

MODERNÍ TEORIE DLOUHODOBÉ SPOTŘEBY V KONTEXTU „MANKIWOVY“ ZÁHADY THE MODERN THEORY OF DURABLE CONSUMPTION IN CONTRARY WITH THE MANKIW PUZZLE

Petr Makovský¹

¹ Ing. Petr Makovský, Ph.D., České vysoké učení technické v Praze, Masarykův ústav vyšších studií,
petr.makovsky@cvut.cz

Abstract: In this paper we are interested in the effects of the durable consumption. Main idea is about the so called Mankiw puzzle verification on the data sample of the current time series from Germany and the Czech Republic (quarterly data 2004Q1-2016Q4). In other word whether or not the observed durable consumption tends to spontaneously disappear in the economy. We have statistically tested the stochastic process ARMA (1,1) on the given time series. Concretely whether autoregression parameter is less than one and at the same time if the more important depreciation parameter is equal to one (MA parameter equal to zero).

In original analyzes performed so far, the time series from the United States of France, demonstrated the statistical significance of the values of the mentioned coefficients. Mankiw's puzzle has been proven, which has led to arguments for the introduction of scrapping subsidies in France and many other European countries in the 1990s. More, demand growth was expected to increase in the ten-year cycle of new car consumption. We have run analysis, in which we concluded about falsification of the Mankiw puzzle. We used the current data samples from the Czech Republic and Germany (2004Q1 to 2016Q4). In general, innovation (parameter MA is non-zero) does not affect but affects durable consumption over a longer period of time. The analysis results argue against the introduction of scrapping subsidies based on current data.

Keywords: Durable consumption, Mankiw puzzle, scrapping subsidy, ARMA stochastic process

JEL Classification: E66, E21

ÚVOD

Standardní ekonomická teorie, např. Cochrane (2009), rozvíjí teorii makroekonomické spotřeby bez ohledu na hlubší členění. V tomto článku přineseme specifika, která moderní teorie spotřeby vyvozuje při rozdělení spotřeby podle její trvanlivosti. Článek se především zabývá „Mankiw Puzzle“, Mankiiovou záhadou dlouhodobé spotřeby. Dlouhodobá spotřeba domácností podle statistika národních účtů ČSÚ činila v roce 2016 8,85% celkové spotřeby domácností. Spotřeba domácností v roce 2016 k HDP výdajovou metodou tvořila 46,38%. Dlouhodobá spotřeba je 0,041% HDP v ČR v roce 2016, což není příliš. Když ovšem uvažujeme, že značnou část exportů ČR do zahraničí činí zboží pro dlouhodobou

spotřebu (především automobily, bílá technika, aj.) je analýza dlouhodobé spotřeby a jejích anomálií o to užitečnější.

Cílem článku je ověření existence Mankiiový záhady dlouhodobé (trvanlivé) spotřeby na aktuálních časových řadách z Německa a z ČR.

Pro úplné porozumění krátkodobá spotřeba ovlivňuje užitek v období, kdy k ní dochází. Zatímco dlouhodobá spotřeba ovlivňuje užitek nejen v období, kdy je vykázána, ale zvyšuje užitek i v dalších obdobích. Pro úplnost musíme poznamenat, že zahrnutí „zvykového“ chování do funkce užitku umožňuje pozorovat déletrvající efekty i u krátkodobé spotřeby anebo u služeb. Značnou část textu bude implicitně ovlivňovat model reprezentativního agenta, jak

je představen u Mankiwa (Cambell Mankiw, 1989). Důležitost poznání fundamentů dlouhodobé spotřeby zdůrazňuje její mnohem větší závislost na ekonomickém cyklu (větší volatilita dlouhodobé než krátkodobé spotřeby).

1. HYPOTÉZA PERMANENTNÍHO DŮCHODU V MODELU DLOUHODOBÉ SPOTŘEBY

Začněme standardně s popisem reprezentativní domácnosti, která vlastní bohatství ve výši A

$$A_2 = R(A_1 + y_1 - c_1 - p_1 e_1) \quad (1)$$

ale také platí akumulační vztah pro dlouhodobou spotřebu:

$$D_2 = D_1(1 - \delta) + e_1 \quad (2)$$

kde δ je míra depreciace kapitálu (dlouhodobé spotřeby). Pokud dále není explicitně zapsán index času, uvažujeme ho v úrovni současně vysvětlované veličiny. Užitek reprezentativní domácnosti plyne z objemu nákupů (krátkodobé spotřeby) a ze služeb plynoucích z vlastnictví

$$V(A, D, y, p) = \max_{D_2, A_2} u(c, D) + \beta E_{y_2, p_2 | y_1, p_1} V(A_2, D_2, y_2, p_2) \quad (3)$$

pro všechna A , D , y a p . Pracujeme s operátorem očekávání E a předpokládáme racionální tvorbu očekávání. Dále předpokládáme diskontní faktor β . Dosazením

$$c = A_1 + y_1 - \frac{A_2}{R} - p(D_2 - (1 - \delta)D_1) \quad (4)$$

výsledkem dynamické optimalizace jsou následující nutné podmínky:

