

HYPOTÉZA PERMANENTNÍHO PŘÍJMU V ZEMÍCH VISEGRÁDSKÉ SKUPINY

Václava Pánková

Úvod

Spotřeba tvoří zhruba 50–70 % HDP [24]. Výdaje domácností na konečnou spotřebu a její souvislosti s dalšími ekonomickými a společenskými ukazateli popisují různé teorie, které také různé vysvětlují spotřebitelské chování. Stručný a srozumitelný přehled o teorii spotřebních funkcí a jejich ekonomické podstaty naleznou zájemci např. v článku [22] a v detailech pak v další literatuře.

Studie věnované konkrétním ekonomikám jsou založeny na předpokladu platnosti určité teorie. Koncept permanentní spotřeby definoval v roce 1957 M. Friedman; spolu s Modiglianiovou teorií životního cyklu z roku 1954 jsou to dvě alternativní reakce na zjištění, že dřívější Keynesovu hypotézu absolutního příjmu (jak ji pracovně nazývá současná literatura, např. [9]) nelze empiricky doložit pomocí agregátních dat. První dvě zmíněné teorie, ač zcela autonomní, bývají někdy používány v kombinaci (např. [28]). Jako s v principu totožným konceptem s nimi zachází Hall [13], jehož článek položil základy k technice testování hypotézy permanentnosti, jak ji navrhuje Campbell a Mankiw [4]. Agregátní spotřeba je také důležitou veličinou pro autory politických rozhodování, což je zdůrazněno a v souvislosti s jednotlivými teoriemi vysvětleno v [10].

Hypotéza o permanentním příjmu a spotřebě vychází z předpokladu, že subjekt spíše plánuje svoje spotřební výdaje v závislosti na výši dlouhodobě očekávaného příjmu, než aby se rozhodoval podle příjmu aktuálního. Pro tvůrce hospodářské politiky je důležité, že při platnosti této hypotézy se spotřebitel rozhoduje na základě svých expektací a jeho spotřební výdaje jsou proporční permanentnímu příjmu. Úroveň této proporcionality může prostřednictvím úrokové míry ovlivnit centrální banka. Je třeba také počítat s tím, že spotřebitel bude jinak reagovat na šoky permanentní než na šoky tranzitorní.

Ohlášení dočasného zvýšení daní v předem vymezeném krátkodobém časovém horizontu povede k jiné reakci, než jakou by způsobilo zvýšení trvalé. Permanentním šokem může být např. změna sociálního systému, jak to dokladuje např. [26].

Za předpokladu platnosti hypotézy permanentnosti je možné neměřitelnou veličinu permanentního příjmu na agregátní úrovni vypočítat při znalosti disponibilního příjmu a použití mechanismu adaptivního očekávání. Teprve mnohem později byl formulován postup, který umožnil posoudit, zda v dané ekonomice je tato hypotéza opravdu platná. Empirická zjištění však spotřebu na úrovni permanentního příjmu velmi často nepotvrzovala, ačkoliv samotná teorie nebyla nijak zpochybněna. Realistické posouzení umožnil až test Campbella a Mankiwa [4], který pracuje s předpokladem, že permanentní příjem využívá jen část domácností a jejich procentní podíl je možné vyčíslit.

Cílem tohoto článku je (a) Sjednotit texty směřující k formulaci kritéria pro stanovení podílu domácností, na jejichž spotřební výdaje lze aplikovat teorii permanentního příjmu. Výsledkem je jednorovnicový ekonometrický model s parametrem určujícím právě velikost tohoto podílu. (b) Zjistit, jaké množství domácností v ČR realizuje spotřební výdaje v souladu s hypotézou permanentního příjmu. Vzhledem k nemožnosti přímé kontroly ekonomické správnosti výsledku je aplikace rozšířena na země Visegrádu a, rovněž kontrolně, jsou výpočty provedeny také pro Rakousko. Vzhledem k povaze dat se ukázalo jako vhodnější analyzovat Visegrád jako celek, i za cenu ztráty jemnějšího rozlišení.

Finanční a ekonomické disturbance z konce prvního a začátku tohoto desetiletí se projevují v disponibilních datech a mohly by ovlivnit výsledky. Proto je věnována pozornost i implementaci faktorů krize do spotřebních modelů.

1. Permanentní příjem a spotřeba

Friedman [12] vyšel z předpokladu, že lidé se snaží udržet si konstantní životní úroveň s ohledem na svůj „normální“ příjem, přestože jejich aktuální příjem může být odlišný. Klíčová je úvaha, že plánovanou spotřebu lze ztotožnit se skutečnou spotřebou. Příjem Y_t a spotřebu C_t postulujeme jako veličiny složené ze dvou částí, permanentní Y_t^P , resp. C_t^P a tranzitorní Y_t^T , resp. C_t^T , tedy

$$Y_t = Y_t^P + Y_t^T, \quad C_t = C_t^P + C_t^T \quad (1)$$

přičemž žádná z obou složek není pozorovatelná. Permanentní veličiny jsou ve vztahu úměrnosti dané koeficientem β , $C_t^P = \beta Y_t^P$, tranzitorní části z dlouhodobého hlediska směřují limitně k nulové hodnotě. Permanentní příjem lze poměrně snadno vypočítat za předpokladu adaptivního očekávání (postup detailně např. v [7]). Je-li aktuální disponibilní příjem vyšší / nižší než permanentní, je navýšen / snížen o částku proporční příslušnému rozdílu

$$\Delta Y_t^P = Y_t^P - Y_{t-1}^P = \lambda(Y_t - Y_{t-1}^P), \quad (2)$$

kde $0 \leq \lambda \leq 1$.

