

VLIV RELATIVNÍHO PŘÍJMU NA SKLON KE SPOTŘEBĚ – PŘÍPAD ČESKÉ REPUBLIKY

Ondřej Badura*

Abstrakt

An Influence of Relative Income on the Propensity to Consume – Czech Republic Case Study

This paper examines the influence of relative income on the consumption function, particularly the issue of the precise quantification of the relationship between the propensity to consume and the position of the household in the income distribution represented just by relative income. Mainstream theory of consumption, though it is aware of this effect, for its focus primarily on the aggregate consumption, it doesn't pay much attention to this. However, if it is possible to accurately describe and quantify this so-called relative income effect, it will mean a relevant contribution to the explanation of individual consumption patterns or consumption of income categories. The aim of this work is to find, describe and precisely quantify the impact of relative income on the average propensity to consume on the example of Czech households. To achieve this goal, we use a regression estimation of the dynamic panel using GMM, where the individual panels are set as income categories of households. The results achieved unambiguously confirm the validity of the initial assumption about the existence of functional dependence of the propensity to consume on the relative income and thus it fully supports the idea of interdependent concept of utility and consumption.

Keywords: relative income, propensity to consume, Duesenberry's hypothesis, income categories, dynamic panel, GMM

JEL Classification: C23, D11, D12, E21

Úvod

Spotřeba domácností, jež je zpravidla motivací a konečným cílem každého ekonomického snažení, bývá logicky také největší podmnožinou HDP, a tudíž nejvýznamnější hybnou silou hospodářského růstu. Nelze se pak příliš divit, že se vývoj teorie, a především empirie spotřeby soustředí především na měřítko agregátní. Tento fakt časem vyústil až v situaci odpovídající stavu současného poznání, tedy že mnohé vlastnosti a principy agregátní spotřební funkce jsou poměrně velmi dobře teoreticky popsány a zároveň empiricky testovány a dokázány. Na druhou stranu pochopitelně existují také charakteristiky, jež jsou pro svou povahu na agregátní úrovni netestovatelné či nevýznamné a jejichž vliv narůstá tím silněji, čím více se blížíme k podstatě ekonomického mikrosvěta. Tyto

* **Ondřej Badura** (ondrej.badura@vsb.cz), VŠB – Technická univerzita Ostrava, Ekonomická fakulta.

Tento článek vznikl za podpory grantu Studentské grantové soutěže EkF, Vysoké školy báňské – Technické univerzity Ostrava v rámci projektu SP2016/112 a projektu Grantové agentury České republiky číslo GA16-13784S.

jevy zůstaly mnohdy nedoceny, ukryty ve stínu makroekonomického výzkumu. Jedním z těchto efektů je také klesající hodnota sklonu ke spotřebě napříč rozdělením disponibilního důchodu.

Přístup teorie životního cyklu (Modigliani a Brumberg, 1954) a permanentního důchodu (Friedman, 1957), který se postupem času stal výchozím bodem teoretického i empirického výzkumu, je sice založen na silných mikroekonomických základech, avšak jako takový vede především ke spotřební funkci agregátní, a tedy i k hypotézám testovatelným na makroúrovni. Je sice pravda, že již bylo mnohokrát prokázáno, že principy LC-PIH (Life Cycle – Permanent Income Hypothesis)¹ či RE-PIH (Rational Expectations – Permanent Income Hypothesis)² se ve skutečnosti řídí jen část populace³ a při modelování spotřeby je tak vhodné je zkombinovat s původní keynesiánskou spotřební funkcí, jak ukázali Hall a Mishkin (1982) či později Campbell a Mankiw (1989), nicméně na původním makroekonomickém důrazu se tím nic nezměnilo. Výrazného obohacení teorie chování spotřebitele o opatrnostní motiv a tvorbu finančních rezerv pak dosáhl rovněž Carroll (1997), avšak mnohé mikroekonomické aspekty spotřebního chování domácností stále zůstávaly neřešeny. Ačkoli je tak variabilita sklonu ke spotřebě napříč různými typy příjmových kategorií věcí poměrně intuitivní a samozřejmou,⁴ pro své zaměření na makroekonomickou agregátní funkci ji mainstreamový přístup neřeší příliš do hloubky. Jisté vysvětlení sice nabízí například Carroll (2000) či Dynan, Skinner a Zeldes (2004), avšak ani jeden z nich nedokázal zmíněný jev přesně a jednoznačně kvantifikovat. Teoretické objasnění variability sklonu ke spotřebě napříč důchodovým rozdělením je tak možné hledat i mimo teorii hlavního proudu, jak ukazují například Ackerman (1997) či Mason (2000). Jedním ze zajímavých a rovněž ambiciózních vysvětlení se zdá být tzv. Duesenberryho hypotéza relativního příjmu – spotřební koncepce založená na interdependentním pojetí užitku, jejíž principy a závěry, stanou-li se verifikovanými, mohou být vítaným přínosem a obohacením současného stavu poznání o zákonitostech individuální spotřeby či spotřeby příjmových kategorií.

Klíčovými determinanty spotřebitelova rozhodování dle přístupu mainstreamové ekonomie jsou důchod a cena. Hypotéza relativního příjmu však poukazuje na fakt, že pokud je spotřebitel ovlivněn také konzumními návyky svého okolí, potom důchod samotný musí být vnímán dvojím způsobem: absolutně a relativně. Z těchto dvou pojetí základního ekonomického determinantu obecné spotřební funkce plynou i dva kanály

1 Pro svou podobnost je hypotéza životního cyklu a permanentního důchodu často slučována v jeden teoretický koncept.

2 V případě doplnění LC-PIH o prvek racionálních očekávání, jak prvně činí Hall (1978) a jeho tzv. *random walk* model.

3 K hlavním důvodům patří tzv. omezení likvidity či určitá krátkozrakost, jak poprvé ukázali Flavin (1985) či později Zeldes (1989).

4 Pokles mezního i průměrného sklonu ke spotřebě s růstem důchodu ve své spotřební teorii předpokládal už Keynes (1936), avšak dále už tento jev nijak nevysvětloval. Navíc, jak později uvidíme, souvislost mezi poklesem sklonu ke spotřebě a růstem absolutní hodnoty důchodu je pouze zdánlivá a nijak neobjasňuje skutečnou podstatu problému.

působení na výši celkového konzumu. Absolutní pojetí důchodu v sobě zahrnuje efekt přímý, dobře známý už z Keynesovy spotřební funkce. Vyšší disponibilní důchod povede úměrně k vyšší hodnotě spotřebních výdajů. Proměnná disponibilního důchodu pak ve funkčním předpisu spotřební rovnice figuruje jednoduše jako nezávisle proměnná přímo vysvětlující výši spotřeby. Naopak relativní pojetí důchodu, alespoň dle principů Duesenberryho hypotézy, implikuje efekt nepřímý. Vyšší disponibilní důchod zřejmě povede k vyššímu postavení domácnosti napříč příjmovým rozdělením, a to dle interdependentního pojetí užitku a spotřeby rovněž zapříčiní snížení hodnoty průměrného i mezního sklonu ke spotřebě. Pokles těchto veličin pak dále, jakožto prvek transformující celkový či dodatečný disponibilní důchod ve spotřebu, negativně ovlivní také konečnou výši spotřeby samotné. Pozice domácnosti v příjmové distribuci tak bude ve spotřební funkci reprezentovat nezávisle proměnnou, která její výši ovlivňuje nepřímo skrze sklon ke spotřebě.

Problémem je, že zatímco absolutní (přímý) důchodový efekt je věcí obecně známou a prakticky nezpochybnitelnou, relativní (nepřímý) důchodový efekt zůstává odbornou ekonomickou obcí často nedoceněn či zcela opomíjen. Je sice pravda, že z každého relevantního a reálně použitelného modelu musí být extrahovány prvky, které na něj nemají zásadní vliv, avšak je oním bezvýznamným prvkem, jenž nemá potenciál rozšířit naše znalosti o chování spotřebních jednotek, také relativní důchodový efekt? Je zde interdependentní pojetí užitku ze spotřeby záležitostí zcela irrelevantní? Pokud je tomu tak, je celá tato práce zbytečnou snahou.

Cílem tohoto článku je nalézt, popsat a přesně kvantifikovat vliv relativního příjmu na průměrný sklon ke spotřebě domácností v České republice.

