(0{,}11)}{0{,}849c_{t-1}}, \quad R^2 = 0{,}9674, \quad \bar{R}^2 = 0{,}9635. \tag{3.17}$$

Průměrné konstantní tempo růstu spotřeby a důchodu h je $0,0012$. Ze srovnání temp růstu h je vidět, že krize jej zpomalila o více než polovinu. Z dosažených hodnot parametrů v (3.17) lze získat konstantu $k = -4{,}57$. Koeficient k je po odlogaritmování $K = 0{,}01$. Dle testů je odhad (3.15) také v pořádku. Dlouhodobým rovnovážným vztahem mezi spotřebou a důchodem v období po krizi tak je

$$\hat{C}_t = 0{,}01Y_t^d. \tag{3.16}$$

Z dosažených výsledků lze říci, že mezi spotřebou a důchodem existuje rovnovážný vztah a to jak před krizí, tak i po krizi, ačkoli koeficient K byl značně snížen. Relativně věrohodné výsledky jsou v přímém kontrastu k dosaženým výsledkům v odhadu (2.12) pro celé období 1999 až 2016, kdy byla existence dlouhodobého vztahu zamítnuta.

3.2.7 Analýza modelu HUS

V analýze modelu HUS bude opět proměnná bohatství W nahrazena proxy proměnnou peněžní zásoby $M2$.

Model HUS má po odhadu (1.41) pro období před krizí tento tvar

$$\Delta\hat{c}_t = \underset{(0{,}03)}{0{,}00} + \underset{(0{,}16)}{0{,}01\Delta y_t^d} - \underset{(0{,}15)}{0{,}3(c_{t-1} - y_{t-1}^d)} - \underset{(0{,}02)}{0{,}01(a_{t-1} - y_{t-1}^d)}, \quad R^2 = 0{,}14, \quad \bar{R}^2 = 0{,}02, \tag{3.17}$$

kde a_t je nyní logaritmus $M2$. Ačkoli tento odhad (3.17) není zatížen autokorelací a má normálně rozdělená rezidua, je celkově nevýznamný.

Model HUS pro období po krizi má tyto výsledky

$$\Delta\hat{c}_t = \underset{(0{,}03)}{-0{,}1} + \underset{(0{,}09)}{0{,}18\Delta y_t^d} - \underset{(0{,}09)}{0{,}3(c_{t-1} - y_{t-1}^d)} + \underset{(0{,}01)}{0{,}04(a_{t-1} - y_{t-1}^d)}, \quad R^2 = 0{,}42, \quad \bar{R}^2 = 0{,}35. \tag{3.18}$$

Odhad (3.18) je dle testů v pořádku. Parametry jsou alespoň z 5 % významné. Koeficienty determinace ale nejsou vysoké a model tak není spolehlivě vysvětlen.

Odhady (3.17) a (3.18) jsou oproti odhadu (2.13) pro celé období bez problému autokorelace. To, co mají společné je, že modely jako celky nejsou významné.

3.2.8 Analýza empirického modelu

Pokud je pro období před krizí odhadnutý model (2.15), proměnná míra nezaměstnanosti je nevýznamná. V odhadu modelu (2.16) má proměnná míra nezaměstnanosti špatné znaménko, tedy že by zvýšení nezaměstnanosti zvýšilo spotřebu. Navíc tento model vzhledem k hodnotě statistiky $DW = 1{,}5$ může mít problém s autokorelací.

Je potřeba tak navrhnout model nový. Výsledky tohoto modelu jsou takové, že

$$\hat{C}_t = \underset{(4500)}{-3891} + \underset{(0{,}078)}{0{,}155Y_{t-1}} + \underset{(0{,}09)}{0{,}845C_{t-1}}, \quad R^2 = 0{,}9961, \quad \bar{R}^2 = 0{,}9958, \tag{3.19}$$

kde Y_{t-1} je zpožděný disponibilní důchod a C_{t-1} je zpožděná spotřeba domácností. Dle testů je model zcela v pořádku. Model vysvětluje spotřebu na více než 99 % a je statisticky významný. Výsledky (3.19) ukazují, že se spotřebitel řídí výhradně minulou spotřebou a důchodem.

Odhad modelu pro období po finanční krizi je především díky zahrnutým proměnným mnohem zajímavější. Jeho výsledky jsou

$$\hat{C}_t = \underset{(13140)}{677700} + \underset{(0{,}09)}{0{,}22Y_t} - \underset{(1310)}{3364\mu_t} + \underset{(741{,}3)}{4011\pi_t} - \underset{(1005)}{3252CPI_t} + \underset{(452{,}5)}{1788t_t}, \quad R^2 = 0{,}98, \quad \bar{R}^2 = 0{,}97, \tag{3.20}$$

kde Y_t je disponibilní důchod, μ_t je míra nezaměstnanosti, π_t je míra inflace, CPI_t je index spotřebitelských cen a t_t je čas. Parametry jsou statisticky významné alespoň na pětiprocentní hladině významnosti. Koeficienty determinace ukazují, že model je velmi dobře vysvětlen a dle hodnot F-testu je jako celek statisticky významný.

Mezní sklon ke spotřebě (MPC) je 0,22. Při růstu reálného disponibilního důchodu o korunu vzrostou za jinak stejných podmínek reálné výdaje na spotřebu o 0,22 haléřů. Pokud vzroste míra nezaměstnanosti o jednotku (1 %), pak spotřeba za jinak stejných podmínek klesne o 3 364 milionů korun. Dle předpokladů zmíněných v kapitole 2.9.1 koeficient míry inflace, případně CPI, by měl být nulový. V modelu (3.20) tomu tak není. Z pohledu inflace spotřebitelé podléhají peněžní iluzi. Z pohledu indexu spotřebitelských cen (CPI) zase spotřebitelé podléhají obrácené peněžní iluzi. Při zahrnutí pouze jedné z těchto proměnných se znaménka nemění a statistická významnost je také horší. Při konstantní výši důchodu, míry nezaměstnanosti, míry inflace a CPI lze očekávat průměrný růst reálných spotřebních výdajů o 1 788 milionů korun ročně.

Při srovnání (3.19) a (3.20) lze dospět k závěru, že v době před krizí u spotřebitelů převládala setrvačnost. Po skončení krize si spotřebitelé nebyli jistí se svými budoucími příjmy a tudíž ani spotřebou. V této problematické době tak výdaje na spotřebu domácností ovlinily další faktory. Rozdíl mezi koeficienty inflace a CPI může ukazovat na problém s nalezením skutečných determinantů ovlivňující spotřebitele.

3.2.9 Zhodnocení modelů

Modely hypotézy permanentního důchodu (3.7) a (3.8) ukázaly, že v období před krizí byli spotřebitelé ovlivněni výší svého budoucího důchodu. To ostatně potvrdil i empirický model (3.19). V době po krizi naopak spotřebitele ovlivnila setrvačnost. Jak ukázaly modely (3.13) a (3.14) hypotéza racionálních očekávání permanentního důchodu neplatí. Modely DHSY (3.15) a (3.17) potvrdily dlouhodobý rovnovážný vztah mezi spotřebou a důchodem. Modely HUS (3.18) a (3.19) toto tvrzení nepotvrdily, ani nevyvrátily.