Parametr λ vystihuje předpoklad, že přizpůsobení se permanentnímu příjmu není provedeno plnou částkou, ale část rozdílu je důsledkem variability tranzitorní složky. S výrazem (2) lze dále pracovat; permanentní příjem lze vyjádřit a následně i vypočítat jako kombinaci aktuálního a zpožděných disponibilních příjmů; výsledkem je i stanovení hodnoty parametru λ . Detaily v [7]. Z hypotézy o proporcčnosti permanentní spotřeby vzhledem k permanentnímu příjmu vyplývá $C_t = \beta Y_t^P + C_t^T$, C_t^T lze vnímat jako náhodnou složku modelu, který pak bude zahrnovat již pouze měřitelné veličiny. Také je možné převést (2) na schéma známé jako Koyckovo geometricky rozdělené zpoždění transformující vztah do kompaktního tvaru

$$C_t = \beta \lambda Y_t + (1 - \lambda)C_{t-1} + \theta_t, \quad (3)$$

kde $0 \leq \lambda \leq 1$ se zjišťuje při aplikaci mechanismu adaptivního očekávání, β je již výše zmíněný koeficient úměrnosti, θ je náhodná složka. Podle Friedmana jsou λ i β funkcí úrokové míry,

za kterou si spotřebitel půjčuje. Z (3) je patrné, že

že mezní sklon ke spotřebě je $\frac{dC_t}{dY_t} = \lambda\beta$, zatímco

dlouhodobě, při vymizení náhodných vlivů, dostaneme $\bar{C} = \beta\lambda\bar{Y} + (1 - \lambda)\bar{C}$ a tedy $\bar{C} = \beta\bar{Y}$, když \bar{C} , \bar{Y} představují rovnovážné hodnoty. Je také evidentně $\beta > \lambda\beta$, dlouhodobý vliv příjmu na spotřebu je tedy vyšší než ukazatel krátkodoby.

2. Testování permanentnosti

Samotný výpočet ale nijak neřeší otázku, zda hypotéza o permanentním příjmu je v dané ekonomice skutečně platná. Navíc se ukázalo, že aplikace selhávají z důvodu nerespektování nestacionarity příslušných veličin (podrobně [6]) a vztahů vedoucích k formulaci racionálních očekávání [21]. Lucas [21] argumentuje nemožností dlouhodobě udržet stabilní relaci mezi disponibilním a permanentním příjmem. Změny jiných ekonomických nebo sociálních veličin, např. cenových relací nebo věku atp., mohou změnit preference a představu o optimálním rozhodnutí každého ekonomického subjektu, což se projeví i na agregátní úrovni. Cestou k řešení je pak úloha maximalizovat užitek při racionálních očekáváních o budoucím vývoji uživatelské funkce.

Východiskem k testování hypotézy permanentnosti se staly závěry publikované Hallem [13]. Problém formuluje jako dynamickou optimalizační úlohu maximalizovat očekávaný užitek z celkové spotřeby během T období životního cyklu, přičemž se spotřebitel podle svých preferencí rozhoduje mezi spotřebou aktuální a budoucí. Z Hallových výsledků vyplývá důsledek, že k určení spotřeby C_{t+1} není třeba žádných jiných informací, než hodnoty spotřeby C_t . Konkrétní souvislost závisí na zvolené uživatelské funkci; je-li tato kvadratická, bude

$$C_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 C_t + \varepsilon_{t+1} \quad (4)$$

s parametry β_0 , β_1 , a náhodnou složkou ε_{t+1} . Ke stejnému závěru dochází také Flavin [11], která ve své práci harmonizuje na sobě nezávislé studie [13] a [27].

Formule (4) znamená také, že

$$E(C_{t+1}) = \beta_0 + \beta_1 C_t, \quad (5)$$

kde $E(C_{t+1})$ značí očekávanou spotřebu v období $t+1$. Tato je tvořena z informací dostup-

ných v čase t , což odpovídá konceptu racionálních očekávání.

Testování hypotézy o permanentním příjmu je založeno na zkoumání otázky, zda očekávanou spotřebu $E(C_t)$ může nebo nemůže, kromě C_{t-1} vysvětlit i vektor dalších proměnných X_{t-1} . Za obvyklého předpokladu, že očekávané vztahy jsou lineární, dostaneme hledanou odpověď aplikací F-testu na skupinu proměnných X_{t-1} v regresi.

Hall [13] aplikoval svoje výsledky na poválečná data USA a potvrdil přítomnost permanentní spotřeby v tomto období. V reakci na Halla provedli analogickou studii Daly a Hadjimateou [5] pro Velkou Británii. Permanentní příjem a spotřeba nepotvrdili s ironickým komentářem, že „patrně jsou Angličané méně racionální než Američané, což by ale dozajista bylo nutné vysvětlit“.

I v dalších zemích se ukázalo, že spotřeba je významně ovlivněna běžným příjmem, což vyvolalo diskusi o významu finanční hotovosti (přehled uvádí např. [19]). Omezení v tomto směru neumožňuje spotřebitelům přijmout strategii permanentního příjmu.