K dosažení tohoto cíle je zde využito regresního odhadu dynamického panelu pomocí GMM, kde jednotlivé panely jsou tvořeny příjmovými kategoriemi domácností, jak popisuje třetí kapitola. Stěžejní výsledky plynoucí z užití této metody následně demonstruje kapitola čtvrtá. Než však bude možno dojít k detailnímu popisu použité metodiky, prezentaci jejích výstupů a následně diskuzi a formulaci závěrů nad dosaženými výsledky, je třeba stručně nastínit teoretické pozadí zkoumané problematiky, které popisuje druhá kapitola.

1. Hypotéza relativního důchodu

„Studie Jamese Duesenberryho ohledně dopadu dat rozpočtu a agregátní spotřeby domácností na obecně přijímanou teorii spotřebitelského chování je jedním z nejvýznamnějších příspěvků poválečné periody k našemu poznání ekonomického chování.“ Toto hned na začátku své recenze napsal svého času uznávaný neoklasický ekonom a později laureát Nobelovy ceny za ekonomii Kenneth Arrow (1950, s. 906).

Hypotéza relativního důchodu je od základů postavena na kritice zavedených neoklasických předpokladů tvorby poptávky a z nich vycházející keynesiánské teorie spotřeby. Hlavní a zcela zásadní idea, se kterou Duesenberry (1949) přichází na pole poznání, aby tak konfrontoval tyto zavedené poměry ekonomie hlavního proudu, je komplexní sociální pojetí spotřebitele a revize Veblenova demonstračního efektu (Veblen, 1899), kterému pomocí příjmového rozložení domácností dává autor konkrétní rozměr.

V práci Jamese Duesenberryho můžeme nalézt dva stěžejní výroky, řekněme postulate, na kterých teorie relativního důchodu stojí a které jsou základem pro její další implikace (Palley, 2010, s. 6):

- a) „Síla touhy každého jednotlivce zvýšit své spotřební výdaje je funkcí poměru jeho výdajů k jistému váženému průměru spotřebních výdajů ostatních, se kterými přichází do kontaktu.“
- b) „Základní psychologický postulát, z něhož náš argument vychází, je, že je pro rodinu těžší redukovat své výdaje z vyšší úrovně než se vyhnout tomu, aby tyto vysoké spotřební výdaje byly v první řadě vůbec realizovány.“

Skutečným základem nového modelu je však především tvrzení první. Jak sám autor tento efekt pojmenoval tzv. *keeping up with the Joneses* neboli efekt relativního příjmu. Princip je vesměs prostý. Spotřebitel není od ostatních konzumentů izolován, žije ve světě, kde se dennodenně střetává se svými přáteli, kolegy, sousedy, se svou rodinou atd. A nejenže potkává je samotné, především je konfrontován s jejich spotřebou. Vidí, co nakupují, za co utrácí, čím utvářejí svůj životní standard, své postavení ve společnosti. Vidí to, co v teorii viděl Thorstein Veblen, tu tzv. okázalou („zbytečnou“) spotřebu. Na rozdíl od Veblena (1899) však pro většinu populace tyto spotřební výdaje nejsou zbytečné, umožňují totiž dosáhnout nehmotných sociálních hodnot – statusu. A to je to, o co se zde jedná. Náš spotřebitel uvidí, jak lidé v jeho okolí nakupují statky pro jejich ceremoniální hodnotu, před jeho očima budou zvyšovat hodnotu svého statusu, upevňovat své společenské postavení a ani on nebude chtít zůstat pozadu. Proto řadí-li se daný spotřebitel k nízkopříjmovým domácnostem (jeho Y_D je pod váženým celospolečenským průměrem ($\bar{Y}_D$)), utratí ze svého disponibilního důchodu více, jen aby ukázal, že „na to má“, jen aby dohnal společenské postavení ostatních. Jeho sklon ke spotřebě (PC) tak bude relativně vysoký. Naopak vysokopříjmové domácnosti⁵ (jejichž Y_D je nad váženým celospolečenským průměrem) už zpravidla hodnotným statusem disponují, nemají tudíž tak velkou motivaci „někoho dohánět“, nemusí utrácet tak velkou část svých příjmů, a naopak více spoří, jednoduše proto, že si to mohou dovolit. Docházíme tak k první jednoduché implikaci:

$$PC_1 > PC_2 > \dots > PC_n, \quad (1)$$

kde vyšší hodnota indexu n symbolizuje domácnost s vyšší hodnotou relativního disponibilního důchodu (Y_{RD}), nejjednodušeji vyjádřeného jako:

$$Y_{RD} = \frac{Y_D}{\bar{Y}_D}. \quad (2)$$

Jednoduše řečeno lze sklon ke spotřebě zapsat jako negativní funkční závislost relativního (disponibilního) důchodu:

5 Jak je vidět, pro zjednodušení je zde popsán mechanismus fungování pouze na dvou typech domácností: vysoko- a nízkopříjmových. Jedná se zde však pouze o demonstraci principu, který jinak platí pro libovolný počet kategorií (společenských tříd), jak vzápětí ukazuje (ne)rovnice 1.

$$PC = pc(Y_{RD}) \quad 0 < pc < 1; \dot{pc} < 0. \quad (3)$$

Celková výše spotřeby domácnosti v dlouhém období C je pak dána součinem jejího disponibilního důchodu a sklonu ke spotřebě, který však tentokrát není konstantní, ale závisí na postavení daného subjektu v křivce příjmového rozložení:

$$C = pc(Y_{RD}) \cdot Y_D. \quad (4)$$

Prostý pohled na odvození finálního předpisu obecné spotřební funkce, především na vztah mezi PC a Y_{RD} (rovnice 3) v nás může logicky evokovat otázky typu: Není takto obecný zápis až příliš triviální? Nebylo by možno už v tomto bodě závislost sklonu ke spotřebě na relativním disponibilním důchodě vyjádřit konkrétním funkčním vztahem? Dále v této práci zjistíme, že reálná podoba tohoto předpisu není až tak banální záležitostí, odvíjí se od řady dalších faktorů a v obecném tvaru ji takto jednoduše vyjádřit nelze. Existuje pouze řada metod, kterými lze tento vztah aproximovat do konkrétní podoby. Jeden z těchto způsobů je ústředním tématem tohoto článku. Je rovněž vhodné v tomto bodě zároveň zdůraznit, že smyslem této kapitoly (potažmo celé práce) není demonstrovat, že bohatší skupiny domácností mají menší sklon ke spotřebě. To je věc obecně známá a naprosto samozřejmá. Cílem toho textu je ukázat, jakým způsobem je možné tento jev co nejlépe vysvětlit a aproximovat matematickým zápisem.

2. Metody a data

První věc, kterou je třeba v metodické části příspěvku zmínit, je, že z pohledu příjmových kategorií by bylo velmi obtížné získat přesná data pro mezní sklon ke spotřebě (MPC). Museli bychom znát vývoj spotřeby a disponibilního důchodu při velmi malých změnách obou veličin, tedy situaci, kterou minimálně v České republice nikdo statisticky neevduje. Avšak jak se zmiňuje sám Duesenberry (1949), výše popsaný vztah mezi Y_{RD} a PC (rovnice 3) platí pro sklon ke spotřebě obecně čili také pro průměrný sklon ke spotřebě (APC), pochopitelně však v jiném funkčním předpisu. Na rozdíl od mezní veličiny je získání přesných dat pro průměrný sklon ke spotřebě poměrně snadné, a právě proto se tato práce zaměřuje na vztah mezi Y_{RD} a APC .

Důležitým aspektem, který je nutno si v této fázi výkladu uvědomit, je, že sklon ke spotřebě domácností se nemění vzhledem k výši disponibilního důchodu, ale v závislosti na relativním disponibilním důchodu, jak ukazuje právě rovnice 3, a to je zásadní rozdíl! Jedná se v zásadě o ústřední myšlenku probírané hypotézy, o klíčový příspěvek do diskuze nad podobou spotřební funkce. Jak doslova píše Alvarez-Cuadrado a Long (2011, s. 1489): „*Pro každé relativní důchodové rozložení procento z příjmů, které rodina uspoří, bude mít sklon být unikátní, neměnné a rostoucí funkcí její procentuální pozice právě v rozložení podle důchodu. Uspořený podíl bude nezávislý na absolutní výši příjmu. Což implikuje, že i agregátní míra úspor bude na absolutní výši (agregátního) příjmu nezávislá.*“ Důležitým faktorem tak je, že ačkoli se MPC , a tudíž i APC domácností napříč Lorenzovou křivkou distribuce disponibilního důchodu podstatně liší, je tomu tak

pouze díky efektu relativního příjmu, který na agregátní úrovni neexistuje.⁶ Průměrný sklon ke spotřebě pro celou ekonomiku bude tudíž dlouhodobě konstantní, čímž je hypotéza relativního důchodu zcela ve shodě s pozorováním, se kterým svého času přišli už Kuznets, Epstein a Jenks (1946)⁷.