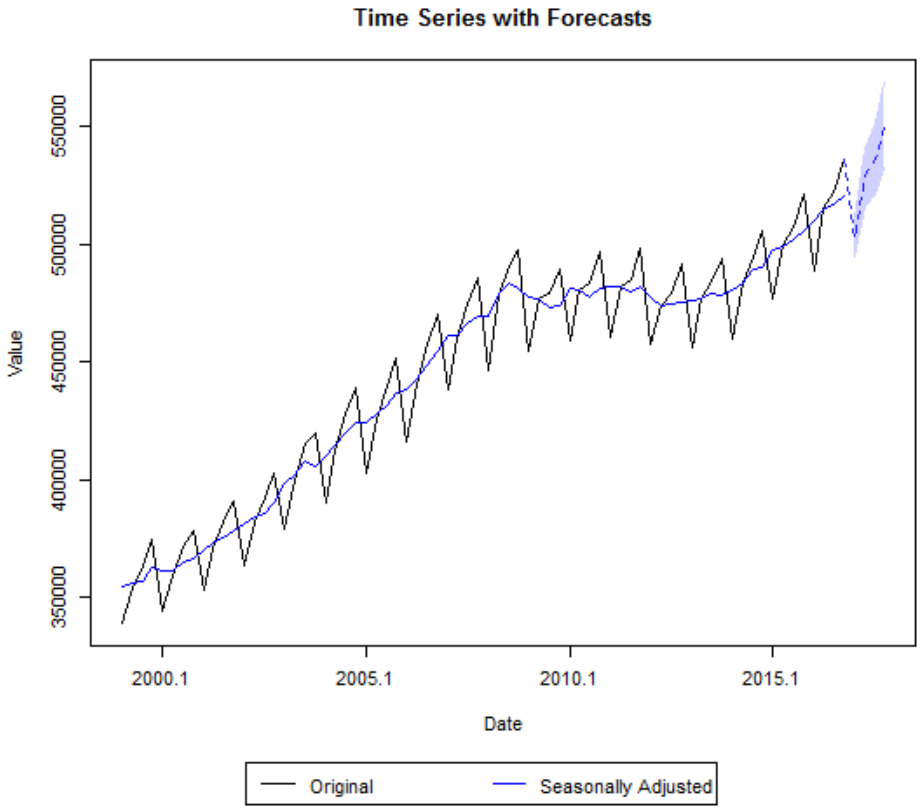
Z mnohých modelů je vidět jak tvrdě zasáhla hospodářská krize spotřebu domácností a její faktory. Výrazné změny koeficientů jasně ukazují zhoršení situace v České republice. Nicméně krize českou ekonomiku nezasáhla tolik jako jiné země Evropy či Asie. Při pohledu na graf 3-1 je vidět, že od roku 2015 roste jak spotřeba, tak i důchod podobným tempem jako před krizí v letech 2008 a 2009.

4 Predikce spotřeby

Pro predikce, či prognózování, se rozlišují dva typy základních prognostických postupů. **Jednorozměrné metody prognózování** vyjadřují budoucí (predikované) hodnoty časové řady jako funkce pouze jejích minulých hodnot, tedy bez použití dalších vysvětlujících proměnných. **Vícerozměrné metody prognózování** naopak projektují budoucí hodnoty vysvětlované proměnné pomocí modelování a vysvětlení vztahu mezi minulými hodnotami jedné nebo více časových řad a jiných časových řad. [5]

4.1 Aplikace jednorozměrné metody prognózování

Jako ukázku výsledku jednorozměrné metody prognózování lze uvést jednoduchou predikci výdajů na spotřebu vytvořenou pomocí již zmíněného balíčku *x12* v programu *RStudio*, který byl v kapitole 2.1 použit na očištění časové řady od sezónnosti. Při samotném očišťování vestavěná funkce *forecast* dokáže pomocí modelu *ARIMA* předpovědět data na další rok. Graf 4-1 ukazuje tento vývoj výdajů na konečnou spotřebu domácností.



Obrázek 4-1: Graf reálných a sezónně očištěných výdajů na spotřebu a její predikce na rok 2017

Na obrázku 4-1 je jak sezónně očištěná (modrá linka), tak i neočištěná časová řada (černá linka) výdajů na konečnou spotřebu. Údaje za rok 2017 jsou ukázány přerušovanou čárou včetně intervalu spolehlivosti.

4.2 Aplikace vícerozměrné metody prognózování

Z praktických a metodologických důvodů se rozlišují předpovědi ex post a ex ante. **Předpovědi ex post** vysvětlované endogenní proměnné se získají tehdy, když lze stanovit hodnoty jak endogenních, tak vysvětlujících predeterminovaných proměnných v období s jistotou. Porovnává se tak předpověd ex post se skutečnou hodnotou predikované endogenní proměnné a určí se chyba předpovědi, díky které lze určit vhodnost ekonometrického modelu k prognózování.

O **předpovědi ex ante** jde v případě, když hodnotu vysvětlované endogenní proměnné, ani některé nebo často všechny hodnoty vysvětlujících proměnných v období nejsou známé s jistotou. Jsou tak potřeba odhadnout či stanovit na základě apriorní informace. [5]

4.2.1 Výběr modelu

Testování vhodnosti modelu pro predikce podstoupí čtyři specifikace, které v této práci dávaly nejlepší výsledky. Jsou to model hypotézy relativního důchodu (2.2), resp. model hypotézy permanentního důchodu (2.6), model hypotézy racionálních očekávání permanentního důchodu (2.11) a empirické modely spotřební funkce (2.15) a (2.16) z kapitoly 2.9. Model REPIH (2.11) je ale funkcí své minulé hodnoty. Má tak charakter jednorozměrných metod prognózování, a proto nebude dále uvažován.

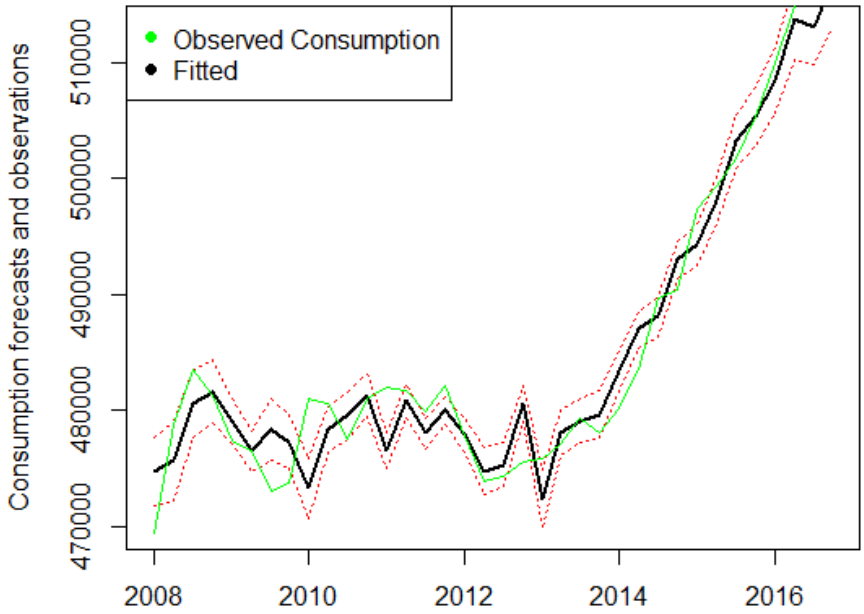
Hodnoty testů **Akaikeho informačního kritéria (AIC)**, resp. upravené **BIC**, ukázaly téměř shodu modelů (2.15) a (2.16). Model (2.15) s vysvětlující proměnnou čas ale vychází ze srovnání nejlépe. Výsledky jsou v tabulce 5.24 v příloze.