$$u_c(c, D_1) = \beta E_{y_2, p_2 | y_1, p_1} V_A(A_2, D_2, y_2) \quad (5)$$

$$p u_c(c, D_1) = \beta E_{y_2, p_2 | y_1, p_1} V_D(A_2, D_2, y_2) \quad (6)$$

V obou případech jde o podmínku vyrovnání mezních přínosů s mezními náklady. Ve vztahu (5) jde o vyrovnání efektu úbytku současné krátkodobé spotřeby (stále většího) se stále menším efektem z nárůstu budoucí spotřeby, který je samozřejmě zhodnocený na finančním trhu a diskontovaný k porovnání současnosti diskontním faktorem β . Identické souvislosti popisuje podmínky (6) pro dlouhodobou spotřebu (služby plynoucí z akumulace

$$u_c(c_1, D_1) = \beta E_{y_2, p_2 | y_1, p_1} u_c(c_2, D_2) \quad (7)$$

$$p u_c(c_1, D_1) = \beta E_{y_2, p_2 | y_1, p_1} [u_D(c_2, D_2) + p_2(1 - \delta)u_c(c_2, D_2)] \quad (8)$$

Podmínka (7) bude srozumitelná bez zapojení dlouhodobé spotřeby. Mezní přínos ze zvýšení

(případně zhodnocené hrubou výnosností R), určitý podíl dlouhodobé spotřeby D a běžný disponibilní důchod y . Tato domácnost financuje svými aktivy A a důchodem y své výdaje na spotřebu c a objem dlouhodobé spotřeby e za relativní cenu p . Jinými slovy platí akumulační vztah:

fyzického kapitálu, který je zajištěný dlouhodobou spotřebou. Předpokládejme, že dlouhodobá spotřeba zakoupená dnes zajišťuje tok služeb od příštího období. Za představených podmínek je Bellmanova rovnice pro dynamickou optimalizaci následující:

vztahu (2) do vztahu (1) a drobnou úpravou. Získáme rovnici (4), která je souhrnným omezením pro optimalizaci:

fyzického kapitálu v čase). Pro zjednodušení v obou podmínkách neuvažujeme reálnou výnosnost, která tam samozřejmě je. Obvykle se v dlouhodobé rovnováze vyruší s diskontním faktorem a pozorujeme model martingálu. Nicméně Mankiw originálně odvozuje takto a proto se toho držíme.

Za dodatečného použití funkce (3) modifikujeme nutné podmínky dynamické optimalizace následovně:

současné spotřeby je kompenzován úbytkem finančních aktiv, a tedy snížením spotřeby

v budoucnosti. V takovém případě mezní užitek z krátkodobé spotřeby závisí na aktuálním stavu statků zajišťujících služby z dlouhodobé spotřeby. Musíme tedy uvažovat propojení v rámci funkce užítku mezi krátkodobou a dlouhodobou spotřebou. Jinými slovy nemůžeme analyzovat efekty dlouhodobé spotřeby odděleně od krátkodobé spotřeby.

Vztah (8) přibližuje mezní náklady a mezní přínosy nákupu jednotky pro dlouhodobou spotřebu. Mezní přínos nabývá dvou podob. Zaprvé jde o přímý dopad na užitek v následujícím období, zadruhé standardní Eulerova rovnice je oslabena. Musíme uvažovat, že mezním nákladem dodatečné nakoupené jednotky dlouhodobé spotřeby je obětovaná příležitost ve formě nákupu jednotky krátkodobé spotřeby (druhý člen na pravé straně rovnice (8)).

Závěrem model uvažuje, že služby plynoucí z dlouhodobé spotřeby se projeví ihned. V takovém případě je závěrem standardní Eulerova rovnice vyhlazování spotřeby pro krátkodobou i pro dlouhodobou spotřebu. V případě, že součin diskontního faktoru a hrubé výnosnosti je roven jedné, pak mezní užitek z dlouhodobé spotřeby sleduje stochastický proces náhodná procházka (což by ovšem platilo i pro standardně pojatou krátkodobou spotřebu). Mankiw (1982) došel k závěru, že výdaje na dlouhodobou spotřebu sledují stochastický proces ARMA (1,1).

Zde $a_1 = \beta R$, tedy autoregresní parametr je roven součinu diskontního faktoru a hrubé výnosnosti. Zatímco MA člen je parametrizován mírou depreciace kapitálu pro dlouhodobou spotřebu. Na datech z USA došel Mankiw k závěru, že

$$V(A, D, y, p) = \max_{D_2, A_2} u(c, D, D_2) + \beta E_{y_2, p_2 | y_1, p_1} V(A_2, D_2, y_2, p_2) \quad (9)$$

pro všechna A , D , y a p . Bernanke (1985) předpokládá kvadratickou funkci užítku s

$$u(c, D, D_2) = -\frac{1}{2}(\bar{c} - c)^2 - \frac{a}{2}(\bar{D} - D)^2 - \frac{d}{2}(D_2 - D)^2 \quad (10)$$