Ať už bude síla efektu relativního příjmu napříč důchodovým rozložením ve společnosti jakákoli, *APC* pro každou domácnost, respektive kategorii, do které daná domácnost spadá, bude vždy dán funkčním vztahem vzhledem k jejímu relativnímu disponibilnímu příjmu. A jak známo, funkce generuje pro danou situaci vždy pouze jeden výsledek, proto každý typ domácnosti bude mít také pouze jeden průměrný sklon ke spotřebě. Možná výše popsané zní jako banalita a samozřejmost, avšak je důležité si uvědomit, že *APC* různých skupin domácností (tak jako i celé ekonomiky) se v čase *ceteris paribus*⁸ nemění. Ale hlavně a především, jak se předchozí řádky snaží naznačit a jak se bohužel i sám Palley (2010), z jehož modelu zde především vycházíme, zapomněl zmínit, výše popsané platí pro typy domácností, pro kategorie, do kterých spadají, ne pro jednotlivé domácnosti a jejich individuální spotřební funkce.

2.1 Data

Kauzální vztah Y_{RD} a *APC* zde bude testován na příkladu České republiky. Hodnoty úrokových sazeb byly převzaty z databáze České národní banky (2017), index PX z Burzy cenných papírů Praha (2017), všechna ostatní data z databáze Českého statistického úřadu (2017).

Proměnnými přímo vstupujícími do následné regrese jsou:

APC – průměrný sklon ke spotřebě,

Y_{RD} – relativní disponibilní důchod,

inf – průměrná meziroční míra inflace měřená pomocí CPI,

u – obecná míra nezaměstnanosti,

age – průměrný věk obyvatelstva,

ratio – poměr starobního důchodu k průměrné mzdě,

balance – poměr salda veřejných rozpočtů k nominálnímu HDP,

6 Ukazatel může být relativní být pouze v porovnání s jinou hodnotou. Agregátní měřítko však ukazuje pouze jeden typ domácnosti, a to tu „agregátní“. Její disponibilní důchod tedy není s čím porovnávat, respektive se rovná disponibilnímu důchodu průměrnému. Po dosazení do vzorce 2 tak vždy dostaneme Y_{RD} roven jedné, a ať už z něj vyvozený *APC* nabude jakékoli hodnoty, bude konstantní po celou dobu vývoje spotřební funkce.

7 Široce uznávaná a respektovaná studie, která na makroekonomických datech z USA za téměř sedmdesát let dokazuje, že ani při rapidním dlouhodobém nárůstu reálného důchodu se průměrný sklon ke spotřebě prakticky nezměnil, jako by autonomní složka spotřeby ani neexistovala. Tento objev tak de facto platnost keynesiánské spotřební teorie v dlouhém období zcela vylučuje.

8 Změna hodnot *APC* v čase by zde tedy charakterizovala jediné: změnu v rozložení disponibilního důchodu, de facto tedy zvětšování či zmenšování příjmové nerovnosti.

i – nominální⁹ tříměsíční PRIBOR (Prague InterBank Offered Rate),
 $estate$ – meziroční tempo růstu cen nemovitostí¹⁰,
 $health$ – poměr veřejných¹¹ výdajů na zdravotnictví na nominálním HDP,
 PX – oficiální index Burzy cenných papírů Praha.

Ve všech případech se jedná o roční pozorování mezi lety 1999 a 2014, kdy byla pouze úroková míra přepočítána jako prostý průměr jednotlivých měsíčních sazeb a kdy ukazatel $health$ je evidován teprve od roku 2000.

Zásadní indicií ke správnému pochopení dat pro rozpočtovou situaci domácností je jejich primární členění na deset dílčích kategorií (panelů) dle decilů seřazených vztupně podle disponibilního příjmu. Výchozí časové řady průměrné spotřeby a disponibilního příjmu na osobu vyjádřené nominálně¹² v korunách (Kč) byly dále použity pro výpočet průměrného sklonu ke spotřebě jakožto prostého podílu spotřeby i -té příjmové kategorie v čase t ($C_{i,t}$) na disponibilním důchodu téže kategorie ($Y_{D,i,t}$):

$$APC_{i,t} = \frac{C_{i,t}}{Y_{D,i,t}}. \quad (5)$$

Klíčovým aspektem následující analýzy je však především samotná definice hlavní vysvětlující proměnné, tedy relativního disponibilního příjmu. Z principiálního hlediska se jedná de facto o kvantifikaci, a tedy o možnost matematicko-ekonomického uchopení problematiky postavení domácnosti v rámci rozložení disponibilního důchodu. Z definičního hlediska se jedná o poměr disponibilního důchodu k jeho celospolečenskému váženému průměru, jak ukazuje rovnice 2. Nyní již zbývá pouze konkretizovat právě proměnnou $\bar{Y}_D$. Teoretický podklad, který nám poskytuje odkaz práce Jamese Duesenberryho, nám v této oblasti ponechává relativní volnost, proto je nutné dobře zvážit vhodnost a co nejpříhodnější vypovídací schopnost vybrané definice. Pro potřeby další analýzy byl průměr disponibilního důchodu v čase t ($\bar{Y}_{D,t}$) definován jako vážený průměr disponibilních důchodů všech kategorií v daném čase, a to konkrétně předpisem:

$$\bar{Y}_{D,t} = \frac{\sum_{i=1}^N Y_{D,i,t} \cdot w_{i,t}}{\sum_{i=1}^N w_{i,t}}, \quad (6)$$

9 Lze namítnout, že zde používáme úrokovou sazbu nominální, přestože dle ekonomické logiky by na rozpočtové chování domácností měla mít vliv především reálná úroková míra. O žádnou informaci však v tomto případě nepřicházíme, jelikož míra inflace je zde zahrnuta rovněž jako samostatný ukazatel. Naopak elementární dekompozici reálné úrokové míry můžeme snadno separovat vliv nominálních veličin a pohybů cenové hladiny, které domácnosti takto odděleně bezpochyby identifikují daleko lépe než výslednou reálnou úrokovou sazbu.

10 Myšleno rodinných domů, bytů, bytových domů a stavebních pozemků.

11 Myšleno výdaje státních orgánů a zdravotních pojišťoven.

12 Je sice pravda, že v analýze spotřebního chování nás zajímají především dopady na reálné veličiny, avšak vzhledem k relativní povaze ukazatelů APC a Y_{RD} se v tomto případě vliv změn cenové hladiny tak jako tak zcela vyruší.

kde vahami jsou průměrné počty členů domácnosti v dané příjmové kategorii ($w_{i,t}$) a kde N je počet těchto kategorií. Ústřední záležitostí zde bylo právě stanovení vah. Logika námi zvolené definice je následující: čím větší je počet členů domácnosti v dané příjmové kategorii, tím větší je jejich zastoupení ve společnosti a tím vyšší je také pravděpodobnost, že budeme jejich spotřebním chováním ovlivněni. Proto také příjmové kategorie s vyšším průměrným počtem členů na domácnost mají ve výpočtu větší váhu.

2.2 Metody

Jak napovídá již struktura datového souboru, k samotnému odhadu regresní rovnice bude využito panelové regrese, kde budou jednotlivé entity reprezentovány příjmovými kategoriemi obyvatelstva. V tomto bodě je vhodné poukázat rovněž na omezení zmíněného přístupu. Panelová analýza, stejně jako následně popsaná zobecněná metoda momentů, byla zkonstruována pro práci se skupinou neměnných entit pozorovaných v několika časových úsecích – tzv. skutečný panel. V našem případě se však jedná o tzv. pseudopanel, tedy sérii průřezových pozorování entit, které byly vytvořeny náhodným výběrem z populace a následným uspořádáním dle zvoleného parametru (v našem případě dle disponibilního důchodu). Je tak třeba mít na vědomí, že zde používáme metodu, která původně nebyla zkonstruována pro tento typ dat. Přestože by výše zmíněné mohlo způsobit mírné zkreslení dosažených výsledků, neměl by tento přístup představovat zásadní problém. Samotná procedura panelové analýzy byla postupem času pseudopanelovým datům přizpůsobena (například důsledným testováním stacionarity) a je dnes široce rozšířena a akceptována nejenom pro analýzu různých skupin obyvatel, ale například i pro panely celých ekonomik.