Chowův test změny struktury v čase [5] ukázal, že modely (2.6), (2.15) a (2.16) jsou vhodné k predikci, protože nezamítáme hypotézu o neměnnosti parametrů v čase. Výsledky jsou v tabulce 5-25 v příloze.

Po provedení ex post predikce u modelů (2.6), (2.15) a (2.16) se změřily hodnoty střední čtvercové chyby (*mean squared error, MSE*) a odmocnina střední čtvercové chyby (*root mean squared error, RMSE*). Model (2.15) má opět nejlepší hodnoty. Druhý nejlepší model byl (2.16). Nejhorším modelem pro predikce se ukázal model (2.6). Hodnoty MSE a RMSE jsou v tabulce 5-26 v příloze.

4.2.2 Predikce ex post

Graf 4-2 ukazuje predikci ex post modelu (2.15). Napozorované hodnoty výdajů na konečnou spotřebu domácností se téměř vždy pohybují v intervalu spolehlivosti odhadnutých hodnot. Model (2.15) se ukazuje vhodný pro prognózování a jako výchozí model pro predikce ex ante tak bude použit právě tento model.



Obrázek 4-2: Graf reálných a odhadnutých výdajů na spotřebu modelem (2.15)

4.2.3 Predikce ex ante

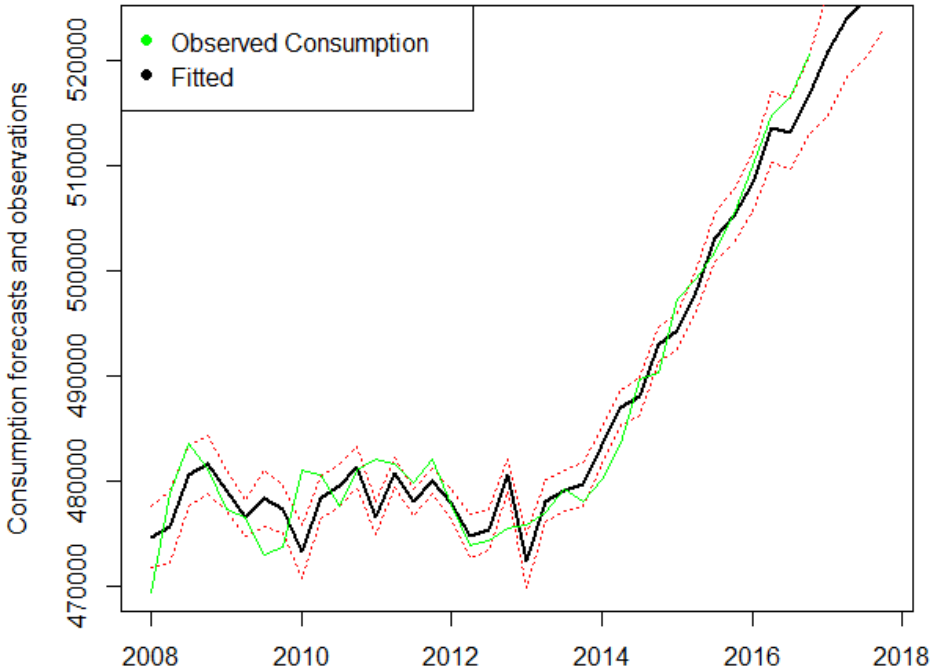
Jak už bylo zmíněno v kapitole 4.1 při aplikaci jednorozměrné metody prognózování, pomocí balíčku *x12* v programu *R* lze předpovědět hodnoty časových řad na další rok. Pro predikci ex ante, kdy se odhaduje pomocí zvolených či právě predikovaných hodnot, tak budou odhadnuta data pro rok 2017 pro časové řady disponibilního důchodu a míry nezaměstnanosti. Na tato nová data bude aplikován model spotřební funkce (2.15), který má nejlepší předpoklady pro kvalitní predikci.

V tabulce 4-1 jsou uvedeny sezónně očištěné predikované hodnoty disponibilního důchodu, míry nezaměstnanosti a výdajů na spotřebu získaných modelem spotřební funkce (2.15).

		2017			
sezónně očištěné		Q1	Q2	Q3	Q4
	dolní	575040,7	579668,6	579982,5	583577,4
důchod	odhad	591910,7	596249,4	597693,4	602979,0
	horní	608780,9	612830,2	615404,3	622380,6
	dolní	3,067540	2,591937	2,218707	1,922343
nezaměstnanost	odhad	3,389716	3,114906	2,844043	2,610337
	horní	3,745730	3,743392	3,645628	3,544560
	dolní	514772,1	518561,0	520237,8	523062,0
spotřeba	odhad	520888,5	523960,5	525807,4	529154,5
	horní	526904,5	529047,1	530854,3	534516,8

Tabulka 4-1: Sezónně očištěné predikované hodnoty důchodu, míry nezaměstnanosti a spotřeby a jejich intervaly spolehlivosti.

Graf 4-3 ukazuje srovnání skutečných výdajů na spotřebu a její odhadnutý vývoj. Je vidět další růst výdajů na konečnou spotřebu domácností i v roce 2017.



Obrázek 4-3: Graf reálných a odhadnutých výdajů na spotřebu včetně predikce a intervalů spolehlivosti pro rok 2017

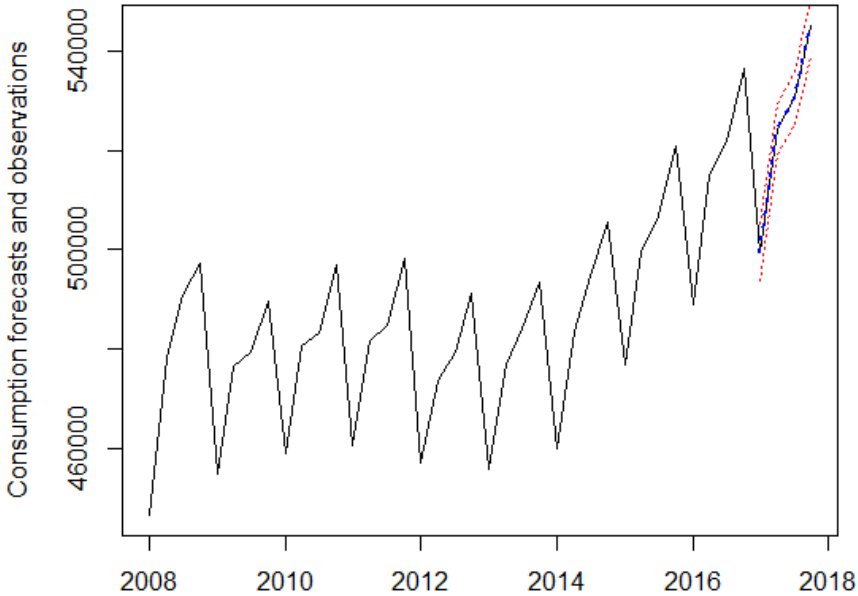
Protože *x12* poskytuje i odhadnuté sezónní faktory pro rok 2017, lze očištěná data zpětně přepočítat na neočištěná. Tato data jsou v tabulce 4-2.