Z Hallova přístupu k testování hypotézy o permanentním příjmu vycházejí a rozšiřují jej Campbell and Mankiw [4]. Předpokládají dvě skupiny spotřebitelů, jedni reflektují běžný disponibilní příjem $C_{1t} = Y_{1t}$ a druzí odvozují svoji spotřebu od permanentního příjmu $C_{2t} = Y_{2t}^p$. V souhrnu je tedy disponováno příjmem

$$Y_t = Y_{1t} + Y_{2t}^p = \omega Y_t + (1 - \omega) Y_t, \quad 0 \leq \omega \leq 1. \quad (6)$$

Veličina ω je zde technickým koeficientem pro vyjádření komplementárnosti obou jevů. Z výše uvedeného je zřejmé, že $C_{1t} = \omega Y_t$, a proto $\Delta C_{1t} = \omega \Delta Y_t$ podobně $C_{2t} = (1 - \omega) Y_t$ a $\Delta C_{2t} = (1 - \omega) \Delta Y_t$, kde Δ značí přírůstek příslušných veličin. Flavin [11] dovodila na základě (4), že náhodná složka v tomto procesu představuje inovace v běžném příjmu, které poskytují informace pro revizi příjmu permanentního. Proto poslední rovnice může být zapsána i ve tvaru $\Delta C_{2t} = \alpha + (1 - \omega) \varepsilon_t$, kde α je konstanta a ε_t příslušná inovace.

Pro změny v agregované spotřebě, běžné i permanentní, tedy platí

$$\Delta C_t = \Delta C_{1t} + \Delta C_{2t} = \alpha + \omega \Delta Y_t + (1 - \omega) \varepsilon_t. \quad (7)$$

Práce s přírůstkem místo úrovnových hodnot zvyšuje šanci, že pracujeme se stacionárními časovými řadami, navíc do konečného vztahu vstupují pouze pozorovatelné aktuální hodnoty C_t a Y_t .

Výraz (7) je pro testování hypotézy permanentního příjmu klíčový. Hypotéza o permanentním příjmu přechází na formulaci $H_0: \varpi = 0$. Pokud H_0 nebude zamítnuta, uskutečňuje se spotřeba jako permanentní a má charakter náhodné procházky, tudíž není predikovatelná. V opačném případě spotřeba kopíruje vývoj příjmu, ať již ve smyslu (i) nebo (ii), jak je popsáno výše. Empiricky se ukazuje, že ϖ je ve zkoumaných ekonomikách spíše nenulové a určuje podíl spotřebitelů konzumujících na základě disponibilního příjmu. Praktické studie prokazují, že více ekonomicky rozvinuté země mají spíše nižší hodnoty parametru ϖ . Je to logický důsledek faktu, že v rozvinutých zemích je mnohem více příležitostí k intertemporální substituci finančních zdrojů.

Analýzám permanentnosti je věnována řada dalších prací a věnují se ekonomikám rozvinutým i rozvíjejícím se. Země EU15 jsou předmětem studií např. [23] nebo [17]. Ukazují, že v rozmezí 1980–2005 mají jednotlivé ekonomiky dosti rozdílné hodnoty míry změny spotřeby v reakci na změnu příjmu. Nejvyšší ukazatel ϖ , a tedy nejmenší podíl domácností se spotřebou podle permanentního příjmu, má Itálie; reakce na úrovni $\varpi = 0,980$ je pětinasobkem nejnižší hodnoty $\varpi = 0,196$, kterou vykazuje Dánsko. Z rozdílnosti pak autoři dovozují, že jednotná hospodářská politika EU by tak nutně měla rozdílné dopady na jednotlivé členské státy.

Ve studii pro Světovou banku [3] je testována permanentnost v rurálních oblastech Indie. Autor ji nepotvrzuje, zároveň ale zjišťuje, že nelze uplatnit ani tradiční teorii spotřeby. Studie [18] pracuje s ekonomickými daty Pákistánu a na agregátní úrovni hypotézu permanentnosti odmítá; korespondují s ní pouze některé domácnosti, jejichž vlastnosti ale nejsou blíže vymezeny.

V [2] se pracuje s údaji o jednotlivých německých domácnostech; panelová data jsou sestavena z mikrocensů konaných v tomto tisíciletí (poslední 2007, tedy před krizí). V souhrnu se domácnosti poněkud odlišují od klasické představy o permanentnosti: reakce na permanentní šoky jsou slabší a tranzitorní šoky jsou vnímány citlivěji, než jak to vymezuje teorie. Př

podrobnějším zkoumání se ukázalo, že na nečekané tranzitorní změny pružněji reagují domácnosti s omezenými finančními zdroji.

V českých podmínkách zkoumali platnost hypotézy permanentního příjmu v souvislosti s kupónovou privatizací Hanousek a Tůma [14]. Motivací bylo specifikum této situace a 1500 respondentů bylo osloveno s cílem získat data, která byla předmětem odborného zájmu autorů. V textu, který se orientuje více na ekonomické a sociální aspekty kupónové privatizace, než na modelový, ekonometrický a statistický aparát, dovozují, že pouze malá část nově a nečekaně získaných akvizic byla konzumována, což by spíše podporovalo hypotézu permanentnosti.

Zevrubnou analýzu spotřební funkce, teoretické základy i variantní koncepce ekonometrického modelování zpracovali Arlt a další [1]. Rovněž tato práce, provedená v rámci výzkumu ČNB, akcentuje vlivy různých finančních ukazatelů. Hypotézu permanentního příjmu pro celou ekonomiku autoři na základě svojí analýzy zamítají. Zjišťují, a také vysvětlují, nestabilní spotřebitelské chování domácností.