Na druhou stranu rozdělení společnosti do skupin podle postavení v důchodové distribuci nám umožní ve výsledné regresi zohlednit také heterogenitu, se kterou různé příjmové kategorie reagují na jinak běžné determinanty krátkodobé spotřební funkce. Tato procedura tak potenciálně otevírá nový způsob analýzy spotřebního chování domácností.

Jak prvně ukázal Hall (1978) ve svém *random walk* modelu a jak posléze demonstroval na bezpočtu empirických studií, při analýze spotřebního chování v čase je vždy nutné brát v úvahu určitou perzistenci, tedy závislost spotřeby (či sklonu ke spotřebě v našem případě) na svých zpožděných hodnotách. Proto ani zde není možné použít statického odhadu pomocí náhodných či fixních efektů, ale bude třeba odhadovat model dynamický. V případě vztahu pouze mezi APC a Y_{RD} by se jako vhodná metoda mohla jevit 2SLS (Two-Stage Least Squares). Avšak vzhledem k faktu, že i řada dalších vysvětlujících proměnných v modelu zřejmě nebude pouze exogenní povahy, jeví se jako nejvhodnější metoda odhadu obecný přístup řešení problematiky endogenity pomocí instrumentálních proměnných, se kterým přišli Arellano a Bond (1991), tedy FD_GMM (First-Difference Generalized Method of Moments), nebo také přístup posléze odvozený na základě prací Arellana a Bovera (1995) a Blundella a Bonda (1998), dnes nazývaný jako S_GMM (System Generalized Method of Moments). Při odhadu dynamického panelového modelu pomocí zobecněné metody momentů bude tedy regresní rovnice pro odhad průměrného sklonu ke spotřebě krátkodobé spotřební funkce nabývat následujícího tvaru:

$$APC_{i,t} = \beta_0 \cdot APC_{i,t-1} + \sum \alpha_j \cdot Y_{RD_{i,t-j}} + W_{i,t} \cdot \beta_1 + X_{i,t} \cdot \beta_2 + \gamma + \mu_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad (7)$$

kde průměrný sklon ke spotřebě $APC_{i,t}$ i -té příjmové kategorie v čase t je odhadován na základě své zpožděné hodnoty $APC_{i,t-1}$, hlavní vysvětlující proměnné $Y_{RD_{i,t}}$ v časech t a $t - 1$, vektoru endogenních proměnných $W_{i,t}$ a vektoru exogenních proměnných $X_{i,t}$. β_0 je skalár vyjadřující citlivost průměrného sklonu ke spotřebě na své zpožděné proměnné, α_0 a α_1 jsou odhadované koeficienty pro relativní disponibilní příjem v čase t , respektive $t - 1$. β_1 je vektorem odhadovaných parametrů pro endogenní proměnné a β_2 vektorem odhadů pro exogenní proměnné. Hodnota γ symbolizuje úrovnovou konstantu, $\mu_{i,t}$ je nepozorovaný individuální efekt a $\varepsilon_{i,t}$ zbývající reziduální složka.

Vektor $X_{i,t}$ je definován rozměry $1 \times K_1$ (v našem případě 1×6), kde K_1 je počet endogenních proměnných. Těmi budou veličiny, u kterých se předpokládá, že by mohly být zpětně ovlivněny mírou spotřeby domácností, a které jsou v soudobém empirickém výzkumu spotřební funkce (viz následující text) standardně považovány za endogenní. V našem modelu se konkrétně jedná o ukazatele *inf*, *u*, *ratio*, *i*, *estate* a *PX*. Vektor odhadovaných koeficientů pro endogenní proměnné β_1 pak nabývá rozměru $K_1 \times 1$ (v našem případě 6×1). Další endogenní proměnnou v regresní rovnici je také hlavní vysvětlující proměnná $Y_{RD_{i,t}}$ a samozřejmě také její zpožděná proměnná $Y_{RD_{i,t-1}}$, která byla do modelu zahrnuta vzhledem ke stěžejnímu významu relativního důchodu pro vysvětlení hodnot průměrného sklonu ke spotřebě.

Vektor $X_{i,t}$ je definován rozměry $1 \times K_2$ (v našem případě 1×3), kde K_2 je počet exogenních proměnných. Těmi budou veličiny, u kterých se zpravidla nepředpokládá endogenní charakter vzhledem k APC a které jsou v soudobém empirickém výzkumu spotřební funkce (viz následující text) standardně považovány za exogenní. V našem modelu se konkrétně jedná o ukazatele *age*, *balance* a *health*. Vektor odhadovaných koeficientů pro exogenní proměnné β_2 pak nabývá rozměru $K_1 \times 1$ (v našem případě 3×1).

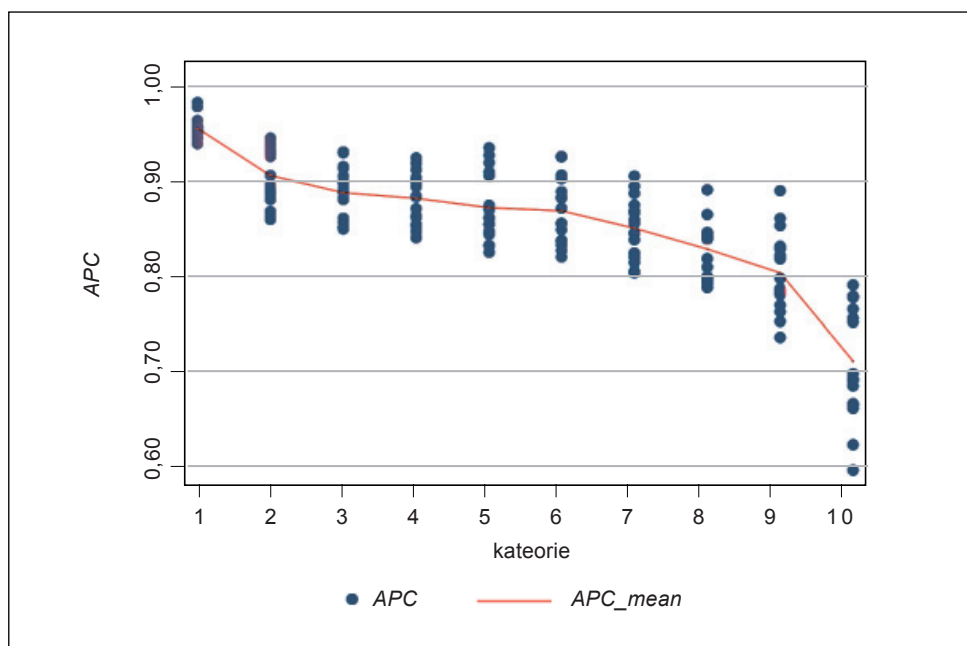
Samotný soubor kontrolních proměnných (vektory $W_{i,t}$ a $X_{i,t}$) byl vybírán jednak na základě teoretických poznatků o spotřební funkci shrnutých v úvodu práce, především z postulátů hypotézy životního cyklu (ukazatele *ratio*, *age*, *health*), tak na základě moderního empirického výzkumu funkce spotřeby a úspor domácností, které mohou být reprezentovány pracemi pracemi Nikbina a Panaha (2016), Aizenmana, Cheunga a Ita (2016) či Loazy, Schmidta-Hebbela a Servéna (2000). Konkrétně v případě České republiky lze využít poznatků detailní analýzy spotřební funkce v podání Artla, Čutkové a Radkovského (2001), případně mikroekonomických prací např. Galuščáka, Hlaváče a Jakubíka (2016) či Brůhy, Hlaváčka a Komárka (2013). Zároveň však bylo třeba vzít v potaz sub-agregovanou povahu dat, se kterou žádná z výše zmíněných studií přímo nepracuje a jejíž implementaci zde nově zavádí metodika této práce.

Na závěr této kapitoly je třeba zdůraznit, že klíčovým aspektem výsledného odhadu je pro nás především předpoklad negativní hodnoty koeficientu α_0 , protože vyšší relativní disponibilní důchod musí dle principů hypotézy relativního příjmu vést k nižšímu sklonu ke spotřebě. V případě, že se v tomto vztahu projeví i jistá míra perzistence, lze ve stejném duchu očekávat rovněž negativní hodnotu koeficientu α_1 .