		2017			
sezónně neočištěné		Q1	Q2	Q3	Q4
	dolní	546818,9	580548,9	582101,3	608276,6
důchod	odhad	562861,0	597154,9	599876,9	628499,4
	horní	578903,2	613760,9	617652,5	648722,1
	dolní	3,199656	2,509781	2,223365	1,896195
nezaměstnanost	odhad	3,535708	3,016173	2,850014	2,574831
	horní	3,907055	3,624738	3,653282	3,496347
	dolní	493715,0	519105,4	525157,4	538919,9
spotřeba	odhad	499581,2	524510,6	530779,7	545197,2
	horní	505351,1	529602,6	535874,4	550722,0

Tabulka 4-2: Sezónně neočištěné predikované hodnoty důchodu, míry nezaměstnanosti a spotřeby a jejich intervaly spolehlivosti.

Graf 4-4 tak ukazuje sezónně neočištěný vývoj výdajů na konečnou spotřebu domácností. Ve srovnání s grafem 4-1, kde byla spotřeba odhadnutá jen z jejích minulých

hodnot, je vidět, že interval spolehlivosti u 4-4 je menší, a tudíž je celý odhad vývoje spotřeby na rok 2017 přesnější.



Obrázek 4-4: Graf sezónně neočištěných reálných výdajů na spotřebu včetně predikce a intervalů spolehlivosti pro rok 2017

Tabulka 4-3 ukazuje srovnání sezónně neočištěných hodnot výdajů na konečnou spotřebu domácností získaných v kapitolách 4.1 a 4.2 Vzhledem k tomu, že predikce v 4.1 je provedena na časové řadě od roku 1999 do roku 2016, je pro srovnání s 4.2 provedeno zkrácení řady na období od roku 2008 do roku 2016. Průběh takto predikovaných hodnot při zobrazení v grafu je velmi podobný grafu 4-1.

		2017			
spotřeba		Q1	Q2	Q3	Q4
	dolní	493023,2	514838,4	517990,6	529959,3
jednorozměrné	odhad	401860,4	527221,3	532486,3	546255,3
	horní	510855,9	539902,1	547387,7	563052,4
	dolní	493715,0	519105,4	525157,4	538919,9
vícerozměrné	odhad	499581,2	524510,6	530779,7	545197,2
	horní	505351,1	529602,6	535874,4	550722,0

Tabulka 4-3: Srovnání predikovaných hodnot spotřeby a jejich intervaly spolehlivosti podle jednorozměrné a vícerozměrné metody.

Použití jednorozměrné metody velmi podhodnotilo v prvním čtvrtletí a v ostatních čtvrtletích mírně nadhodnotilo hodnoty spotřeby oproti hodnotám získaných vícerozměrnou metodou. Zmíněný interval spolehlivosti u vícerozměrné metody je užší a přináší úsporu v rozdílu mezi dolním a horním intervalem spolehlivosti v daném čtvrtletí o 34,7 %, 58,1 %, 63,5 % a 64,3 %. Tímto srovnáním je potvrzeno, že vícerozměrné metody prognózování dávají lepší výsledky a je výhodné se jimi zabývat.

Závěr

Cílem mé práce bylo analyzovat spotřebu v České republice pomocí nejznámějších modelů spotřeby, vytvořit funkci spotřeby pro Českou republiku, ve které budou identifikovány nejdůležitější determinanty ovlivňující výdaje domácností a provést krátkodobou predikci vývoje spotřeby.

V první kapitole byly popsány nejpoužívanější modely spotřeby tak, jak byly v průběhu let představeny a upravovány. Nejprve byla představena Keynesiánská funkce spotřeby, dále hypotéza relativního důchodu, teorie životního cyklu, hypotéza permanentního důchodu, hypotéza racionálních očekávání a mechanismus korekce chyby. U modelů byly podrobně popsány způsoby jejich řešení a problémy s tím spojené.

Ve druhé kapitole se nejprve analyzovaly časové řady výdajů na konečnou spotřebu a disponibilního důchodu. Řady byly očištěny od sezónnosti dvěma metodami, pomocí metody klouzavých průměrů a pokročilejší metody *X-12-ARIMA*. Byly provedeny testy na stacionaritu a kointegraci jednotlivých řad a dle výsledků testů byly vybrány řady očištěné druhou metodou. Dále byl analyzován vývoj průměrného a mezního sklonu ke spotřebě v České republice.

Na tato analyzovaná data byly aplikovány jednotlivé hypotézy spotřební funkce z kapitoly 1. Testy ukázaly, které z výsledků lze považovat za kvalitní a statisticky významné. Při aplikaci teorie životního cyklu vzniká z principu problém získání dat, jelikož předpokládaná délka života nebo očekávaný důchod nelze prakticky ani statisticky získat. Další problém spojený se získáním dat nastal při aplikaci teorie racionálních očekávání, kde očekávaný důchod lze odhadnout funkcí, kdy jednou z vysvětlujících proměnných je bohatství domácností. Většina autorů analýz spotřebních funkcí používá proxy proměnnou peněžní zásoba M2 (oběživo + termínované vklady). Zde jsem použil proměnnou bohatství tak, jak ji definuje *OECD*, tedy hodnota všech aktiv domácností snížená o hodnotu všech závazků domácností. Použitím těchto dat se ale z důvodu nedostatku počtu jejich pozorování zkrátily časové řady spotřeby a důchodu o polovinu. Při použití peněžní zásoby M2 byl model zkreslený autokorelací.

Z výsledku jednotlivých modelů lze potvrdit platnost hypotézy permanentního důchodu a hypotézy racionálních očekávání permanentního důchodu. Ostatní modely nebyly statisticky významné nebo hodnoty parametrů neodpovídaly předpokladům.

Po tomto zhodnocení dosažených výsledků byl navržen empirický model funkce spotřeby, který ukázal, že kromě disponibilního důchodu a bohatství domácností v České republice výrazně ovlivňuje spotřebitele nezaměstnanost. Determinanty jako inflace či úroková sazba, u kterých se očekával výrazný vliv, se ukázaly jako nevýznamné. Naopak čas, reprezentující růst populace, se ukázal jako podstatný faktor.

Ve třetí kapitole byly srovnány odhady jednotlivých modelů spotřební funkce uvedených v práci pro období před a po krizi v letech 2008 a 2009. Ukázalo se,

že hospodářská krize výrazně ovlivnila výdaje na konečnou spotřebu domácností a její determinanty. Dalším poznatkem bylo, že odhady provedené na rozdělených časových řadách měly výrazně odlišné výsledky od odhadů z celých časových řad.