v tomto případě jsou náklady přizpůsobení důležitější než samotné rozpočtové omezení. Kvadratická struktura modelu zajišťuje jeho řešitelnost explicitně jako nelineární funkci s parametry. Současná krátkodobá spotřeba závisí na zpožděné hodnotě krátkodobé spotřeby, na současné a zpožděné hodnotě

parametr a_1 je statisticky signifikantně menší než 1, ale hlavně že parametr depreciace δ je statisticky signifikantně roven 1. V takovém případě by dlouhodobá spotřeba automaticky konvergovala k nule (dlouhodobě by neexistovala žádná dlouhodobá spotřeba). Adda a Cooper (2000) podrobili závěry Mankiwa vlastní analýze za použití dat z USA a Francie. Šlo o data US za dlouhodobou spotřebu v USA, počet registrací nových aut v USA, dlouhodobá spotřeba ve Francii, počet registrací nových aut ve Francii a výdaje na nová auta ve Francii. Mankiwova záhada se na základě jejich výzkumu potvrzuje na robustním datovém souboru. Nezávisle na zemi, na kategorii dlouhodobé spotřeby, případně frekvenci dat, ale nezávisle na metodě detrendování. Míra depreciace je odhadována ve výši 100 procent (1), dlouhodobá spotřeba samovolně zaniká. Statisticky řečeno nemůžeme očekávat její zvýšení na základě „inovace“ et. Představená záhada bývá dodatečně vysvětlena za pomoci a) adjustment cost (nákladů na přizpůsobení), b) na základě jiných šoků než šoků v disponibilním důchodu. Další výzkum, např. Bar-Ilan a Blinder (1992), resp. Bertola a Caballero (1990) řeší záhadu za využití diskretizace ve výdajích na dlouhodobou spotřebu domácnostmi.

2. MOŽNOSTI PRO HLUBŠÍ TEORETICKÉ ÚVAHY O DLOUHODOBÉ SPOTŘEBĚ

Bernanke (1985) rozšiřuje přístup kvadratického užítku o flexibilní ceny a o náklady na přizpůsobení. Předpokládejme rozšířený problém dynamické optimalizace.

kvadratickými náklady na přizpůsobení v podobě:

dlouhodobé spotřeby a na inovacích (stochastický proces bílý šum), které se projevují u disponibilního důchodu.

Dlouhodobá spotřeba závisí na minulé hodnotě dlouhodobé spotřeby (objemu nakoupených kapitálových statků, které umožňují služby dlouhodobé spotřeby) a „inovacích“ (šocích)

v disponibilním důchodu. Představené rozšíření je všeobecně zamítáno, protože neodpovídá závěrům z empiricky získaných dat (Bernanke, 1985). Bernanke (1984) testuje na mikroekonomické úrovni na panelových datech US domácností jejich výdaje na pořízení automobilů. Nicméně i zde nenacházíme odraz v ekonomické realitě, protože model předpokládá spojitě přizpůsobení ve vývoji výdajů na pořízení automobilů, zatímco v realitě pozorujeme paušální rozhodnutí o výdajích na dlouhodobou spotřebu.

Dodatečně můžeme opustit závěry získané na bázi modelů typu reprezentativní agent. Musíme připustit, že přes velmi precizní teoretickou eleganci představené modely neodpovídají empiricky naměřeným datům, což je problém. Mankiw odhadl míru depreciace na úrovni 100 %, dále je zřejmé, že domácnosti nepřizpůsobují náklady spojené s dlouhodobou spotřebou spojitě. Domácnosti spíše své výdaje na dlouhodobou spotřebu realizují nepředvídatelně (Lam, 1991). Spíše diskrétní povaha statků pro dlouhodobou spotřebu a nevratnost případného rozhodnutí o koupi ve světle nedokonalých informací o kvalitě zboží pro dlouhodobou spotřebu způsobuje onu nepředvídatelnost objemu dlouhodobé spotřeby

$$V(A, D, y) = \max(V^b(A, D, y), V^s(A, D, y), V^i(A, D, y)) \quad (11)$$

kde

$$V^b(A, D, y) = \max_{e, A_2} u\left(A + y - \frac{A_2}{R} - e, D\right) + \beta E_{y_2|y_1} V(A_2, D(1 - \delta) + e, y_2) \quad (12)$$

$$V^s(A, D, y) = \max_{s, A_2} u\left(A + y - \frac{A_2}{R} + p_s s, D\right) + \beta E_{y_2|y_1} V(A_2, D(1 - \delta) - s, y_2) \quad (13)$$

$$V^i(A, D, y) = \max_{A_2} u\left(A + y - \frac{A_2}{R}, D\right) + \beta E_{y_2|y_1} V(A_2, D(1 - \delta), y_2) \quad (14)$$

pro všechna A , D a y . Jde o komplexní problém diskrétní volby. Ve své podstatě rozdíl mezi nákupní a prodejní cenou statků pro dlouhodobou spotřebu determinuje rozhodování domácností. Představme si domácnost, která s určitou úrovní statků pro dlouhodobou spotřebu, která očekává propad disponibilního příjmu z důvodu ztráty zaměstnání. Za předpokladu nevratnosti nákupu/prodeje může domácnost prodat určitý díl ze svého zboží pro dlouhodobou spotřebu.

a také náklady na přizpůsobení (amortizaci). Bar-Ilan a Blinder (1992) popisují model neaktivity domácnosti, pokud je hodnota kapitálové statku pro dlouhodobou spotřebu zdaleka klidně neoptimální. Zde jsou náklady na přizpůsobení brány jako fixní náklady, které se mohou objevit kdykoliv v čase, ale právě vždy pokud stav služeb plynoucí z dlouhodobé spotřeby klesne pod limitní dolní mez.