3. Výsledky

Obrázek 1 zachycuje vývoj průměrného sklonu ke spotřebě napříč příjmovými kategoriemi. Na první pohled je zde evidentní, že v žádné z kategorií není hodnota *APC* konstantní a v čase se tak vychyluje, což dle principů Duesenberryho hypotézy zároveň implikuje, že rovněž velikost síly efektu relativního příjmu¹³ nebude v čase konstantní. Ačkoli toto zjištění není primárním cílem této práce, bude následně rovněž diskutováno v závěrečné kapitole. Daleko podstatnějším faktem vyplývajícím z obrázku 1 však je, že střední hodnota průměrného sklonu ke spotřebě pro jednotlivé kategorie (*APC_mean*) v průřezovém pozorování skutečně klesá. Avšak pouze toto zjištění nám zde samozřejmě stačit nebude. Motivem této studie nebylo ani tak ukázat, že bohatší skupiny domácností utratí ze svého příjmu proporcionálně menší částku (což je poměrně samozřejmě a snadno předvídatelné), jako spíše dokázat výchozí předpoklad toho, že zmíněnou klesající hodnotu sklonu ke spotřebě napříč distribucí disponibilního důchodu lze vysvětlit pomocí ukazatele relativního příjmu.

Obrázek 1 | Vývoj *APC* napříč příjmovými kategoriemi

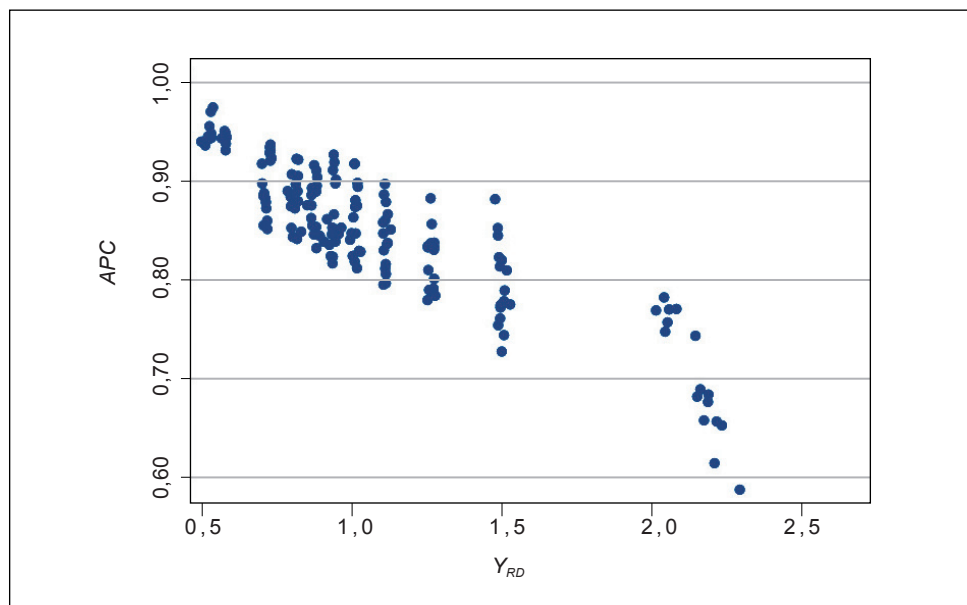


Zdroj: vlastní výpočty a zpracování ve Stata 15

13 Přesně a rigorózně kvantifikovat velikost síly efektu relativního příjmu není ambicí této práce. Přesto je zřejmé, že tato případná definice bude muset vycházet z efektů, které relativní příjem implikuje, tedy právě z rozdílných hodnot sklonu ke spotřebě.

Obrázek 2 následně slouží k předběžnému vizuálnímu posouzení předpokládané závislosti. Ačkoli je v tomto bodě lineární závislost obou sledovaných veličin zcela očividná, jak dokládá rovněž poměrně vysoká vzájemná korelace ($-0,88$), pouze takto triviální analýza nám samozřejmě stačit nebude. Cílem zde bylo především tento vztah matematicky aproximovat odpovídající regresní rovnicí.

Obrázek 2 | Vizuální posouzení lineární závislosti APC a Y_{RD}



Zdroj: vlastní výpočty a zpracování ve Stata 15

V proceduře přípravy dat pro samotnou regresní analýzu byla jako první otestována stacionarita vstupních časových řad, a to pomocí tří testů založených na nulové hypotéze existence jednotkového kořene: Harris-Tzavalis, Breitung a Im-Pesaran-Shin. Výsledné p-hodnoty jednotlivých testů jsou zachyceny v tabulce 1.

Je třeba mít na vědomí, že přítomnost jednotkového kořene je problémem především u dlouhých časových řad, přesto považujeme za stacionární pouze ty proměnné, u kterých byla nulová hypotéza zamítnuta u všech tří testů alespoň na 5% hladině významnosti. Tyto podmínky splňují pouze ukazatele *inf* a *balance*. Ostatní proměnné pak byly pro odstranění jednotkového kořene převedeny na difference (v zápisu proměnných přípona „ d^* “) a znovu otestovány. Výsledné p-hodnoty těchto testů opět shrnuje tabulka 2.

Tabulka 1 | Testy stacionarity vstupních proměnných

	Harris-Tzavalis	Breitung	Im-Pesaran-Shin
<i>APC</i>	0,1195	0,7384	0,2559
<i>Y_{RD}</i>	0,1116	0,0011	0,0039
<i>inf</i>	0,0000	0,0000	0,0000
<i>u</i>	0,0007	0,0734	0,0954
<i>age</i>	0,9948	1,0000	0,0024
<i>ratio</i>	0,0011	0,3443	0,0005
<i>balance</i>	0,0000	0,0000	0,0134
<i>i</i>	0,1282	0,9981	0,0072
<i>estate</i>	0,0000	0,0000	0,0688
<i>health</i>	0,6232	0,2595	0,8761
<i>PX</i>	0,2039	0,0736	0,3669

Zdroj: vlastní výpočty a zpracování ve Stata 15

Tabulka 2 | Testy stacionarity upravených proměnných

	Harris-Tzavalis	Breitung	Im-Pesaran-Shin
<i>APC_d</i>	0,0000	0,0000	0,0000
<i>Y_{RD_d}</i>	0,0000	0,0000	0,0000
<i>u_d</i>	0,0000	0,0000	0,0000
<i>age_d</i>	0,0000	0,0692	0,0085
<i>ratio_d</i>	0,0000	0,0000	0,0000
<i>i_d</i>	0,0000	0,0000	0,0000
<i>estate_d</i>	0,0000	0,0000	0,0000
<i>health_d</i>	0,0000	0,0000	0,0368
<i>PX_d</i>	0,0000	0,0000	0,0003

Zdroj: vlastní výpočty a zpracování ve Stata 15

Po převedení na první diference splňují podmínku stacionarity všechny proměnné až na *age_d*, u níž sice došlo k výraznému zlepšení, avšak výsledek u Breitungova testu stále není zcela přesvědčivý. Doplňme, že při převedení do druhé diference již tato proměnná podmínku stacionarity bezesbýtku splňuje, avšak tentokrát již za příliš vysokou cenu. Je

třeba mít na paměti, že při každé diferenciaci ztrácíme N pozorování a vzhledem k menšímu počtu vstupních časových period již další taková ztráta kvůli jediné proměnné není akceptovatelná. Vzhledem k délce časové řady a výsledkům dvou zbývajících testů stacionarity pro *age_d* tak bude tato proměnná považována za vyhovující, jelikož vyřazení ukazatele *age_d* z následné regrese by mohlo mít na výsledky větší vliv než jeho případná krajně nestacionární povaha. Zavádíme tak v tomto bodě model M1, kde časové řady *inf* a *balance* zůstávají ve své původní podobě a všechny ostatní proměnné jsou nahrazeny svými diferencemi¹⁴.

Před samotným regresním odhadem je třeba rovněž ověřit, zdali mezi nezávisle proměnnými modelu M1 existuje významná multikolinearita. K tomuto účelu slouží matice hodnot Pearsonova korelačního koeficientu zobrazená v tabulce 3.