3. Vliv novodobých krizí na spotřebu

Finanční krize, která se v roce 2008 projevila v USA, postupně ovlivnila celosvětovou ekonomickou situaci. Důsledky pro spotřebu jsou sice v různých ekonomikách odlišné, společným rysem je ale tendence ke snižování spotřeby, zejména služeb a předmětů dlouhodobého užívání. V [20] autoři vyčíslili propad agregované spotřeby v USA v roce 2008 na 3 % HDP. Kombinací ekonometrických a simulačních technik dovozují, že budoucí krizové šoky povedou nejen k náhlému snížení spotřeby, ale také ke zvýšení míry úspor. Období od prosince 2007 do června 2009, označované v USA jako „velká recese“, a jeho dopad na spotřebu analyzovali tvůrci studie [25]. Za zajímavé považují zjištění, že propad ve spotřebě byl vyšší, než propad příjmů.

Zkušenosti s finanční krizí a jejím vlivem na spotřebu učinily asijské ekonomiky již v roce 1997. Jej dopad zmiňuje Kuan-Min v práci [19], která se primárně věnuje ověření hypotézy o permanentním příjmu v deseti asijských zemích. Zdánlivě nesourodý soubor ekonomik, zahrnující vedle třeba Singapuru a Jižní Korey také např. Nepál a Myanmar, vykazuje některé

společné rysy. Pro žádnou ze zemí se nepotvrzuje hypotéza permanentnosti a všechny vykazují význam omezených finančních zdrojů pro spotřebu po krizovém roce 1997.

Metodicky tato práce vychází z myšlenky [15], že Friedmanův postulát je zprávou o dlouhodobé souvislosti mezi veličinami. Dlouhodobě souvislé veličiny lze charakterizovat vztahem kointegrace; je tedy na místě otázka, zda pozorovatelné hodnoty C_t a Y_t jsou spolu kointegrované. Pokud ano, lze jejich vztah vyjádřit modelem typu mechanismus korekce chyby (ECM). Zde konkrétně

$$\Delta C_t = \alpha + \beta \Delta Y_t + \gamma ecm_{t-1} + u_t, \quad (8)$$

kde $ecm_t = C_t - \zeta_0 - \zeta_1 Y_t$, je korekční složka na úrovni rezidua z krátkodobého spotřebního vztahu $C_t = \zeta_0 + \zeta_1 Y_t$, u_t je náhodná složka, α , β , ζ_0 , ζ_1 parametry. Výklad podstaty rovnice (8) se opírá výhradně o obecnou teorii časových řad a je mimo rámec tohoto textu; zde se totiž primárně jednalo o vyřešení problému zdánlivé regrese nestacionárních časových řad a formulování dlouhodobých souvislostí mezi ekonomickými veličinami. Nově vzniklé teoretické poznatky pak nalezly široké možnosti aplikace, mimo jiné i právě při testování hypotézy permanentního příjmu. Potřebné informace nalezne čtenář např. v [15]. V souvislosti s naším tématem je významná hodnota parametru β . Je-li statisticky významně nenulová, potvrzuje závislost spotřeby na aktuálním příjmu a nelze přijmout hypotézu permanentnosti. Pokud je nulová, odpovídá to platnosti hypotézy o permanentním příjmu v celé ekonomice. Nenulovou hodnotu β můžeme exaktně interpretovat slovy: zvýší-li se přírůstek disponibilního příjmu o jednotku, zvýší se přírůstek spotřebních výdajů o β jednotek; fakticky je ale zřejmé, že β je analogií parametru ϖ ze vztahu (7).

V [8] se připomíná, že vliv krize na HDP a ekonomický růst je předmětem mnoha studií, ale spotřebě jako největší složce HDP je věnováno jen málo pozornosti. Pokud by platila teorie permanentnosti, mohla by být krize považována za tranzitorní záležitost a pouze změna permanentního příjmu by mohla nastartovat významné změny ve spotřebě. Nicméně, tato teoretická úvaha není konzistentní s empirickými pozorováními. Data z 99 zemí analyzují pomocí modelu

$$C_t = \alpha C_{t-1} + \beta Y_t + \gamma \pi_t + \delta_1 D1 + \dots + \delta_k Dk + u_t \quad (9)$$

v němž π_t je inflace a vliv krizí je zkoumán zařazením 0–1 proměnných D_i které nabývají hodnoty 1 v i -tém roce krize a 0 v ostatních letech; $\alpha, \beta, \gamma, \delta$ jsou parametry modelu. V případě, že $D_i = 1$, stane se příslušné δ_i konstantou ve vztahu (16) a pozmění hodnotu endogenní proměnné C_t v důsledku vlivů během krizového roku. Výsledky zmiňované studie rovněž ukazují, že spotřeba v krizovém období klesá více, než příjem, což vysvětlují poklesem spotřebitelské důvěry.

