

Experimentální ověření platnosti Barrovy-Ricardovy ekvivalence*

Petr Frejlich^a, Helena Chytilová ^a, Vojtěch Kotrba ^a, Pavel Kotrba^b

a Vysoká škola ekonomická v Praze, Národohospodářská fakulta, Praha, Česká republika

b University of New York in Prague, Praha, Česká republika

E-mail: xfrep00@vse.cz; helena.chytilova@vse.cz; vojtech.kotrba@vse.cz; spravce.nk@post.cz

Abstract

Experimental Verification of Barro-Ricardo Equivalence Theorem

The aim of this study is to verify the validity of Barro-Ricardo equivalence in Czech conditions with the help of experimental methods. Ricardian equivalence, in which case consumers postpone consumption under lower taxation, is a basic assumption of many studies dealing with intertemporal decision making and has important implications for government tax policy. Using nonparametric methods and panel data regression, we find that Ricardian equivalence does not hold in general. Our results suggest that taxation has a significant impact on consumption decisions. Over the life cycle, a tax cut increases consumption on average by 28.7% of the tax credit. Conversely, a tax increase causes a 27.8% increase in consumption on average. Using individual consumption time series, we find that approximately 70% of the tested individuals behave contrary to Ricardian equivalence. Our results show that a change in tax levels affects consumption in subsequent periods.

Keywords: Ricardian equivalence, consumption, taxation, laboratory experiment, life cycle

JEL Classification: A13, B13, C32, E24, J21, J64

* Tento článek vznikl za institucionální podpory NF VŠE v Praze. Vědecký projekt byl financován interním grantem VŠE IGS F5/15/2021.

1. Úvod

Pro výzkum fiskální problematiky a jejích dopadů na agregátní úrovni se ukazuje, že rozvíjející se disciplína experimentální ekonomie představuje unikátní příležitost, jak ověřit jevy, které nelze analyzovat na základě standardně přístupných statistických dat. Cílem této studie je experimentální analýza Barrovy-Ricardovy ekvivalence, jež jako alternativní metoda představuje complementární doplněk standardních empirických metod makroekonomického modelování, a může tak poskytnout cenné výstupy, které by jinak byly jen velmi těžko získatelné.

Literatura zabývající se makroekonomickými dopady fiskální politiky, a zejména vládního dluhu, je založena především na dvou normativních modelech. Jedním z těchto kanonických modelů je Barro-Ramseyho model nekonečně žijících domácností (Barro, 1974). Podle tohoto modelu vládní dluhová politika přerozděluje daňové zatížení mezi generace, ale rodiny, které chtějí svou spotřebu vyhlazovat v průběhu času, zvrátí účinky této vládní politiky prostřednictvím jejich dědictví. Vládní dluh je pak zcela neutrální, kdy mluvíme o teorému zvaném ricardiánská ekvivalence¹ (Mankiw, 2000). Nejběžnější definice ricardiánské ekvivalence uvádí, že rozhodování o spotřebě není ovlivněno tím, jak vláda zvyšuje výdaje, ať už jde o výdaje financované z dluhu, nebo z daní (Barro, 1974).²

- 1 K platnosti ricardiánské ekvivalence musí být splněny jisté předpoklady: mezigenerační spojitost; nemožnost nekonečného odkládání splácení; nedokonalost finančních trhů; rovnoměrné zdanění; jistý budoucí příjem; racionální očekávání; vláda nesmí mít žádné jiné zdroje příjmu ani strategie pro řešení dluhu.
- 2 Ricardo v roce 1821 poprvé formuloval výchozí myšlenku ricardiánské ekvivalence ve svém díle *On the Principles of Political Economy and Taxation* (Ricardo, 1951a), ač dle Barra (1996) je tato myšlenka v komplexnější podobě ukotvena až v jeho díle *Funding system* (Ricardo, 1951b, str. 185–187): “Suppose a country to be free from debt, and a war to take place, which should involve it in an annual additional expenditure of twenty millions, there are three modes by which this expenditure may be provided; first, taxes may be raised to the amount of twenty millions per annum, from which the country would be totally freed on the return of peace; or secondly, the money might be annually borrowed and funded; in which case, if the interest agreed upon was 5 per cent, a perpetual charge of one million per annum taxes would be incurred for the first years experience, ... and so on for every year that the war might last. At the end of twenty years, if the war lasted so long, the country would be perpetually encumbered with taxes of twenty millions per annum, and would have to repeat the same course on the recurrence of any new war. The third mode... would be to borrow annually the twenty millions required as before, but to provide, by taxes a fund in addition to the interest, which, accumulating at compound interest, should finally be equal to the debt. In the case supposed, if money was raised at 5 percent., and a sum of 200 000 £ per annum, in addition to the million for interest were provided, it would accumulate to twenty millions in 45 years; and by consenting to raise 1,200,000 £ per annum by taxes, for every loan of twenty millions, each loan would be paid off in 45 years from the time of its creation; and in 45 years from the termination of the war, if no new debt were created, the whole would be redeemed, and the whole of the taxes would be repealed. In point of economy, there is no real difference in either of the modes, for twenty millions in one payment, one million per annum for ever, or 1,200,000 £ for 45 years, are precisely of the same value...”