Tabulka 3 | Korelační matice vysvětlujících proměnných

	<i>Y_{RD_d}</i>	<i>inf</i>	<i>u_d</i>	<i>age_d</i>	<i>ratio_d</i>	<i>balance</i>	<i>i_d</i>	<i>estate_d</i>	<i>health_d</i>
<i>Y_{RD_d}</i>	1,000								
<i>inf</i>	-0,029	1,000							
<i>u_d</i>	0,008	-0,368	1,000						
<i>age_d</i>	0,021	-0,236	-0,017	1,000					
<i>ratio_d</i>	0,153	-0,181	-0,009	-0,118	1,000				
<i>balance</i>	0,007	0,211	-0,506	-0,373	0,137	1,000			
<i>i_d</i>	-0,039	0,639	-0,670	-0,294	-0,220	0,789	1,000		
<i>estate_d</i>	-0,0004	0,060	-0,805	0,133	0,034	0,408	0,434	1,000	
<i>health_d</i>	0,036	-0,193	0,635	-0,190	0,161	-0,636	-0,695	-0,369	1,000
<i>PX_d</i>	0,021	-0,352	-0,302	0,245	-0,220	0,248	0,141	0,573	-0,300

Zdroj: vlastní výpočty a zpracování ve Stata 15

Je vhodné mít v tomto bodě na paměti, že neexistuje žádná přirozená hranice oddělující multikolinearitu od přijatelné míry korelace. Přesto se za tuto hraniční hodnotu velmi často považuje absolutní hodnota korelačního koeficientu 0,8. Přibližně na této mezi se pohybuje míra vzájemné závislosti (-0,805) mezi proměnnými *u_d* a *estate_d*, těsně pod ní pak korelace (0,789) mezi *i_d* a *balance*. Tyto hodnoty by tak mohly signalizovat znatelnou chybu v matici vysvětlujících proměnných. Z tohoto důvodu nemusí být vhodné v následné regresi ponechat všechny zainteresované proměnné.

14 Diferenciace proměnných bude posléze znamenat jistou komplikaci při interpretaci odhadnutých koeficientů, nikoliv však komplikaci neřešitelnou. Změna difference je totiž de facto zrychlením (v případě kladné hodnoty) nebo zpomalením (v případě záporné hodnoty) ve vývoji dané veličiny.

Jelikož ukazatel úrokové míry je poměrně vysoce korelovaný i s dalšími proměnnými (*inf*, *u_d*; *health_d*), bude z výchozího modelu M1 vyřazena právě proměnná *i_d*. Díky relativně vysoké vzájemné závislosti s ostatními regresory však tímto krokem nebude informace o vývoji úrokové míry zcela ztracena, nýbrž bude (zjednodušeně řečeno) v téměř 79 % uložena ve vývoji proměnné *balance*, případně ve vývoji dalších korelovaných ukazatelů. Vypuštěním ukazatele úrokové míry by tak soubor kontrolních proměnných neměl být výrazně zasažen. Obdobné platí rovněž pro druhou vysoce korelačně provázanou dvojici *u_d* a *estate_d*. Z ekonomického hlediska je pro nás bezpochyby významnější ukazatel míry nezaměstnanosti, který tak v modelu M1 zůstane, vyřazena bude naopak proměnná *estate_d*.

Přestože výše zmíněné řešení problému potenciální multikolinearity by výsledné odhady příliš zasáhnout nemělo, koeficienty proměnných (především těch silněji korelovaných s vyřazenými ukazateli) mohou být tímto zásahem ovlivněny. Pro porovnání tak zavádíme alternativní model M2, který bude oproti modelu M1 obsahovat navíc také obě původně vyřazené proměnné *i_d* a *estate_d*.

Koeficienty výsledných robustních¹⁵ odhadů a jejich p-hodnoty (v závorce) pro oba zmíněné modely zachycuje tabulka 4. Na úvod poznamenejme, jak rovněž ve své spodní části reflektuje tabulka výsledných odhadů, že všechny varianty odhadovaných modelů bez problému prošly Sarganovým-Hansenovým testem, což značí správnou specifikaci modelu vzhledem k exogenní povaze všech užitých instrumentů. Rovněž Arellanův-Bondův test sériové korelace druhého řádu pro difference reziduí dopadl úspěšně a ani u jednoho z reflektovaných modelů autokorelaci reziduální složky nepotvrdil.

Při diskuzi nad samotnými výsledky shrnutými v tabulce 4 na úvod uveďme, že koeficienty pro většinu odhadovaných proměnných jsou poměrně stabilní, jejich znaménka či výše se výrazněji nemění ani při přechodu z FD-GMM a S-GMM ani při záměně za model alternativní.

Hned první řádek tabulky 4 poukazuje na silnou perzistenci, se kterou se v modelování spotřeby musí počítat prakticky vždy. Vysvětlovaná proměnná průměrného sklonu ke spotřebě je v tomto případě silně negativně závislá na své zpožděné proměnné APC_d_{t-1} , což zároveň signalizuje, že rychlejší vývoj sklonu ke spotřebě v minulosti domácnosti v současném období kompenzují snížením této změny o více než poloviční hodnotu. Jinými slovy, zrychlení růstu této hodnoty v minulosti vede ke zpomalení jejího vývoje v současnosti. Tento jev bezpochyby posiluje stabilitu spotřebního chování v čase a je pouze logickým důsledkem jasně vymezeného intervalu $< 0; 1 >$, v němž se hodnoty průměrného sklonu ke spotřebě zpravidla pohybují.

Při hodnocení výsledků pro soubor kontrolních proměnných je třeba konstatovat, že řada z nich se jeví jako statisticky nevýznamná. Tento fakt tak může poukazovat na poměrně zásadní rozdíl mezi agregátní spotřební funkcí (na niž tyto proměnné zpravidla vliv mají) a spotřebou příjmových kategorií, která kromě svých zpožděných hodnot

15 V souladu s prací Arellana a Bonda (1991) bylo využito robustního odhadu standardní odchylky, a to pro zajištění podmínky homoskedasticity reziduí.

bude závislá především na relativním postavení vůči zbytku společnosti (což je jev, který se na agregátní úrovni pochopitelně projevit nemůže).

Tabulka 4 | Výsledky odhadů pro modely M1 a M2

	M1 (FD-GMM)	M1 (S-GMM)	M2 (FD-GMM)	M2 (S-GMM)
<i>APC_d_{t-1}</i>	−0,525 (0,000)	−0,509 (0,000)	−0,527 (0,000)	−0,510 (0,000)
<i>Y_{RD_d}</i>	−0,311 (0,000)	−0,335 (0,000)	−0,318 (0,000)	−0,345 (0,000)
<i>Y_{RD_d} d_{t-1}</i>	−0,164 (0,000)	−0,180 (0,000)	−0,163 (0,000)	−0,178 (0,000)
<i>inf</i>	−0,003 (0,019)	−0,003 (0,022)	−0,005 (0,034)	−0,005 (0,038)
<i>u_d</i>	−0,004 (0,157)	−0,004 (0,168)	−0,008 (0,054)	−0,008 (0,056)
<i>age_d</i>	0,119 (0,005)	0,122 (0,005)	0,156 (0,027)	0,159 (0,022)
<i>ratio_d</i>	0,00002 (0,992)	0,0001 (0,950)	0,001 (0,708)	0,001 (0,671)
<i>balance</i>	0,004 (0,004)	0,004 (0,005)	0,003 (0,062)	0,003 (0,069)
<i>i_d</i>	–	–	0,007 (0,400)	0,007 (0,405)
<i>estate_d</i>	–	–	−0,001 (0,440)	−0,001 (0,422)
<i>health_d</i>	0,797 (0,114)	0,825 (0,141)	1,701 (0,114)	1,740 (0,104)
<i>PX_d</i>	−0,00002 (0,154)	−0,00002 (0,162)	−0,00002 (0,318)	−0,00001 (0,327)
<i>α</i>	−0,015 (0,054)	−0,016 (0,047)	−0,021 (0,077)	−0,021 (0,064)
N	130	140	130	140
Sargan-Hansen	101,077 (0,451)	129,185 (0,734)	99,117 (0,449)	123,401 (0,773)
Arellano-Bond	−1,492 (0,136)	−1,494 (0,135)	−1,636 (0,102)	−1,685 (0,092)

Zdroj: vlastní výpočty a zpracování ve Stata 15

Inflace se však jako statisticky významná ukázala. Pokles její významnosti vzhledem k užití alternativního modelu M2 může být logickým důsledkem poměrně vysoké korelační provázanosti s proměnnou *i_d*. Samotný vliv inflace na sklon ke spotřebě je negativní a predikuje, že na zrychlující se tempo růstu cenové hladiny budou domácnosti reagovat snížením rychlosti růstu *APC*, který se zároveň pravděpodobně kladně promítne do vývoje míry úspor. Na scénu zde tedy zřejmě přichází rovněž vliv opatrnostního efektu, jak jej popisuje již zmíněný Carroll (1997).