4. Aplikace pro země Visegrádské skupiny

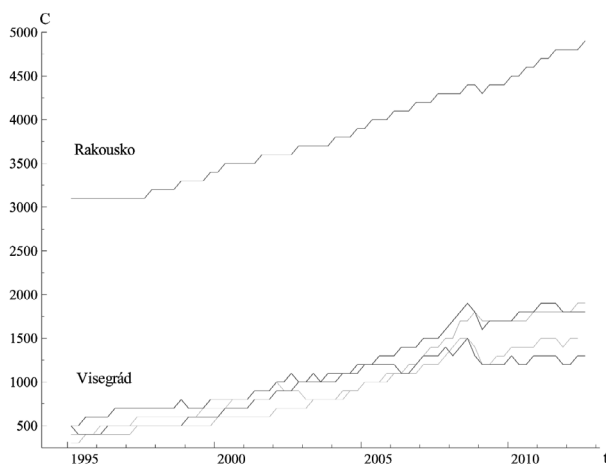
Výše uvedené přístupy pro testování platnosti hypotézy permanentního příjmu, včetně stanovení procentního podílu příslušných domácností, budou aplikovány na ekonomiky Visegrádské skupiny, tedy České republiky, Slovenska, Maďarska a Polska. Obecný poznatek, že spotřební výdaje v souladu s hypotézou permanentního příjmu realizují spíše domácnosti disponující určitým finančním zajištěním, neumožňuje učinit si předběžná očekávání o pravděpodobných výsledcích, tj. provedení ekonomické verifikace. Do souboru bylo proto přiřazeno také Rakousko, čímž bude provedena alespoň určitá forma kontroly; pokud by

výpočty ukazovaly menší podíl konsumentů permanentního příjmu v Rakousku ve srovnání s kteroukoliv z ostatních ekonomik, byl by to oprávněný důvod k pochybnostem o důvěryhodnosti výsledků.

Data byla převzata z databáze Eurostat; jsou čtvrtletní od 1995Q1 do 2012Q3 včetně, a sezónně očištěná (provedeno Eurostatem). Konečná spotřeba domácností je v eurech na obyvatele. Informace o disponibilním příjmu bohužel nebyly v potřebném rozsahu dostupné, proto byla v celém souboru jako příjem použita veličina HDP v eurech na obyvatele; v ekonometrických technikách je to známý koncept náhradní (proxy) proměnné. Ve výše zmíněném přehledu aplikací používá tuto záměnu např. Kuan-Min [19]. Z finančních ukazatelů, které bývají nezdědkou používány jako další vysvětlující proměnná do zmíněných modelů, se nejobvykleji zařazuje úroková míra. Pro všechna potřebná pozorování však nebyl tento údaj jednotně k dispozici. Vliv zahrnutého harmonizovaného cenového indexu HICP na vysvětlení spotřeby se ukázal jako statisticky neodlišitelný od nuly (ČR, Slovensko, Maďarsko) nebo s kladným znaménkem (Polsko, Rakousko), což znamená, že prokonsumní faktory jsou významnější, než je vliv zvyšování cenové hladiny. Proto do konečných výpočtů nebyla tato veličina zahrnuta.

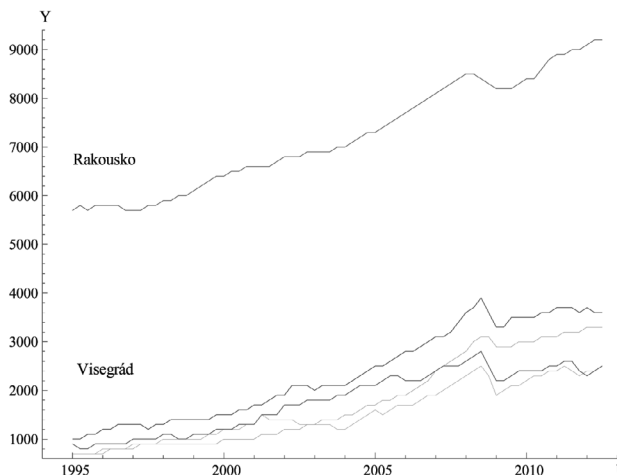
V dalším bylo proto pracováno pouze se spotřebou C a příjmem Y . Obrázky 1 a 2 ukazují

Obr. 1: Konečná spotřeba na osobu v eurech – C



Zdroj: vlastní dle dat z Eurostatu

Obr. 2: HDP na osobu v eurech – Y



Zdroj: vlastní dle dat z Eurostat

průběh obou veličin; v obou nejvýše položená křivka odpovídá Rakousku a země Visegrádu vykazují velmi podobný vývoj na výrazně nižší finanční úrovni. Viditelný propad v roce 2008 bude vhodné ošetřit zavedením 0–1 proměnné.

Měřeno individuálně pro jednotlivé ekonomiky, všechny časové řady jsou I(1), což bylo zjištěno ADF testem. Příslušné dvojice

C a Y jsou kointegrované dle testu Engleho a Grangera, proto lze aplikovat nejen test Campbella a Mankiwa dle modelu (7), ale také mechanismus korekce chyby (8) jako alternativní přístup. Všechny výpočty byly provedeny pomocí softwaru PcGive s následujícími ekonomickými charakteristikami.

Výsledky jsou shrnuty v Tabulce 1.

Tab. 1: Výsledky odhadů modelů (7) a (8)

	$\hat{\omega}$	t-prob	$\hat{\beta}$	t-prob	R ²
ČR	0,415	0,000	0,475	0,000	0,52
Maďarsko	0,410	0,000	0,423	0,000	0,59
Polsko	0,475	0,000	0,506	0,000	0,54
Slovensko	0,416	0,000	0,556	0,000	0,43
Rakousko	0,146	0,030	0,189	0,014	0,23

Zdroj: vlastní

Aplikací Hausmanova testu (např. [16], [29]) bylo prověřeno, že je možné ΔY považovat za exogenní. Hypotézu o exogenitě nebylo možné přijmout pouze v případě Rakouska. Důsledkem je, že příslušný (pro Rakousko) parametr $\hat{\omega}$ nemusí nutně být konsistentní. Vzhledem k tomu, že studie se primárně zaměřuje na Visegrád, nebyla tato situace dále

řešena (např. použitím instrumentálních proměnných, viz [13]).