Poslední kapitola se zabývala odhadem budoucí spotřeby pomocí jejích minulých hodnot a pomocí ekonometrického modelu. Ten byl dle vyhodnocení prognózy ex post vybrán ze tří statisticky nejvýznamnějších modelů uvedených v práci. V této zvolené funkci byly spotřební výdaje vysvětleny disponibilním důchodem, mírou nezaměstnanosti a časem. Následná prognóza ex ante ukázala budoucí vývoj spotřeby v České republice, přičemž tyto hodnoty jsou dle jejich intervalu spolehlivosti přesnější než hodnoty získané podle predikce z minulých hodnot výdajů na spotřebu.

K této práci je také přiložena elektronická příloha se všemi v práci použitými daty a skripty vytvořenými pro program *RStudio*.

Dosažené výsledky je možné použít ke srovnání České republiky s ostatními zeměmi. Porovnání specifikací spotřebních funkcí může odhalit rozdílnost faktorů ovlivňující spotřebu domácností. Tyto determinanty tak mohou být charakteristické pro určité státy či regiony. Vhodné modely spotřební funkce jednotlivých zemí mohou ukázat, jak velký byl vliv hospodářské krize na spotřebu domácností. Získané poznatky o parametrech jednotlivých funkcí lze srovnat s výsledky z předchozích let a ukázat vývoj těchto koeficientů v čase. Současně je také možné výsledky srovnat s nynějším vývojem ekonomiky v České republice.

Literatura

[1] ARLT, J., ČUTKOVÁ, J., RADKOVSKÝ, Š. *Analýza spotřební funkce v podmínkách ČR*. Výzkumná publikace ČNB, č. 34. Praha: ČNB, 2001.

[2] FILÁČEK, J. *Model spotřeby domácností v letech 1994-1998*. Finance a úvěr, Praha, roč. 49, č. 7, 1999.

[3] HINDLS, R., HRONOVÁ, S., SIXTA, J., VLTAVSKÁ, K. *Struktura spotřeby českých domácností 1970-2012, Politická ekonomie*, Vol. 62, No. 6, str. 725-748, 2014

[4] HUŠEK, R. *Aplikovaná ekonometrie: Teorie a praxe*, Nakladatelství Oeconomica, Praha, 2009. ISBN 978-80-245-1623-3

[5] HUŠEK, R. *Ekonometrická analýza*, Nakladatelství Oeconomica, Praha, 2007. ISBN 978-80-245-1300-3

[6] PÁNKOVÁ, V. *Permanent Income and Consumption*. 2012, 5 s. Dostupné z: http://mme2012.opf.slu.cz/proceedings/pdf/115_Pankova.pdf

[7] ROJÍČEK, M., SPĚVÁČEK, V., VEJMĚLEK, J., ZAMRAZILOVÁ, E., ŽDÁREK, V. *Makroekonomická analýza – teorie a praxe*, Grada, Praha, 2016. ISBN 978-80-247-5858-9

Internetové zdroje:

[8] https://www.czso.cz/csu/czso/dopady-svetove-financni-a-hospodarske-krize-na-ekonomiku-ceske-republiky-n-rlar44vims: DUBSKÁ, D., *Dopady světové finanční a hospodářské krize na ekonomiku České republiky*, Český statistický úřad, 2010.

[9] https://www.czso.cz/csu/czso/4f002d1130: *Proč sezónně očišťovat?*, Český statistický úřad, 2012.

[10] http://www.oecd.org/statistics/OECD-Guidelines-for-Micro-Statistics-on-Household-Wealth.pdf: *OECD Guidelines for Micro Statistics on Household Wealth*, OECD, 2013.

Přílohy

```
Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test
Test regression trend
Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)
Residuals:
     Min       1Q   Median       3Q      Max
-2163.95  -407.63   -27.52   395.48  1921.39
Coefficients: Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  6.960e+03  2.227e+03   3.125  0.00271 **
z.lag.1     -1.809e-02  6.004e-03  -3.014  0.00373 **
tt           3.838e+01  1.413e+01   2.715  0.00857 **
z.diff.lag   9.220e-01  4.882e-02  18.884  < 2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 702.7 on 62 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.8663,    Adjusted R-squared:  0.8599
F-statistic: 133.9 on 3 and 62 DF,  p-value: < 2.2e-16
Value of test-statistic is: -3.0138 3.8869 4.6077
Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau3 -4.04 -3.45 -3.15
phi2  6.50  4.88  4.16
phi3  8.73  6.49  5.47
```

Tabulka 5-1: ADF test (typ trend) dat spotřeby očištěných metodou klouzavých průměrů

```
Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test
Test regression trend
Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)
Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-6415.8 -2045.4    51.2  2107.6  8273.1
Coefficients: Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  1.369e+04  9.108e+03   1.503   0.1376
z.lag.1     -3.086e-02  2.501e-02  -1.234   0.2216
tt           5.286e+01  5.876e+01   0.900   0.3716
z.diff.lag   2.061e-01  1.201e-01   1.717   0.0907 .
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 3016 on 66 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.07553,   Adjusted R-squared:  0.03351
F-statistic: 1.797 on 3 and 66 DF,  p-value: 0.1562
Value of test-statistic is: -1.234 6.4832 1.1641
Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau3 -4.04 -3.45 -3.15
phi2  6.50  4.88  4.16
phi3  8.73  6.49  5.47
```

Tabulka 5-2: ADF test (typ trend) dat spotřeby očištěných metodou *X-12-ARIMA*

```
Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test

Test regression trend
Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)
Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-3296.6  -662.3   -27.7   804.3  2943.7
Coefficients: Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  8.402e+03  3.428e+03   2.451   0.0171 *
z.lag.1     -1.905e-02  8.265e-03  -2.305   0.0245 *
tt           4.348e+01  2.231e+01   1.949   0.0558 .
z.diff.lag   8.629e-01  6.260e-02  13.784   <2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 1213 on 62 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.7734,    Adjusted R-squared:  0.7625
F-statistic: 70.54 on 3 and 62 DF,  p-value: < 2.2e-16

Value of test-statistic is: -2.305 2.8465 2.8053
Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau3 -4.04 -3.45 -3.15
phi2  6.50  4.88  4.16
phi3  8.73  6.49  5.47
```

Tabulka 5-3: ADF test (typ trend) dat důchodu očištěných metodou klouzavých průměrů

```
Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test

Test regression trend
Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)
Residuals:
     Min       1Q   Median       3Q      Max
-18132.1  -2476.3    264.5   3882.1   9809.7
Coefficients: Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  2.346e+04  1.582e+04   1.483  0.14281
z.lag.1     -4.599e-02  3.895e-02  -1.181  0.24189
tt           8.233e+01  1.052e+02   0.782  0.43686
z.diff.lag  -3.045e-01  1.123e-01  -2.711  0.00854 **
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 5901 on 66 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.1416,    Adjusted R-squared:  0.1026
F-statistic:  3.63 on 3 and 66 DF,  p-value: 0.0173

Value of test-statistic is: -1.1809 8.2002 1.1957
Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau3 -4.04 -3.45 -3.15
phi2  6.50  4.88  4.16
phi3  8.73  6.49  5.47
```