Proměnná reprezentující nezaměstnanost vyšla ve výchozím modelu M1 jako statisticky nevýznamná. Výrazný pokles její p-hodnoty (až k mezi statistické významnosti) stejně jako dvojnásobný nárůst citlivosti *APC_d* na tuto proměnnou při přechodu na model M2 je pak obdobně jako v případě inflace velmi pravděpodobným důsledkem silné korelační provázanosti s především pak ale s *estate_d*. Negativní znaménko

koeficientu proměnné u_d by znamenalo, že se zrychlením vývoje míry nezaměstnanosti by domácnosti nepatrně snížily rychlost vývoje svého sklonu ke spotřebě. Vzhledem k vyšším p-hodnotám těchto koeficientů ve výchozím modelu však lze říci, že na vývoj ekonomiky reprezentovaný tímto ukazatelem české domácnosti příliš nereagují.

Ukazatel difference průměrného věku age_d se ukázal být vlivným faktorem při vysvětlení vývoje sklonu ke spotřebě. Dosahuje kladného znaménka a je tak plně ve shodě s hypotézou životního cyklu, která predikuje, že starší společnost by logicky měla vést k menší tvorbě úspor, a tedy vyšší hodnotě sklonu ke spotřebě.

Ukazatel $ratio$ (a jeho užitá difference $ratio_d$) pro domácnosti symbolizuje míru zabezpečení na stáří ze strany státu. Jak však ukazuje tabulka 4, nemá tento prvek na sklon ke spotřebě prakticky žádný vliv. Ačkoli by jeho znaménko odpovídalo ekonomické predikci (větší zabezpečení na stáří by mělo vést k nižšímu APS , a tedy vyššímu APC), výsledky této regrese naznačují, že české domácnosti zřejmě nejsou příliš zvyklé si na stáří samy spořit, spoléhají pouze na stát a tento prvek tak při své tvorbě spotřeby a úspor vůbec neberou v úvahu.

Proměnná $balance$, jež reprezentuje míru veřejných úspor, je dalším ze signifikantních determinantů sklonu ke spotřebě příjmových kategorií. Její kladná hodnota je v souladu s hypotézou barro-ricardiánské ekvivalence, která říká, že nárůst míry veřejných úspor by měl být kompenzován poklesem míry úspor soukromých (a tedy nárůstem APC) a opačně. Znatelný pokles statistické významnosti proměnné $balance$ při přechodu na model M2 je pak opět zřejmým důsledkem slabé multikolinearity a není tak třeba se tímto jevem dále znepokojovat.

Co se týče vlivu úrokové míry na sklon ke spotřebě, je třeba si uvědomit, že může převládnout jak substituční (záporný), tak důchodový (kladný) efekt. Výsledky v modelu M2 však ukazují, že v případě České republiky je její vliv statisticky roven nule a dle všeho se tak důchodový a substituční efekt navzájem vyruší, což také bývá v empirických analýzách častým případem.

Růst cen nemovitostí, obsažený v proměnné $estate_d$, je zároveň růstem bohatství jejich vlastníků a růstem životních nákladů domácností, které bydlí v podnájmu. Dle standardního teoretického modelu by tudíž tento jev měl mít za následek vyšší sklon ke spotřebě. Platnost výše zmíněného transmisního kanálu se však v našem modelu (nutno podotknout v modelu v diferencích) nepotvrdila. Nejenže je proměnná $estate_d$ statisticky nevýznamná, navíc dosahuje i opačného znaménka, než jaké by si žádala ekonomická teorie. Možným vysvětlením může být jednak již zmíněná multikolinearita modelu M2, tak prostý fakt, že vývoj cen nemovitostí skutečně není významným determinantem spotřebního chování českých domácností.

Proměnná $health_d$ by z definice měla mít na spotřební chování domácnosti podobný vliv jako ukazatel $ratio_d$. Co do znaménka se tento efekt také projevil. Ačkoli jsou zde p-hodnoty výsledných koeficientů výrazně nižší než v případě ukazatele $ratio_d$, i v otázce statistické významnosti proměnná reprezentující zajištění veřejné zdravotní péče dopadla v principu stejně jako proměnná reflektující zajištění na stáří. I v tomto případě se lze domnívat, že české domácnosti zřejmě spoléhají na veřejně hrazenou

zdravotní péči natolik, že v této oblasti ani netvoří prakticky žádné rezervy a jejich rozhodování při rozdělení disponibilního důchodu tak změnami v ukazateli *health* ovlivněno nebude. Výraznější nárůst hodnoty koeficientu ukazatele *health_d* lze pak opět přičíst především již mnohokrát zmíněné chybě v matici vysvětlujících proměnných.

Negativní vliv vývoje akciových trhů na průměrný sklon ke spotřebě je sice na jednu stranu důkazem o převaze substitučního efektu v této oblasti, avšak vzhledem k vyšším *p*-hodnotám dosažených koeficientů lze konstatovat, že i důchodový efekt z vývoje indexu *PX* zde bude dostatečně silný a celkový efekt bude podobně jako v případě úrokové míry statisticky velmi blízko nule.

Nejdůležitější a vzhledem k cíli práce zcela zásadní jsou výsledky koeficientů pro relativní disponibilní důchod. Ty jednak vyšly ve všech případech statisticky významné, poměrně robustní a zároveň jejich negativní hodnoty odpovídají ekonomické predikci, tedy že vyšší hodnota relativního (disponibilního) důchodu vede k vyššímu postavení v příjmové distribuci, a tedy k nižší hodnotě sklonu ke spotřebě. Vzhledem ke stabilní výši koeficientu lze tedy konstatovat, že se zrychlením vývoje Y_{RD} o 1 lze očekávat zpomalení vývoje *APC* přibližně o 0,32 (průměr modelu M1). Výsledky zároveň ukázaly, že v tomto vztahu panuje jistá perzistence, tedy že kromě současné hodnoty Y_{RD} domácnosti reagují i na její zpožděnou hodnotu. Ačkoli je tento efekt slabší, je opět bezesporu statisticky významný a jeho výše je poměrně stabilní napříč odhady obou typů modelů i metod. Lze tedy opět konstatovat, že zrychlení vývoje Y_{RD} v předchozím roce o 1 by mělo vést ke zpomalení vývoje *APC* dané příjmové kategorie v roce současném přibližně o 0,17 (průměr modelu M1).

Závěr

Primárním motivem této práce bylo nalézt a kvantifikovat vliv relativního (disponibilního) příjmu na hodnotu průměrného sklonu ke spotřebě. K dosažení tohoto cíle zde bylo užito především dynamické panelové regrese za použití GMM, a to na datech pro Českou republiku. Poměrně velkou inovací oproti studiím, které analyzují determinanty spotřeby či sklonu ke spotřebě (viz metodická část), zde bylo rozdělení domácností do skupin podle postavení v rámci distribuce disponibilního příjmu. Tento krok byl jednak nutnou podmínkou analýzy vlivu relativního důchodu a zároveň umožnil do výsledné regrese zahrnout také informaci o heterogenitě, se kterou různé skupiny domácností reagují na jinak běžné determinanty spotřebního chování. Výsledky tohoto nového přístupu jsou poměrně jednoznačné. Koeficient relativního příjmu ve všech modelech dosahuje dle předpokladů záporné hodnoty, ale především je ve všech případech bez pochyby statisticky významný a jeho výše relativně stabilní. Tyto poměrně robustní výsledky tak dokazují, že relativní příjem (alespoň v naší definici) je významným, ne-li klíčovým faktorem vysvětlujícím variabilitu sklonu ke spotřebě napříč důchodovým rozdělením. Tento objev jednak potvrzuje platnost efektu *keeping up with the Joneses* alespoň v případě českých domácností a zároveň by se mohl stát vítaným přínosem k objasnění spotřebitelského chování, přinejmenším na úrovni příjmových kategorií.