Možnosti případného vlivu krizových let byly zkoumány zařazením odpovídajících 0–1 proměnných pro roky 2008–2012. Vesměs se projeví jako statisticky nevýznamné, v tabulce proto nejsou zahrnuty.

Jsou patrné rozdíly mezi hodnotami parametrů (model (7)) a významově srovnatelnými parametry $\hat{\beta}$ z odhadů typu (8). Parametr $\hat{\omega}$ byl odhadován metodou korigující výskyt autokorelace náhodné složky, k níž koeficient determinace není relevantním ukazatelem. Nicméně, při odhadu metodou nejmenších čtverců (a následně konstatované negativní autokorelaci podle DW testu) se ukazatel R^2 většinou pohyboval na nevyšších hodnotách, vždy ale při statisticky významných výsledcích F -testů.

Dále je třeba upozornit, že ve všech datech se dosti často vyskytují hodnoty, které vykazují nulové přírůstky; je to patrné i z vývoje obou grafů Obr. 1 a 2. Časové řady tak mají sice 70 pozorování, ale s četnými nulovými hodnotami, což má za následek sníženou vypovídací schopnost reprezentovanou nepříliš vysokými hodnotami koeficientu determinace.

Na základě výše uvedených poznatků byla data Visegrádské skupiny zpracována jako panel pomocí sdílené regrese (pooled regression) s výsledky v Tabulce 2.

Tab. 2: Výsledky odhadu modelů (7) a (8) pro datový panel

	$\hat{\omega}$	t-prob	$\hat{\beta}$	t-prob	R^2
Visegrád	0,531	0,000	0,531	0,000	0,96

Zdroj: vlastní

Přínosem použití panelových dat jsou vydatnější odhady parametrů a viditelně i významnější hodnota koeficientu determinace.

Připomeňme, že $(1 - \hat{\omega}) \cdot 100$, a potažmo i $(1 - \hat{\beta}) \cdot 100$, stanovuje počet procent domácností, jejichž spotřební výdaje naplňují hypotézu permanentního příjmu.

Tab. 3: Procentní podíl domácností se spotřebními permanentního příjmu výdaji dle hypotézy

	$(1 - \hat{\omega}) \cdot 100$	$(1 - \hat{\beta}) \cdot 100$
ČR	58,5	52,5
Maďarsko	59	57,7
Polsko	52,5	49,4
Slovensko	58,4	44,4
Visegrád	46,9	46,9
Rakousko	85,4	81,1

Zdroj: vlastní

Žádná z jednotlivých zemí evidentně nenaplnuje hypotézu permanentního příjmu ve vztahu k celé ekonomice. Nicméně nenulový podíl domácností realizujících spotřební výdaje v souladu s touto hypotézou je nesporný. Z Tabulky 3, stejně jako z obou předchozích, je patrné, že model (7) neposkytuje stejné výsledky jako model (8). Zatímco Maďarsko je v obou případech charakterizováno téměř shodně, Slovensko je hodnoceno s nejmarkantnější disproporcí. O případném preferování některého z obou modelů nelze rozhodnout; hovoříme o výsledcích, které jsou statisticky verifikované, avšak v ekonomické rovině nevíme,

jaké výsledky jsou „správné“. Příčinou disproporcí bude spíše velký podíl nulových hodnot v datech a nepříliš vysoké koeficienty determinace, jak je zmíněno výše. Nasvědčuje tomu i shoda v případě shrnutí všech dat do panelu Visegrádu. Svoji roli jistě hraje i ne zcela ideální náhrada disponibilního příjmu veličinou HDP na osobu.

Ačkoliv je z obrázků 1 a 2 vidět, že v roce 2008 došlo k patrným kvantitativním změnám v ukazatelích C i Y, zařazením odpovídající 0–1 proměnné do obou modelů, stejně jako snahou takto odlišit i následující roky, se neprokázal statisticky významný vliv na sledovaný ukazatel,

proto tyto výpočty nejsou explicitně uvedeny. Krizové jevy v tomto kontextu neovlivnily vztah domácností k permanentnímu příjmu.

Závěr

Spotřeba je velmi významnou složkou HDP a způsob její realizace má důsledky i pro tvorbu hospodářské politiky. Článek rekapituluje koncept permanentního příjmu a spotřeby, zejména z modelového a ekonometrického hlediska. Četné empirické studie potvrzují, že spotřební výdaje, na které lze aplikovat hypotézu permanentního příjmu, vykazují spíše domácnosti přiměřeně finančně zajištěné. Formální testy založené na ekonometrickém zpracování agregátních dat proto hypotézu permanentnosti potvrzují především u velmi vyspělých ekonomik. Jemnější testování pak ukazuje míru, s níž se ekonomiky k této hypotéze přibližují.

Model Campbella a Mankiwa [4] je výsledkem sledování hypotézy permanentního příjmu a postupného hledání a korigování vhodného ekonometrického aparátu. Přístup realizovaný pomocí modelu korekce chyby, např. dle [15], má počátek v rozvoji ekonometrické teorie obecně, zejména v oblasti nestacionárních časových řad, a následném zjištění, že hypotéza permanentního příjmu může být vhodnou aplikací.