3. PROBLEMATIKA (NE)VRATNOSTI NÁKUPU/PRODEJŮ ZBOŽÍ PRO DLOUHODOBOU SPOTŘEBU

Zapojení nevratnosti nákupů do našeho modelu aplikujeme následovně. Z důvodu informačních nedokonalostí a frikcí na trzích domácnosti obvykle nabývají přesvědčení, že si nekoupili takový produkt dlouhodobé spotřeby, který si přáli. Jde samozřejmě o variaci na Akerlofův populární problém citronů (Akerlof, 1970). Popisovaný fakt rozvíjí např. House a Leahy (2000) ve formě endogenní prémie „citronu“ pro model dlouhodobé spotřeby. Prakticky předpokládáme, že cena zboží pro dlouhodobou spotřebu je normalizována na $p=1$, nicméně když je zboží prodáváno je cena menší $p<1$.

Jakmile ovšem domácnost znovu získá pracovní místo, objem zboží pro dlouhodobou spotřebu navyšuje na původní úroveň. Pokud je ovšem odlišná nákupní a prodejní cena zboží pro dlouhodobou spotřebu, domácnost nebude reagovat popsáním způsobem změnou dlouhodobé spotřeby na šoky v disponibilním důchodu.

Grossman a Laroque (1990) představují model dlouhodobé spotřeby v rámci optimální struktury portfolia. Zboží dlouhodobé spotřeby není

likvidní z důvodu nutných transakčních nákladů při zpětném prodeji. V podstatě reprezentativní domácnost sleduje podíl aktiv a zboží pro dlouhodobou spotřebu a zároveň míru opotřebení zboží pro dlouhodobou spotřebu. Tuto nepředvídatelnou míru opotřebení chce tato domácnost udržet nad minimální hodnotou a optimálně na průměrné hodnotě opotřebení. Rozhodnutí samozřejmě podléhá podmínce neměnného poměru aktiv a zboží pro dlouhodobou spotřebu. Tedy finální podmínce $A/D=s^*$.

Eberly (1994) přináší empirický test modelu Grosmanova a Laroqua (1990). Za použití dat „Survey of Consumer Finances“ o aktivech, důchodech a hlavních výdajích domácností odhaduje rozpětí s a S (podle pozorování ve vývoji A/D). Dále odhaduje s^* jako průměrný podíl veličin. Navíc dochází k závěru, že rozptyl v důchodu a tempo růstu důchodu velmi silně ovlivňují šířku zmíněného pásma S , s. Attanasio (2000) zapojuje pro odhad pásma heterogenitu domácností. Tato heterogenita je projevem tím, že některé domácnosti při stejném podílu aktiv k zboží dlouhodobé spotřeby jsou neaktivní pro další zapojování nových statků pro dlouhodobou spotřebu. Nevnímají amortizaci, nepřizpůsobují důsledně zásobu aktiv pro dlouhodobou spotřebu. Popsané odlišnosti domácností jsou determinanty pásma aktiv pro dlouhodobou spotřebu stejně jako věk či rasa obyvatelstva. Finálně tedy vlastně odvozujeme agregátní poptávku po zboží pro dlouhodobou spotřebu. Navíc musíme předpokládat neseparovatelnost funkce užitku a musíme tedy vnímat faktory dlouhodobé a krátkodobé spotřeby dohromady.

Caballero (1993) shrnuje předchozí teorie, kdy můžeme přijímat závěry hypotézy permanentního důchodu v modelu dlouhodobé spotřeby pouze při neexistenci transakčních nákladů. Jakmile uvažujeme kladné transakční náklady, musíme předpokládat fungování modelu tak, jak jsme popsali v předchozích odstavcích. Tedy se zapojením pásma aktiv s, S . Jde o neměnný poměr aktiv (resp. zboží pro dlouhodobou spotřebu) kde musíme rozlišit „cílový“ stav a skutečný poměr (s, S), který se mu přibližuje.

Dodatečně lze říct, že cílový objem aktiv pro dlouhodobou spotřebu (třebaže je v našich úvahách spíše virtuální přání domácnosti než realita) sleduje popsany stochastický proces. Agregátní poptávka po aktivech dlouhodobé spotřeby je součet všech kupujících, kteří se v daném období rozhodli přizpůsobit (renovovat) svá dlouhodobá aktiva. Je zřejmé, že takto definovaná agregátní poptávka bude vykazovat velmi složité vlastnosti ekonomické dynamiky.