Mainstreamové přístupy ke spotřebě zatím nenabídlly uspokojivé vysvětlení či přesnou a přitom elegantní kvantifikaci efektu variability hodnoty sklonu ke spotřebě pro různé typy příjmových kategorií. Jak však naznačují výsledky této studie, žadaným řešením se zdá být vztah k relativnímu pojetí důchodu. Je však důležité si zároveň uvědomit, že průměrný i mezní sklon ke spotřebě je vzhledem k disponibilnímu důchodu neměnný pouze pro danou příjmovou kategorii, ne pro jednotlivé domácnosti. Pokud se totiž změní příjmová situace domácnosti, změní se také hodnoty jejího sklonu ke spotřebě (*APC* i *MPC* původní příjmové kategorie ale zůstane nezměněný) a tím přeskóčí do nové příjmové kategorie. Průřezová spotřební funkce jednotlivých domácností tak nebude mít konstantní sklon (na rozdíl od spotřební funkce příjmových kategorií), ale bude naopak nabývat konkávní charakteristiky. Protože se tak děje hlavně díky efektu relativního příjmu (jehož velikost a rozložení, jak jsme demonstrovali, nemusí být v čase konstantní), je v tomto bodě vhodné znovu zdůraznit, že mainstreamová mikroekonomie rozlišuje pouze mezi důchodovým a substitučním efektem. Duesenberryho teorie, stejně tak jako závěry této studie vyžadují přidat další členění a dále rozlišovat mezi důchodovým efektem absolutním (přímým) a relativním (nepřímým).

Ačkoli vliv relativního příjmu na sklon ke spotřebě českých domácností byl jednoznačně potvrzen, problematika jeho přesného charakteru zůstává stále otevřena. A protože, jak ve svém modelu ukazuje Palley (2010), přesná podoba zmíněného vztahu může být klíčovým faktorem při udržování optimální míry důchodové nerovnoměrnosti a zároveň primárním aspektem ovlivňujícím účinnost hospodářské (především fiskální) politiky, má smysl tento jev dále a hlouběji studovat. Přestože závěry naší empirické analýzy vypadají jednoznačně, je třeba zdůraznit, že se jedná pouze o prvotní výsledky tohoto nového přístupu. Ten sice má ambici poskytnout nový způsob analýzy spotřebního chování domácností, avšak dříve, než budou moci být učiněny závěry o jeho obecné platnosti, je třeba dále tento nový způsob testovat na rozličných datech i modelech tak, aby časem mohlo vyjít najevo, zdali je tato cesta vítaným přínosem k objasnění zákonitostí řídicích užití disponibilního důchodu, či pouze slepou uličkou, jež má navždy upadnout v zapomnění.

Literatura

- Ackerman, F. (1997). Consumed in Theory: Alternative Perspectives on the Economics of Consumption. *Journal of Economics Issues*, 31(3), 651–664, <https://doi.org/10.1080/00213624.1997.11505958>
- Aizenman, J., Cheung, Y. W., Ito, H. (2016). *The Interest Rate Effect on Private Saving: Alternative Perspectives*. NBER. Working Paper No. 22872, <https://doi.org/10.3386/w22872>
- Alvarez-Cuadrado, F., Long, N. V. (2011). The Relative Income Hypothesis. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 35(9), 1489–1501, <https://doi.org/10.1016/j.jedc.2011.03.012>
- Arellano, M., Bond, S. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *Review of Economic Studies*, 58(2), 277–297, <https://doi.org/10.2307/2297968>

- Arellano, M., Bover, O. (1995). Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-components Models. *Journal of Econometrics*, 68(1), 29–51, [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01642-d](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01642-d)
- Arrow, K. J. (1950). Income, Saving and the Theory of Consumption Behavior. By James S. Duesenberry (book review). *American Economic Review*, 40(5), 906–911.
- Artl, J., Čutková, J., Radkovský, Š. (2001). *Analýza spotřební funkce v podmínkách ČR*. Praha: Česká národní banka. ISBN 8023879936.
- Blundell, R. W., Bond, S. (1998). Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115–143, [https://doi.org/10.1016/s0304-4076\(98\)00009-8](https://doi.org/10.1016/s0304-4076(98)00009-8)
- Brůha, J., Hlaváček, M., Komárek, L. (2013). Dopady vývoje cen nemovitostí do finanční situace domácností, in *Zpráva o finanční stabilitě 2012/2013*. Praha: Česká národní banka. ISBN 978-80-87225-44-8.
- Burza cenných papírů Praha (2017). *Burzovní indexy*. Praha: Burza cenných papírů Praha. Dostupné z: https://www.pse.cz/indexy/hodnoty-indexu/historicka-data/?ID_NOTATION=325088&ISIN=XC0009698371
- Campbell, J. Y., Mankiw, N. G. (1989). Consumption, Income, and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence. *NBER Macroeconomics Annual*, <https://doi.org/10.3386/w2924>
- Carroll, Ch. D. (1997). Buffer-Stock Saving and the Life Cycle/Permanent Income Hypothesis. *Quarterly Journal of Economics*, 107(1), 1–56, <https://doi.org/10.3386/w5788>
- Carroll, Ch. D. (2000). Why Do the Rich Save So Much?, in Slemrod, J., ed., *Does Atlas Shrug? The Economic Consequences of Taxing the Rich*. New York: Harvard University Press. ISBN 0-674-00154-0.
- Česká národní banka (2017). *PRIBOR (měsíční průměr) (%)*. Praha: Česká národní banka. Dostupné z: https://www.cnb.cz/cnb/STAT.ARADY_PKG.PARAMETRY_SESTAVY?p_strid=AEAB&p_sestuid=85&p_tab=1&p_lang=CS
- Český statistický úřad (2017). *Statistiky*. Praha: Český statistický úřad. Dostupné z: <https://www.czso.cz/csu/czso/statistiky>
- Duesenberry, J. S. (1949). *Income, Saving, and the Theory of Consumer Behavior*. Cambridge: Harvard University Press. ISBN 978-0674447509.
- Dynan, K. E., Skinner, J., Zeldes, S. P. (2004). Do the Rich Save More? *Journal of Political Economy*, 112(2), 397–444, <https://doi.org/10.1086/381475>
- Flavin, M. A. (1985). Excess Sensitivity of Consumption to Current Income: Liquidity Constraints or Myopia? *Canadian Journal of Economics*, 18(1), 117–136, <https://doi.org/10.3386/w1341>
- Friedman, M. (1957). *A Theory of the Consumption Function*. New York: Princeton University Press. ISBN 0-691-04182-2.
- Galuščák, K., Hlaváč, P., Jakubík, P. (2016). Household Resilience to Adverse Macroeconomic Shocks: Evidence from Czech Microdata. *International Review of Applied Economics*, 33(3), 377–402, <https://doi.org/10.1080/02692171.2015.1105937>
- Hall, R. E. (1978). Stochastic Implication of the Life Cycle – Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence. *Journal of Political Economy*, 86(6), 971–987, <https://doi.org/10.1086/260724>
- Hall, R. E., Mishkin, F. S. (1982). The Sensitivity of Consumption to Transitory Income: Estimates from Panel Data on Households. *Econometrica*, 50(2), 461–481, <https://doi.org/10.3386/w0505>

- Keynes, J. M. (1936). *The General Theory of Employment, Interest and Money*. London: Macmillan.
- Kuznets, S., Epstein, L., Jenks, E. (1946). *National Product Since 1869*. New York: National Bureau of Economics Research. ISBN 0-87014-045-0.
- Loayza, N., Schmidt-Hebbel, K., Servén, L. (2000). What Drives Private Saving across the World. *Review of Economics and Statistics*, 82(2), 165–181, <https://doi.org/10.1162/003465300558678>
- Mason, R. (2000). The Social Significance of Consumption: James Duesenberry's Contribution to Consumer Theory. *Journal of Economic Issues*, 34(3), 553–572, <https://doi.org/10.1080/00213624.2000.11506294>
- Modigliani, F., Brumberg, R. (1954). Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross-Section Data, in Kurihara, K., ed., *Post-Keynesian Economics*. New Brunswick: Rutgers University Press. ISBN 978-0415607896.
- Nikbin, B., Panahi, S. (2016). Estimation of Private Consumption Function of Iran: Auto-regressive Distributed Lag Approach to Co-integration. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 6(2), 653–659.
- Palley, T. I. (2010). The Relative Income Theory of Consumption: A Synthetic Keynes - Duesenberry - Friedman Model. *Review of Political Economy*, 22(1), 41–56, <https://doi.org/10.1080/09538250903391954>
- Veblen, T. (1899). *The Theory of the Leisure Class: An Economic Study of Institutions*. New York: Macmillan.
- Zeldes, S. P. (1989). Consumption and Liquidity Constraints: An Empirical Investigation. *Journal of Political Economy*, 97(2), 305–346, <https://doi.org/10.1086/261605>