Tabulka 5-4: ADF test (typ trend) dat důchodu očištěných metodou *X-12-ARIMA*

```
Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test

Test regression trend
Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)
Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-1755.8  -349.8    72.5   395.9  1777.2
Coefficients: Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 444.19622  224.56141   1.978  0.05244 .
z.lag.1      -0.13437    0.04564  -2.944  0.00458 **
tt           -3.60479    4.44563  -0.811  0.42060
z.diff.lag    0.55200    0.10775   5.123 3.26e-06 ***
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 634 on 61 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.3272,    Adjusted R-squared:  0.2941
F-statistic: 9.887 on 3 and 61 DF,  p-value: 2.099e-05

Value of test-statistic is: -2.944 2.9106 4.3496
Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau3 -4.04 -3.45 -3.15
phi2  6.50  4.88  4.16
phi3  8.73  6.49  5.47
```

Tabulka 5-5: Test jednotkového kořene (typ trend) dat spotřeby očištěných metodou klouzavých průměrů

```
Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test

Test regression trend
Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)
Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-6285.7 -1919.9   371.1  1927.1  7429.2
Coefficients: Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 2483.71078  905.65415   2.742  0.00787 **
z.lag.1       -0.77433    0.15749  -4.917 6.28e-06 ***
tt           -17.69767   18.83057  -0.940  0.35078
z.diff.lag    -0.04788    0.12372  -0.387  0.70001
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 3062 on 65 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.4075,    Adjusted R-squared:  0.3801
F-statistic:  14.9 on 3 and 65 DF,  p-value: 1.739e-07

Value of test-statistic is: -4.9167 8.0644 12.0879
Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau3 -4.04 -3.45 -3.15
phi2  6.50  4.88  4.16
phi3  8.73  6.49  5.47
```

Tabulka 5-6: Test jednotkového kořene (typ trend) dat spotřeby očištěných metodou *X-12-ARIMA*

```
Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test

Test regression trend
Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)
Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-2977.8  -849.0  -239.3   829.5  3364.1
Coefficients: Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 427.120555 419.333531   1.019   0.3124
z.lag.1      -0.134078   0.068118  -1.968   0.0536 .
tt           -2.067568   8.708066  -0.237   0.8131
z.diff.lag    0.005281   0.128676   0.041   0.9674
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 1260 on 61 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.06561,   Adjusted R-squared:  0.01966
F-statistic: 1.428 on 3 and 61 DF,  p-value: 0.2434

Value of test-statistic is: -1.9683 1.3323 1.9984
Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau3 -4.04 -3.45 -3.15
phi2  6.50  4.88  4.16
phi3  8.73  6.49  5.47
```

Tabulka 5-7: Test jednotkového kořene (typ trend) dat důchodu očištěných metodou klouzavých průměrů

```
Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test

Test regression trend
Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)
Residuals:
     Min       1Q   Median       3Q      Max
-17326.4  -2983.4    284.6   4456.3   9651.2
Coefficients: Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 5158.97697 1644.21013   3.138  0.00256 **
z.lag.1       -1.42667    0.19893  -7.172 8.62e-10 ***
tt           -36.75461   36.52861  -1.006  0.31806
z.diff.lag     0.07291    0.11959   0.610  0.54421
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 5991 on 65 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.6671,    Adjusted R-squared:  0.6518
F-statistic: 43.42 on 3 and 65 DF,  p-value: 1.594e-15

Value of test-statistic is: -7.1717 17.1502 25.7243
Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau3 -4.04 -3.45 -3.15
phi2  6.50  4.88  4.16
phi3  8.73  6.49  5.47
```

Tabulka 5-8: Test jednotkového kořene (typ trend) dat důchodu očištěných metodou *X-12-ARIMA*

```
Phillips and Ouliaris Unit Root Test

Test of type Pz
detrending of series with constant and linear trend

Response consumption_MA :
Call:
lm(formula = consumption_MA ~ zr + trd)

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-4095.4 -1191.1    58.1  1433.2  3165.2
Coefficients:
                   Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)      4505.60243 6051.33629   0.745    0.459
zrconsumption_MA    1.08900    0.06897  15.790   <2e-16 ***
zrincome_MA        -0.08291    0.05496  -1.508    0.136
trd               -14.28863   37.37128  -0.382    0.703
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 1798 on 63 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.9985,    Adjusted R-squared:  0.9984
F-statistic: 1.392e+04 on 3 and 63 DF,  p-value: < 2.2e-16

Response income_MA :
Call:
lm(formula = income_MA ~ zr + trd)

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-5743.0 -1315.9  -122.2  1488.3  4592.2
Coefficients:
                   Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)      -1.379e+03  7.821e+03  -0.176   0.8606
zrconsumption_MA  2.272e-01  8.913e-02   2.549   0.0132 *
zrincome_MA       8.088e-01  7.103e-02  11.387   <2e-16 ***
trd              -5.280e+01  4.830e+01  -1.093   0.2785
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 2323 on 63 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.9981,    Adjusted R-squared:  0.998
F-statistic: 1.099e+04 on 3 and 63 DF,  p-value: < 2.2e-16

Value of test-statistic is: 13.9562

Critical values of Pz are:
                  10pct    5pct     1pct
critical values 71.9586 81.3812 102.0167
```

Tabulka 5-9: Phillipsův a Ouliarisův test pro konstantní a lineární trend dat očištěných metodou klouzavých průměrů

```
Phillips and Ouliaris Unit Root Test

Test of type Pz
detrending of series with constant and linear trend

Response consumption_X12 :
Call:
lm(formula = consumption_X12 ~ zr + trd)
Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-6196.7 -2084.5   -38.2  2181.6  7593.0

Coefficients:
                   Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)       1.402e+04  9.325e+03   1.504    0.137
zrconsumption_X12 9.006e-01  7.768e-02  11.595   <2e-16 ***
zrincome_X12      6.178e-02  6.133e-02   1.007    0.317
trd               4.749e+01  5.951e+01   0.798    0.428
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 3048 on 67 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.9962,    Adjusted R-squared:  0.996
F-statistic:  5791 on 3 and 67 DF,  p-value: < 2.2e-16

Response income_X12 :
Call:
lm(formula = income_X12 ~ zr + trd)
Residuals:
     Min       1Q   Median       3Q      Max
-16109.4  -2875.0    947.4   3496.1  11100.7

Coefficients:
                    Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)       -1.616e+04  1.654e+04  -0.977 0.332099
zrconsumption_X12  7.250e-01  1.378e-01   5.262 1.61e-06 ***
zrincome_X12       3.976e-01  1.088e-01   3.656 0.000505 ***
trd               -1.021e+02  1.056e+02  -0.967 0.336793
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 5407 on 67 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.9909,    Adjusted R-squared:  0.9905
F-statistic:  2434 on 3 and 67 DF,  p-value: < 2.2e-16

Value of test-statistic is: 54.5663

Critical values of Pz are:
                  10pct    5pct     1pct
critical values 71.9586 81.3812 102.0167
```