4. METODOLOGIE A DATA

V tomto článku jsme motivaci (resp. cíl článku) čerpali na základě závěrů o dlouhodobé spotřebě v ekonomickém modelu reprezentativního agenta (domácnosti). V předchozí teoretické části jsme představili komplexní přístupy k analýze dlouhodobé spotřeby. V následující empirické části ověříme model ARMA (1,1), resp. SARIMA (1,1) na zkoumaných datových řadách. Další výzkum se může ubírat směrem zapojení „hazard funkce“, kde bychom zkoumali stav a strukturu vozového parku. Konkrétně stáří aut (aktiv pro dlouhodobou spotřebu), které mají být vyřazeny.

V článku velmi implicitně dost často zaměňujeme dlouhodobou spotřebu domácností a výdaje na pořízení automobilů domácnostmi v ekonomice. Samo sebou vnímáme odlišnosti mezi těmito dvěma pojmy, nicméně s ohledem na empirickou argumentaci pro/proti šrotovnému se takového zjednodušení mezi dlouhodobou spotřebou, trvanlivou spotřebou a výdaji na pořízení aut domácnostmi dopouštíme. Laskavý čtenář ať prosím promine. Přestože jsme představili i dodatečná rozšíření teoretických úvah týkajících se dlouhodobé spotřeby v praktické části standardně otestujeme dlouhodobou spotřebu pouze stochastický proces ARMA(1,1) resp. SARIMA (1,1).

Samotnou empirickou analýzu postavenou na cíli z teoretického rámce prozkoumáme na základě metody analýzy stochastických procesů Box-Jenkinsovou metodou, především půjde o metodu ARMA stacionárních časových řad. Už jen okrajově se zabýváme kointegrací

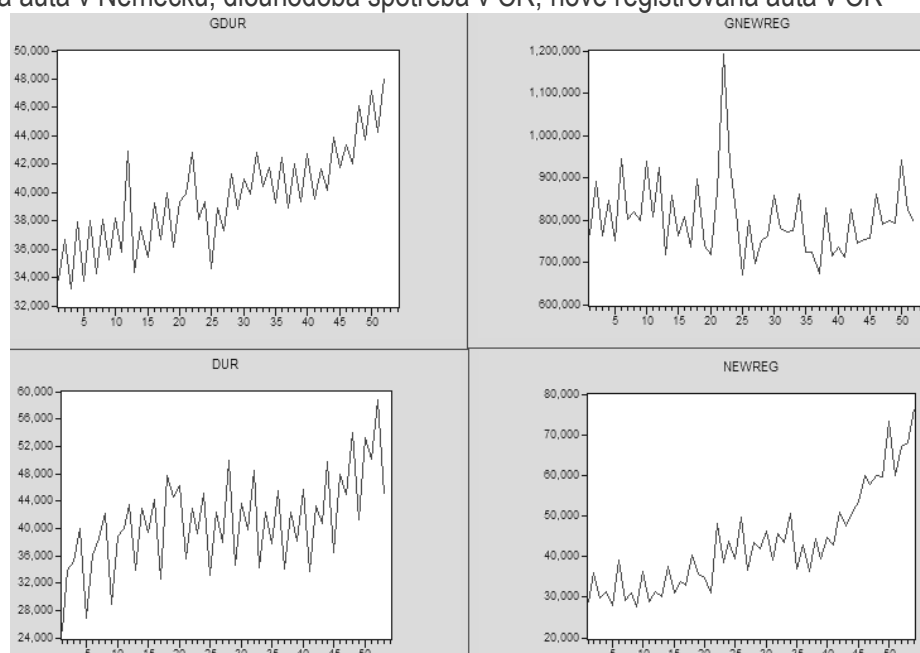
časových řad, metodou vektorové autoregrese, resp. modelem korekce chyby.

S ohledem na cíle článku, kdy se zabýváme efekty dlouhodobé spotřeby (šrotovného) v Německu a v České republice, máme různé zdroje dat. Databáze Eurostatu nenabízela vhodně dlouhé časové řady ani vhodnou frekvenci dat. Naštěstí je proměnná nově registrovaná auta zachycována spolehlivě statisticky u národních profesních svazů. Nově registrovaná auta na měsíční frekvenci jsme v rámci ČR získali ze statistiky Svazu dovozců automobilů. Stejně tak údaje o nově registrovaných autech v Německu byly získány z databáze European Automobile Manufacturers Association. U obou časových řad jsme data z měsíční frekvence převedli na kvartální údaje, získali jsme tedy 52 pozorování od 2004Q1 do 2016Q4. Byli jsme omezeni především nedostupností dat z ČR. Výdaje na dlouhodobou spotřebu v Německu a počet nově

registrovaných aut veličiny nejsou korelované veličiny (korelační koeficient 0,25). Naopak v ČR výdaje na dlouhodobou spotřebu a počet nově registrovaných aut vykazují korelační koeficient 0,67. Do analýzy jsou vždy zařazeny nejen veličiny reprezentující finanční vyjádření dlouhodobé spotřeby, ale také veličiny reprezentující reálné nákupy zboží pro dlouhodobou spotřebu.