Z modelů (7) a (8) je patrné, že parametry α a β nebudou příliš odlišné. Použití obou alternativ je proto vhodné, právě pro možnost srovnání. Zároveň je z toho ale zřejmé, že podíl domácností se spotřebními výdaji na úrovni permanentního příjmu nebude těmito postupy nikdy stanoven jako jediné exaktní číslo. Kromě rozdílnosti vyplývající z volby modelu má na výsledek vliv také charakter dat i sledované období. Ostatně i Hanousek a Tůma [14] v roce 1997 pro ČR hypotézu permanentního příjmu spíše potvrzují, zatímco Arlt a další [1] ji v roce 2001 nepřijímají.

Zjištěné výsledky ukazují, že v žádné ze zkoumaných zemí neplatí hypotéza permanentního příjmu pro ekonomiku jako celek. Vzhledem k obecným poznatkům, že více ekonomicky rozvinuté země vykazují větší množství domácností se spotřebními výdaji na úrovni permanentního příjmu, nepřekvapí, že zde nejvyšší podíl takových zemí vykazuje Rakousko. Množství domácností, na jejichž spotřební výdaje je možné aplikovat hypotézu permanentního příjmu, v ČR, Slovensku, Maďarsku a Polsku se

příliš neliší a dá se zhruba stanovit na 50 % domácností. Toto zjištění může mít význam pro tvůrce rozsáhlých modelů, např. typu DSGE, kde řada parametrů je kalibrována. V praxi se některé parametry přejímají z jiných, často zahraničních, studií. Jak se ale ukazuje, podíl domácností se spotřebními výdaji na úrovni permanentního příjmu není údaj přenosný jen na základě některých vnějších podobností: Rakousko je malá otevřená ekonomika se stejným počtem obyvatel jako ČR, příslušný parametr přesto je v obou ekonomikách odlišný. Výsledky nejsou statisticky významně ovlivněny snížením spotřeby v roce 2008, event. i později; faktor permanentnosti nedoznal viditelných změn pod vlivem krizových jevů.

Ukazuje se, že kromě explicitní a nutné i zjednodušující formalizace v modelech jsou spotřební výdaje odpovídající permanentnímu příjmu implicitně spojovány s určitou úrovní finančních rezerv. Vzhledem k tomu, že celkový objem úspor v ekonomice je znám, avšak banky se obvykle zdráhají informovat detailněji o počtech klientů a rozvrstvení úspor mezi jednotlivce, může být procentní ukazatel počtu konzumentů na úrovni svého permanentního příjmu určitým vodítkem. Ekonomicky perspektivní domácnosti mohou ovšem v počátečních podporovat svoji spotřebu úvěrem, ale i zde se předpokládá, že výše půjčky je podložena racionálně očekávaným budoucím příjmem a po splacení bude následovat fáze vytváření vlastních finančních rezerv. Aniž by to bylo vysloveno, teorie pracuje s konceptem spotřebitele společensky i finančně odpovědného a ekonomiky, která mu tento způsob chování umožňuje. Zde je prostor pro tvůrce politiky, jak již bylo zmíněno v úvodu.

Článek vznikl v rámci projektu VŠE IGA F4/1/2012 „Modelování a anticipace vlivů alternativní monetární politiky na ekonomiku ČR“.

Literatura

- [1] ARLT, J., ČUTKOVÁ, J., RADKOVSKÝ, Š. *Analýza spotřební funkce v podmínkách ČR*. VP č. 34. Praha: ČNB, 2001.
- [2] BEZDOSKA, M., OCHMANN, R. *Liquidity Constraints and the Permanent Income Hypothesis*. Discussion Papers 1231. Berlin: DIW Berlin, 2012. 34 p.
- [3] BHALLA, S.S. *Measurement Errors and the Permanent Income Hypothesis: Evidence from Rural*