Tabulka 5-10: Phillipsův a Ouliarisův test pro konstantní a lineární trend dat očištěných metodou *X-12-ARIMA*

```
lm(formula = consumption_MA ~ income_MA, data = CR.m)

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-9224.9 -2526.1   603.5  2638.6  5891.2

Coefficients:
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 1.279e+04  4.222e+03   3.029   0.0035 **
income_MA   8.674e-01  8.415e-03 103.076   <2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 3655 on 66 degrees of freedom
  (4 observations deleted due to missingness)
Multiple R-squared:  0.9938,    Adjusted R-squared:  0.9937
F-statistic: 1.062e+04 on 1 and 66 DF,  p-value: < 2.2e-16


Durbin-Watson test
data:  CR.fit
DW = 0.16004, p-value < 2.2e-16
alternative hypothesis: true autocorrelation is greater than 0
```

Tabulka 5-11: Srovnání R^2 a *DW* statistiky dat očištěných metodou klouzavých průměrů

```
lm(formula = consumption_X12 ~ income_X12, data = CR.m)

Residuals:
     Min       1Q   Median       3Q      Max
-16175.8  -3281.6    363.8   3894.2  10682.2

Coefficients:
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 1.375e+04  5.526e+03   2.488   0.0152 *
income_X12  8.654e-01  1.102e-02  78.555   <2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 5224 on 70 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.9888,    Adjusted R-squared:  0.9886
F-statistic:  6171 on 1 and 70 DF,  p-value: < 2.2e-16

Durbin-Watson test
data:  CR.fit
DW = 1.2735, p-value = 0.0004338
alternative hypothesis: true autocorrelation is greater than 0
```

Tabulka 5-12: Srovnání R^2 a *DW* statistiky dat očištěných metodou *X-12-ARIMA*

```
Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test

Test regression trend
Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)
Residuals:
     Min       1Q   Median       3Q      Max
-3003.57  -526.02    74.01   711.54  2203.27
Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -166.18781  275.78729  -0.603 0.548976
z.lag.1       -0.13979    0.03738  -3.740 0.000404 ***
tt             5.05981    7.02483   0.720 0.474063
z.diff.lag     0.69020    0.09213   7.491 3.02e-10 ***
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 1070 on 62 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.4969,    Adjusted R-squared:  0.4725
F-statistic: 20.41 on 3 and 62 DF,  p-value: 2.572e-09
Value of test-statistic is: -3.74 4.6645 6.9949
Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau3 -4.04 -3.45 -3.15
phi2  6.50  4.88  4.16
phi3  8.73  6.49  5.47
```

Tabulka 5-13: Engleův-Grangerův test stacionarity reziduí (pro trend) dat očištěných metodou klouzavých průměrů

```
Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test

Test regression trend
Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)
Residuals:
     Min       1Q   Median       3Q      Max
-14172.3  -3034.8   -251.1   2853.9  11555.4
Coefficients:
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -704.9764  1201.3880  -0.587 0.559339
z.lag.1       -0.5370     0.1366  -3.931 0.000205 ***
tt            19.9978    28.8809   0.692 0.491101
z.diff.lag    -0.1542     0.1188  -1.298 0.198891
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 4824 on 66 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.3389,    Adjusted R-squared:  0.3089
F-statistic: 11.28 on 3 and 66 DF,  p-value: 4.596e-06
Value of test-statistic is: -3.9311 5.1545 7.7316
Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau3 -4.04 -3.45 -3.15
phi2  6.50  4.88  4.16
phi3  8.73  6.49  5.47
```

Tabulka 5-14: Engleův-Grangerův test stacionarity reziduí (pro trend) dat očištěných metodou *X-12-ARIMA*

```
lm(formula = consumption ~ income)
Residuals:
     Min       1Q   Median       3Q      Max
-16175.8  -3281.6    363.8   3894.2  10682.2
Coefficients:
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 1.375e+04  5.526e+03   2.488   0.0152 *
income      8.654e-01  1.102e-02  78.555   <2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 5224 on 70 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.9888,    Adjusted R-squared:  0.9886
F-statistic:  6171 on 1 and 70 DF,  p-value: < 2.2e-16

Durbin-Watson test
DW = 1.2735, p-value = 0.0004338
Breusch-Godfrey test for serial correlation of order up to 1
LM test = 8.8985, df = 1, p-value = 0.002854
Jarque Bera Test
X-squared = 2.7619, df = 2, p-value = 0.2513
Breusch-Pagan test
BP = 0.11637, df = 1, p-value = 0.733
```

Tabulka 5-15: Výsledky odhadu a testů modelu (2.1)

```
lm(formula = dyn(consumption ~ income + lag(consumption, -1)))

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-7327.2 -1994.0   113.4  1919.5  7610.3
Coefficients:
                     Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)          7.308e+03  3.256e+03   2.245   0.0280 *
income               1.405e-01  5.985e-02   2.348   0.0218 *
lag(consumption, -1) 8.306e-01  6.849e-02  12.128   <2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 2942 on 68 degrees of freedom
  (2 observations deleted due to missingness)
Multiple R-squared:  0.9964,    Adjusted R-squared:  0.9963
F-statistic:  9331 on 2 and 68 DF,  p-value: < 2.2e-16

Durbin-Watson test
DW = 1.6028, p-value = 0.02996
Breusch-Godfrey test for serial correlation of order up to 1
LM test = 2.8147, df = 1, p-value = 0.09341
Jarque Bera Test
X-squared = 0.18645, df = 2, p-value = 0.911
Breusch-Pagan test
BP = 2.2481, df = 2, p-value = 0.325
```

Tabulka 5-16: Výsledky odhadu a testů modelů (2.2) a (2.6)

```
lm(formula = dyn(income ~ lag(income, -1) + lag(wealth, -1)))
Residuals:
     Min       1Q   Median       3Q      Max
-20502.9  -2710.6   -267.6   4061.1  11258.5
Coefficients:      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)       7.894e+04  5.954e+04   1.326   0.1949
lag(income.w, -1) 7.997e-01  1.234e-01   6.480 3.67e-07 ***
lag(wealth, -1)   1.195e-02  5.196e-03   2.300   0.0286 *
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 6677 on 30 degrees of freedom
  (2 observations deleted due to missingness)
Multiple R-squared:  0.7775,    Adjusted R-squared:  0.7626
F-statistic:  52.4 on 2 and 30 DF,  p-value: 1.626e-10

Durbin-Watson test
DW = 2.5157, p-value = 0.8834
Breusch-Godfrey test for serial correlation of order up to 1
LM test = 4.1135, df = 1, p-value = 0.04254
Jarque Bera Test
X-squared = 8.4169, df = 2, p-value = 0.01487
Breusch-Pagan test
BP = 0.76884, df = 2, p-value = 0.6808
```

Tabulka 5-17: Výsledky odhadu modelu (2.9)

```
lm(formula = dyn(consumption ~ income.fit))
Residuals:
     Min       1Q   Median       3Q      Max
-12711.0  -3902.6    908.7   3690.3  12025.1
Coefficients: Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 4.651e+04  4.025e+04   1.156    0.257
income.fit2 8.052e-01  7.404e-02  10.875 4.16e-12 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 5061 on 31 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.7923,    Adjusted R-squared:  0.7856
F-statistic: 118.3 on 1 and 31 DF,  p-value: 4.162e-12

Durbin-Watson test
DW = 1.1307, p-value = 0.002278
Breusch-Godfrey test for serial correlation of order up to 1
LM test = 5.5932, df = 1, p-value = 0.01803
Jarque Bera Test
X-squared = 0.39374, df = 2, p-value = 0.8213
Breusch-Pagan test
BP = 0.79309, df = 1, p-value = 0.3732
```