Data o vývoji dlouhodobé spotřeby jsme získali pro ČR (v mil. Kč) z databáze ČSÚ (v Eurostatu chyběli údaje) a pro Německo (v mil. Eur) z Eurostatu. Je v běžných cenách opět kvartálně na stejné časové řadě 2004Q1 do 2016Q4. Dodatečné informace o vlastnostech představených časových řad přináší následující tabulka Tab. 1. Pro lepší představu přidáváme grafy všech zkoumaných veličin, kde je patrná sezonnost (jde o kvartální data).

Obr. 1: Zkoumané časové řady graficky (čtvrtletně), zleva dlouhodobá spotřeba v Německu, nově registrovaná auta v Německu, dlouhodobá spotřeba v ČR, nově registrovaná auta v ČR



Zdroj: vlastní zpracování v Eviews

Tab. 1: Charakteristiky zkoumaných časových řad

	Průměr	sm.odchylka	p(Jarque-Bera)	jednotkový kořen
CZdur	40995	6768	0,95	nestacionární, I(1)
Gdur	39621	3478	0,76	nestacionární, I(1)
CZnewreg	43029	12075	0,019	nestacionární, I(1)
Gnewreg	804205	88793	0,000	stacionární, I(0)

Zdroj: vlastní zpracování v Eviews

Zprvė ověříme Mankiwovu záhadu dlouhodobé spotřeby. Připomeňme, že jde o testování představených časových řad na stochastický proces ARMA (1,1), především jde o komentáře

$$e_{t+1} = \delta\alpha_0 + \alpha_1 e_t + \varepsilon_{t+1} - (1 - \delta)\varepsilon_t$$

, kde e_t je dlouhodobá spotřeba v čase t a parametr δ je míra deprecie zboží pro dlouhodobou spotřebu. Je nutné zdůraznit

k autoregresnímu parametru a k parametru deprecie u procesu MA. Stejně jako Mankiw otestujeme model ARMA (1,1) pro představená data v následující podobě

(15)

v jaké algebraické podobě parametr deprecie δ v námi předložených testech vystupuje (15).

Tab. 2: Testování představených časových řad na stochastický proces ARMA(1,1) „Mankiw Puzzle“

	Konstanta	parametr AR	Parametr MA/ parametr deprecie	autokorelace residuí
CZdur	47340 (0,00)	0,967 (0,00)	-0,997 (0,00)/0,003	ANO (DW 2,558)
Gdur	53691 (0,0294)	0,987 (0,00)	-0,953 (0,00)/0,047	ANO (DW 2,575)
CZnewreg	29234 (0,00)	1,05 (0,00)	-0,802 (0,00)/0,198	ANO (DW 2,468)
Gnewreg	804967 (0,00)	0,200 (0,85)	-0,074 (0,95)/nelze	NE (DW 1,984)

Zdroj: vlastní zpracování v Eviews (v závorkách p-values)

Nejprve tedy k autoregresnímu parametru. Podle teorie Mankiwovy by měl být významně menší než 1. Na stochastický proces ARMA(1,1) jsme zkoumali čtyři časové řady: a) výdaje na spotřebu v ČR (CZdur), a b) v Německu (Gdur), c) počet nově registrovaných aut v ČR (CZnewreg), a d) v Německu (Gnewreg).

Nejprve je nutno komentovat, že kromě nově registrovaných aut v Německu jde o nestacionární časové řady. Na kterých je velmi rizikové používat standardní metody statistické analýzy. Vhodnější je používat metody kointegrace časových řad anebo metodu vektorové autoregrese. Základním měřítkem užitečnosti modelu je případná neautokorelovanost residuí modelu. Parametr deprecie u Gnewreg nemůžeme vyčíslit protože člen MA, z kterého bychom ho spočítali není statisticky signifikantně zařazen do modelu. V našem případě autoregresní koeficient nedosahuje hodnoty významně menší než jedna (viz tabulka) navíc parametr deprecie není 1, ale je má spíše nulovou hodnotu (opět v tabulce). Nemůžeme se tedy ztotožnit se závěry Mankiwovy záhady dlouhodobé spotřeby. Podle této teorie by přírůstek k dlouhodobé spotřebě konvergoval k nule, až by dlouhodobá spotřeba úplně zanikla. Takový závěr je opodstatněním šrotovného v devadesátých letech ve Francii za vlády Balladura a Juppého.

Naše empirická analýza na časové řadě 2004Q1 až 2016Q4 prokazuje úplně opačné závěry. Dlouhodobá spotřeba nestagnuje a neklesá, nesleduje představený model ARMA (1,1). Pro správnost sleduje model ARMA(1,1) s pro Mankiwa nevhodnými parametry autoregrese a deprecie.

Pro statistickou správnost ještě rozvedme, že představený model je nevhodné aplikovat na nestacionární časové řady. V takovém případě se ověřuje případná autokorelovanost residuí, kterou je potřeba doprovodit případnými výsledky za pomoci modelu korekce chyby. V našem případě pozorujeme na nestacionární časové řadě autokorelaci residuí, hrozí, že v modelu máme falešnou regresi. Statistická teorie navrhuje diferencovat časové řady a použít model pro nestacionární časové řady ARIMA. V našem případě neuvádíme výsledky, ale šlo o absolutně neužitečné výstupy v kontextu tohoto článku.