- India* [online]. Santa Monica (CA): RAND Corporation, 1978 [cit. 2013-06-06]. 47 p. Dostupné z: <http://www.rand.org/pubs/reports/R2132>.
- [4] CAMPBELL, J.Y., MANKIW, N.G. Permanent Income, Current Income and Consumption. *Journal of Business & Economic Statistics*. 1990, Vol. 8, No. 3, pp. 265-279. ISSN 0014-2921.
- [5] DALY, V., HADJIMATEOU, G. Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Evidence of the U.K. Economy. *Journal of Political Economy*. 1981, Vol. 89, No. 3, pp. 596-599. ISSN 0022-3808.
- [6] DEATON, A. *Understanding Consumption*. Oxford: Oxford Univ. Press, 1992. ISBN 0-19-828824-7.
- [7] DOUGHERTY, C. *Introduction to Econometrics*. Oxford: Oxford Univ. Press, 1992. ISBN 0-19-504346-4.
- [8] DUTT, P., PADMANABHAN, V. Crisis and Consumption Smoothing. *Marketing Science*. 2011, Vol. 30, No. 3, pp. 491-512. ISSN 0732-2399.
- [9] DWIVEDI, D.N. *Macroeconomics*. 3rd ed. New Delhi: McGrawHill, 2010. ISBN 0070091455.
- [10] FERNANDEZ-CORUGEDO, E. Consumption Theory. *Handbooks in Central Banking No. 23*. London: Bank of England, 2004. ISBN 1-85730-143-9.
- [11] FLAVIN, M.A. The Adjustment of Consumption to Changing Expectations about Future Income. *The Journal of Political Economy*. 1981, Vol. 89, No. 5, pp. 974-1009. ISSN 0022-3808.
- [12] FRIEDMAN, M. *A Theory of the Consumption Function*. Princeton (NJ): Princeton Univ. Press, 1957. ISBN 0-691-04182-2.
- [13] HALL, R.E. Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence. *Journal of Political Economy*. 1978, Vol. 86, No. 6, pp. 971-987. ISSN 0022-3808.
- [14] HANOUSEK, J., TŮMA, Z. Test of permanent Income Hypothesis on Czech Voucher Privatization. *CERGE-EI Working Paper No. 109*. Praha: CERGE-EI, 1997. 25 s.
- [15] HENDRY, D. *Dynamic Econometrics*. Oxford: Oxford Univ. Press, 1995. ISBN 0-19-828317-2.
- [16] JOHNSTON, J., DINARDO, J. *Econometric Methods*. New York: McGraw Hill, 1997. ISBN 0-07-91321-2.
- [17] KATSOULI, E. Testing the 'Surprise' Consumption Function: A Comparative Study between 15 European Union Member-States. *International Research Journal of Finance and Economic*. 2006, Iss. 1, pp. 36-41. ISSN 1450-2887.
- [18] KHAN, K., NISHAT, M. Permanent Income Hypothesis, Myopia and Liquidity Constraints: A Case Study of Pakistan. *Pakistan Journal of Social Science*. 2011, Vol. 31, No. 2, pp. 299-307. ISSN 2074-2061.
- [19] KUAN-MIN, W. Does the Permanent Income Hypothesis Exist in 10 Asian Countries? *E+M Ekonomie a Management*. 2011, roč. 14, č. 4, s. 92-101. ISSN 1212-3609.
- [20] LEE, J., RABANAL, L.A., SANDRI, D. *U.S. Consumption after 2008 Crisis* [online]. International Monetary Fund, 2010 [cit. 2013-08-15]. 23 s. (PDF). Dostupné z: <http://www.imf.org/external/pubs/ft/spn/2010/spn1001.pdf>.
- [21] LUCAS, R. Econometric Policy Evaluation: A Critique. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*. 1976, Vol. 1, pp. 19-46. ISSN 0167-2231.
- [22] MANDEL, M., TOMŠÍK, V. Spotřební funkce a princip ricardovské ekvivalence v malé otevřené ekonomice. *Politická ekonomie*. 2003, č. 4, s. 517-532. ISSN 0032-3233.
- [23] MANITSARIS, A. Estimating the European Union Consumption Function under the Permanent Income Hypothesis. *International Research Journal of Finance and Economic*. 2006, Iss. 2, s. 131-135. Dostupné také z: <http://www.eurojournals.com/finance.htm>. ISSN 1450-2887.
- [24] MUELLBAUER, J., LATTIMORE, R. The Consumption Function: A Theoretical and Empirical Overview. In: PESARAN, M. H. and WICKENS, M. (eds.). *Handbook of applied Econometrics*. London: Blackwell, 1994. pp. 221-311. ISBN 1-55786-208-7.
- [25] PETEV, I., PISTAFERRI, L., EKSTEN, I.S. *Consumption and the Great Recession* [online]. Stanford (CA): Stanford Center on Poverty and Inequality, 2012 [cit. 2013-05-05]. 6 s. (PDF). Dostupné z: http://www.stanford.edu/~pista/cons_recess_August_2011.pdf.
- [26] SAMUELSON, P., NORDHAUS, W. *Economics*. New York: McGraw Hill, 1989. ISBN 0070547866.
- [27] SARGENT, T.J. Rational Expectations, Econometric Exogeneity, and Consumption. *Journal of Political Economy*. 1978, Vol. 86, No. 4, pp. 673-700. ISSN 0022-3808.
- [28] SIMS, C.A. Implications of rational inattention. *Journal of Monetary Economics*. 2003, Vol. 50, Iss. 3, s. 665-690. ISSN 0304-3932.
- [29] WOOLDRIDGE, J.M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT, 2002. ISBN 0-262-23219-7.

prof. RNDr. Václava Pánková, CSc.
 Vysoká škola ekonomická v Praze
 Fakulta informatiky a statistiky
 Katedra ekonometrie
 pankova@vse.cz

Abstract

PERMANENT INCOME HYPOTHESIS IN VISEGRÁD COUNTRIES**Václava Pánková**

Consumption following a permanent income hypothesis (PIH) is a theoretical concept the validity of which in a given economy during a given period can be confirmed or non-confirmed by the help of an econometric approach. Mathematical formulation of PIH following adaptive expectation technique given by Friedman and the ways of testing the validity of permanency are recapitulated. Two alternative approaches are established: (a) Model published by Campbell and Mankiw [4] looking for an appropriate econometric technique starting by permanent income hypothesis; based on the results of Hall and Flavin, the model allows to reflect an existence of both PIH and non – PIH consumers and to quantify their proportion. (b) Model of error correction mechanism as a theoretical concept bringing a solution of problems arising by dealing with non – stationary time – series (e.g. [15]) which happened to suite PIH as an application. Possible influence of financial and economic crises is proposed to be measured by introducing relevant dummies in the models.

Using the actual data of the Visegrád group (Czech Republic, Hungary, Poland, Slovakia) and comprising Austrian economy to provide a comparison, both models are estimated. Small discrepancies according to model in question are evident by following individual economies. Treating Visegrád as a panel, both models provide an identical result. PIH cannot be applied to whole economies, nevertheless, as it is shown about 50% of households in the four Visegrád economies consume according to PIH. Critical years 2008–2012 (end of the data sample) do not change this result significantly.

Key Words: Consumption expenditures, permanent income hypothesis, econometric techniques.

JEL Classification: C01, C22, E21.

DOI: 10.15240/tul/001/2014-4-002