Tabulka 5-18: Výsledky odhadu modelu (2.10)

```
lm(formula = dyn(consumption ~ lag(consumption, -1)))
Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-6354.5 -2174.7   203.3  1952.6  7307.4
Coefficients:         Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)          6.542e+03  3.343e+03   1.957   0.0544 .
lag(consumption, -1) 9.905e-01  7.485e-03 132.328   <2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 3036 on 69 degrees of freedom
  (2 observations deleted due to missingness)
Multiple R-squared:  0.9961,    Adjusted R-squared:  0.996
F-statistic: 1.751e+04 on 1 and 69 DF,  p-value: < 2.2e-16

Durbin-Watson test
DW = 1.6023, p-value = 0.03409
Breusch-Godfrey test for serial correlation of order up to 1
LM test = 2.6199, df = 1, p-value = 0.1055
Jarque Bera Test
X-squared = 0.51568, df = 2, p-value = 0.7727
Breusch-Pagan test
BP = 1.8128, df = 1, p-value = 0.1782
```

Tabulka 5-19: Výsledky a testy odhadu modelu (2.11)

```
lm(formula = dyn(log(consumption) ~ log(income) + lag(log(income),
    -1) + lag(log(consumption), -1)))
       Min         1Q     Median         3Q        Max
-0.0153221 -0.0048981  0.0003281  0.0043321  0.0158755
Coefficients:             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)               0.193911   0.090444   2.144   0.0357 *
log(income)               0.150975   0.071676   2.106   0.0389 *
lag(log(income), -1)      0.006218   0.070152   0.089   0.9296
lag(log(consumption), -1) 0.826878   0.079606  10.387 1.35e-15 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 0.006562 on 67 degrees of freedom
  (2 observations deleted due to missingness)
Multiple R-squared:  0.9967,    Adjusted R-squared:  0.9966
F-statistic:  6762 on 3 and 67 DF,  p-value: < 2.2e-16
Durbin-Watson test
DW = 1.633, p-value = 0.04095
Breusch-Godfrey test for serial correlation of order up to 1
LM test = 3.251, df = 1, p-value = 0.07138
Jarque Bera Test
X-squared = 0.3176, df = 2, p-value = 0.8532
Breusch-Pagan test
BP = 0.74637, df = 3, p-value = 0.8622
```

Tabulka 5-20: Výsledky a testy odhadu modelu (2.12)

```
lm(formula = dyn(diff(log(consumption)) ~ diff(log(income)) +
    cons_inc + weal_inc))
      Min        1Q    Median        3Q       Max
-0.010404 -0.003365 -0.001367  0.001756  0.020307
Coefficients:
                     Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)         -0.07189    0.02888  -2.489   0.0188 *
diff(log(income.w))  0.11508    0.10909   1.055   0.3002
cons_inc.w          -0.20308    0.11698  -1.736   0.0932 .
weal_inc.w           0.03247    0.01378   2.357   0.0254 *
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 0.006701 on 29 degrees of freedom
  (1 observation deleted due to missingness)
Multiple R-squared:  0.204,     Adjusted R-squared:  0.1217
F-statistic: 2.477 on 3 and 29 DF,  p-value: 0.08114

Durbin-Watson test
DW = 1.3807, p-value = 0.01717
Breusch-Godfrey test for serial correlation of order up to 1
LM test = 1.0782, df = 1, p-value = 0.2991
Jarque Bera Test
X-squared = 11.069, df = 2, p-value = 0.003949
Breusch-Pagan test
BP = 7.95, df = 3, p-value = 0.04706
```

Tabulka 5-21: Výsledky a testy modelu (2.13)

```
lm(formula = dyn(consumption ~ income + unemployment + time))

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-5335.1 -1726.2   -34.6  1776.3  7788.2

Coefficients:
               Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)   2.666e+05  2.926e+04   9.112 3.81e-10 ***
income        4.192e-01  5.185e-02   8.084 5.05e-09 ***
unemployment -2.966e+03  5.371e+02  -5.522 5.34e-06 ***
time          4.382e+02  6.411e+01   6.835 1.39e-07 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 3113 on 30 degrees of freedom
  (38 observations deleted due to missingness)
Multiple R-squared:  0.9279,    Adjusted R-squared:  0.9207
F-statistic: 128.8 on 3 and 30 DF,  p-value: < 2.2e-16

Durbin-Watson test
DW = 1.9567, p-value = 0.2512
Breusch-Godfrey test for serial correlation of order up to 1
LM test = 0.031309, df = 1, p-value = 0.8596
```

```
RESET test
RESET = 1.8767, df1 = 2, df2 = 28, p-value = 0.1719
Jarque Bera Test
X-squared = 0.44361, df = 2, p-value = 0.8011
Breusch-Pagan test
BP = 7.5814, df = 3, p-value = 0.0555
```

Tabulka 5-22: Výsledky a testy odhadu modelu (2.15)

```
lm(formula = dyn(consumption ~ income + unemployment + wealth))

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-6226.6 -1686.9   354.8  1923.2  6746.7

Coefficients:
               Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)   2.495e+05  2.852e+04   8.746 9.40e-10 ***
income        3.727e-01  5.634e-02   6.615 2.54e-07 ***
unemployment -1.963e+03  5.488e+02  -3.576  0.00121 **
wealth        1.667e-02  2.482e-03   6.716 1.92e-07 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 3146 on 30 degrees of freedom
  (38 observations deleted due to missingness)
Multiple R-squared:  0.9264,    Adjusted R-squared:  0.919
F-statistic: 125.9 on 3 and 30 DF,  p-value: < 2.2e-16


Durbin-Watson test
DW = 1.7025, p-value = 0.0757
Breusch-Godfrey test for serial correlation of order up to 1
LM test = 0.22643, df = 1, p-value = 0.6342
RESET test
RESET = 1.2669, df1 = 2, df2 = 28, p-value = 0.2974
Jarque Bera Test
X-squared = 0.19836, df = 2, p-value = 0.9056
Breusch-Pagan test
BP = 5.444, df = 3, p-value = 0.142
```

Tabulka 5-23: Výsledky a testy odhadu modelu (2.16)

Model	df	AIC	Model	df	BIC
2.6	4	653.7762	2.6	4	659.8817
2.15	5	649.1687	2.15	5	656.8005
2.16	5	649.8904	2.16	5	657.5222

Tabulka 5-24: Výsledky testů AIC a BIC

```
Chow test
data:  consumption ~ income + consumption(-1) (2.6)
F = 2.0528, p-value = 0.1151

data:  consumption ~ income + unemployment + time (2.15)
F = 2.1448, p-value = 0.1037

data:  consumption ~ income + unemployment + wealth (2.16)
F = 2.2352, p-value = 0.09279
```

Tabulka 5-25: Výsledky Chowova testu změny struktury modelu v čase

model	MSE	RMSE
2.6	11183572	3344.185
2.15	8547947	2923.687
2.16	8731328	2954.882

Tabulka 5-26: Hodnoty MSE a RMSE