Nicméně je určitě opodstatnělá kritika, že diferencováním přicházíme o určité informace. Na druhou stranu opomenutím nestacionarity, případně autokorelace residuí se vystavujeme nebezpečí falešné autokorelace. Tento ekonometricko-statistický problém je známý a jeho uspokojivé řešení nabízí zapojení modelu VAR, resp. VECM.

5. DISKUZE

Pro diskuzi nad výsledky výzkumu nabízíme srovnání s výzkumem Addy a Coopera (2000b). Zamysleme se nad možností odstranění lineárního trendu a sezonnosti, dále představíme možnosti pro další výzkum a prodiskutujeme závěry modelu s ohledem na intenzivní produktové inovace, které pozorujeme ve vývoji automobilů.

Adda a Cooper (2000) provedli obdobný výzkum jako my na časových řadách 1970-1997 (roční data) pro proměnné: dlouhodobá spotřeba v USA, dlouhodobá spotřeba ve Francii, výdaje na pořízení aut ve Francii, nově registrovaná auta ve Francii a v USA. Jde o pět časových řad. Autoregresní parametr je odhadnutý vždy nižší než jedna a pouze u nově registrovaných aut v USA je významně nižší než jedna (0,36). Důležitější je parametr depreciace, ten je u všech řad odhadovaný větší než 1, ale menší než 1,5. Mankiwova záhada je pro zkoumané časové řady potvrzena; dlouhodobá spotřeba stabilně klesá. Nicméně odhadnuté koeficienty nenaplnují míru statistické věrohodnosti. Na základě popsaného výzkumu, bychom mohli

argumentovat pro zavedení šrotovného, které bylo nejprve zavedeno ve Francii, a později také v Itálii a ve Španělsku.

Balladurova vláda nabídla všem občanům 5000 franků (desetinu ceny nového auta), pokud své staré nechají zlikvidovat. Tržby za nová auta po předchozích propadech dosáhli v roce 1996 svých maxim. Cílem vlády bylo zesílit potenciální nové cykly v poptávce po autech. Jakmile bylo šrotovné zrušeno, poptávka po autech se ustálila na své původní úrovni. Bylo očekáváno, že deset let poté bude opět cyklus poptávky po autech ve Francii (v Evropě) na svém vrcholu, což neočekávaně docela dobře koresponduje se začátkem ekonomické krize 2008, což dále působilo jako rozumný argument pro tehdejší zavedení šrotovného v Evropě.

V následující tabulce Tab. 3 jsme se zabývali testováním původní časové řady pro ČR a pro Německo 2004Q1 až 2016Q4 pro proměnné nově registrovaná auta a výdaje na dlouhodobou spotřebu. Samozřejmě pro obě země. Jak je z tabulky patrné, zamítli jsme lineární trend ale i případnou sezonnost.

Tab. 3: Testování představených časových řad na stochastický proces ARMA(1,1) „Mankiw Puzzle“ – včetně testování sezonnosti a trendu (SARIMA)

	Konstanta	parametr AR	Trend
CZdur	35221 (0,00)	-1,007 (0,00)	231,64 (0,00)
Gdur	34960 (0,00)	-0,988 (0,00)	182,58 (0,00)
CZnewreg	-715710 (0,97)	0,99 (0,00)	5477,5 (0,93)
Gnewreg	834564 (0,00)	0,163 (0,89)	-1147,5 (0,297)
	Sezonnost	Parametr MA/ parametr depreciace	autokorelace residuí
CZdur	Zamítáme	0,997 (0,00)/1,997	ANO (DW 1,1815)
Gdur	Zamítáme	0,958 (0,00)/1,958	ANO (DW 2,575)
CZnewreg	Zamítáme	-0,737 (0,00)/0,263	ANO (DW 2,524)
Gnewreg	Zamítáme	-0,074 (0,95)/nelze	NE (DW 2,003)

Zdroj: vlastní zpracování v Eviews (v závorkách p-values)

Nyní již jen stručně okomentujeme předchozí tabulku, kde jsme do samotné analýzy zapojili úvahu nad případným lineárním trendem a sezonností. U prvních dvou časových řad, tedy u výdajů na dlouhodobou spotřebu domácností v ČR a v Německu alespoň odhadujeme koeficienty s uspokojivými p-hodnotami (zamítáme Mankiwovu záhadu). Model jako celek je potřeba podrobit podobné úvaze jaká již byla představena dříve. Nicméně u dalších dvou

časových řad, tedy u počtu nově registrovaných automobilů v ČR a v Německu nenalzáme ani uspokojivé p - statistiky pro trend a členy ARMA (1,1). Tento model je absolutně nevyužitelný.

Pro úplnost dodejme, že v rámci závěrů Addy a Coopera (2000b), kteří provedli podobnou analýzu na časových řadách 1970 až 1997 (s roční frekvencí dat), tito autoři dospěli k potvrzení Mankiwovy záhady i na detrendovaných časových řadách

(s problematickými p - hodnotami koeficientů a nejspíše i s autokorelací residuí).

S ohledem na zmíněné závěry analýzy vyvstává otázka, kam by se dala směřovat budoucí analýza dlouhodobé spotřeby. Adda s Cooperem (2000) provedli robustní strukturální analýzu. Jednoduše řečeno, na základě teoretického modelu dynamické diskretní volby odhadují distribuci rizika likvidace aut. Jde o „hazard function“ pro Francii a pro USA. Ve své podstatě vysvětlují pravděpodobnost likvidace aut na základě stáří auta. Dospívají k závěru, že parametr deprecie pro relativně nová auta dosahuje hodnot mezi 5 a 10 procenty. Významně tedy vysvětlují Mankiwovu záhadu a jejich závěry argumentují proti existenci šrotovného.

ZÁVĚR

Cílem článku bylo ověřit existenci Mankiwovy záhady dlouhodobé (trvanlivé) spotřeby na aktuálních časových řadách z Německa a z ČR (čtvrtletní data 2004Q1-2016Q4). Jednoduše řečeno, zda pozorovaná dlouhodobá spotřeba má v ekonomice tendenci samovolně zanikat anebo nikoliv. Terminologicky jsme testovali, zda stochastický proces ARMA (1,1) na daných časových řadách obsahuje autoregresní parametr menší než jedna a zároveň a jestli více důležitý parametr deprecie je roven jedné (MA parametr roven nule).

V dosud provedených analýzách byla na časových řadách z USA z Francie, které se týkaly dlouhodobé spotřeby, prokázána statistická signifikance hodnot zmíněných koeficientů. Mankiwova záhada byla prokázána, což vedlo k argumentaci pro zavedení šrotovného ve Francii i v mnoha dalších evropských zemích v devadesátých letech. Nemůžeme tvrdit, že by v takovém případě (ve Francii) dlouhodobá spotřeba bez šrotovného zanikla, nicméně nerostla by tak jak by bylo žádoucí s ohledem na vývoj HDP.

Dále bylo očekáváno zesílení poptávky v desetiletém cyklu spotřeby nových aut. V naší představené analýze, která byla postavena na čtvrtletních datech 2004Q1 až 2016Q4, bylo stejně statisticky prokázáno, že v Německu a v ČR pozorujeme jiné hodnoty autoregresních

parametrů a parametrů deprecie než by naznačovala Mankiwova záhada. Obecně lze říci, že inovace (parametr MA je nenulový) neodeznívá, ale ovlivňuje dlouhodobou spotřebu po delší dobu. Výsledky analýzy argumentují proti zavedení šrotovného na základě aktuálních dat.

ZDROJE

Adda, J., & Cooper, R. (2000). The dynamics of car sales: A discrete choice approach (No. w7785). National bureau of economic research.

Akerlof, G. A. (1970). The market for "lemons": Quality uncertainty and the market mechanism. *The quarterly journal of economics*. 488-500.

Attanasio, O. P. (2000). Consumer durables and inertial behaviour: Estimation and aggregation of (s, s) rules for automobile purchases. *The Review of Economic Studies*. 67(4), 667-696.

Bar-Ilan, A., & Blinder, A. S. (1992). Consumer durables: Evidence on the optimality of usually doing nothing. *Journal of Money, credit and Banking*. 24(2), 258-272.

Bernanke, B. S. (1984). Permanent income, liquidity, and expenditure on automobiles: Evidence from panel data. *The Quarterly Journal of Economics*. 99(3), 587-614.

Bernanke, B. (1985). Adjustment costs, durables, and aggregate consumption. *Journal of Monetary Economics*. 15(1), 41-68.

Bertola, G., & Caballero, R. J. (1990). Kinked adjustment costs and aggregate dynamics. *NBER macroeconomics annual*. 5, 237-288.

Caballero, R. J. (1993). Durable goods: An explanation for their slow adjustment. *Journal of Political Economy*. 101(2), 351-384.

Campbell, J. Y., & Mankiw, N. G. (1989). Consumption, income, and interest rates: Reinterpreting the time series evidence. *NBER macroeconomics annual*. 4, 185-216.

Cochrane, J. H. (2009). *Asset Pricing*. Princeton university press.

Eberly, J. C. (1994). Adjustment of consumers' durables stocks: Evidence from automobile purchases. *Journal of political Economy*. 102(3), 403-436.

Grossman, S. J., & Laroque, G. (1987). Asset pricing and optimal portfolio choice in the

presence of illiquid durable consumption goods.
NBER working papers.

House, C. L., & Leahy, J. V. (2000). An sS Model with Adverse Selection (No. w8030). National bureau of economic research.

Lam, P. S. (1991). Permanent income, liquidity, and adjustments of automobile stocks: Evidence from panel data. *The Quarterly Journal of Economics*. 106(1), 203-230.

Mankiw, N. G. (1982). Hall's consumption hypothesis and durable goods. *Journal of Monetary Economics*. 10(3), 417-425.