Právě Buchanan (1976) upozornil Roberta J. Barra na tuto původní myšlenku Ricarda, kterou Barro (1974) nevědomě ve své studii rozvíjel, na základě čehož se zrodil všeobecně známý učebnicový koncept Barrovy-Ricardovy ekvivalence.

Prosazování Barrovy-Ricardovy ekvivalence je v reálném světě empiricky testováno a neexistuje jednotný náhled na platnost této teorie. Ekonomové sice považují existenci Barrovy-Ricardovy ekvivalence v reálném světě za málo pravděpodobnou, ale jak ilustrují Esposito a Mastromatteo (2019) na případu Itálie v 70. a 80. letech, nejedná se o čistě teoretický koncept a k jeho prosazování může za určitých podmínek docházet. Zatímco Seater (1993), Adji *et al.* (2009), Cadsby a Frank (1991), Di Laurea a Ricciuti (2003) ve svých výzkumech mluví ve prospěch ricardiánské ekvivalence, mnohé studie tak příznivé výsledky nenaznačují, jmenovitě např. Bernheim (1987), Slate *et al.* (1995), Di Laurea a Ricciuti (2003); Meissner a Rostam-Afschar (2004) a (2017), Mertens a Ravn (2013), Shapiro a Slemrod (2003) či Souleles (1999).

Jedním z důkazů mluvících proti ricardiánské ekvivalenci může být obtížnost izolace ostatních vlivů, což je při analýze terénních dat těžké kontrolovat. Jedinečnou metodou k izolování fenoménu ricardiánské ekvivalence od vedlejších vlivů tak představuje právě laboratorní experiment, který se vyznačuje potřebnou interní validitou.

Na základě něj je možné ověřit hypotézu odvozenou z konceptu ricardiánské ekvivalence, konkrétně zdali snížení daně *ceteris paribus* zvýší spotřebu. V rámci experimentu lze zajistit platnost zachování základních předpokladů teorie. Zejména lze s jistotou zaručit vyrovnaný vládní rozpočet na konci životního cyklu. Tento předpoklad by pravděpodobně nemohl nikdy platit pro životní cykly pozorované mimo laboratoř.

Oproti předchozímu experimentálnímu výzkumu využíváme v naší studii model životního cyklu spotřeby po vzoru Meissnera a Rostama-Afschara (2014, 2017). Takto nastavená modelová ekonomika umožní ověřit platnost ricardiánské ekvivalence v komplexním experimentálním prostředí zahrnujícím optimalizaci pro vícero period. Ukazuje se, že jedinci se nechovají optimálně při řešení otázky dynamické optimalizace, jako je mezičasové rozhodování o spotřebě nebo úsporách. Zatímco tento problém ovlivňuje spotřebitele při rozhodování o spotřebě i v reálném životě a mohl by způsobovat porušení ricardiánské ekvivalence, je velmi obtížné jej testovat na modelu tří období. Dalšími obecně známými faktory, které ovlivňují spotřebu z dynamického kontextu, jsou averze k riziku a preventivní úspory, avšak nemají vliv na optimalizační spotřební chování ve zmíněném modelu překrývajících se generací (OLG)³. Dalším stimulem k využití modelu životního cyklu o vícero periodách je možnost analyzovat dynamické efekty daní. Snížení daně v jedné periodě může ovlivnit spotřebu v jiné periodě. Dynamické účinky zdanění a jejich dopad na spotřebu nebyly z pohledu ricardiánské ekvivalence dosud experimentálně testovány v českých podmínkách. To lze považovat za významnou přidanou hodnotu. Zavedení jedinečného ricardiánského daňového schématu umožňuje ověřit, nakolik jsou jedinci schopni vyhlazovat spotřebu v průběhu času v případě, že čelí variabilním daním oproti jedincům čelícím konstantním daním.

Zbývající část této studie je strukturována následovně. Kapitola 2 je věnována přehledu experimentální literatury, která se zabývá ricardiánskou ekvivalencí. Kapitola 3 popisuje teorii a experimentální design, následovaná analýzou experimentálních výstupů a závěrem.

3 Overlapping Generations Model.

2. Přehled literatury

Průkopnická experimentální studie Cadsbyho a Franka (1991) jako jedna z prvních potvrzuje platnost ricardiánské ekvivalence. Pokud jsou mezigenerační transfery vyšší než nula, rodiče spoří téměř v plné výši dluhu, vykazují tedy chování dle předpokladů ricardiánské ekvivalence. V případě oslabení mezigenerační vazby krátkozrakostí není změna dluhu plně kompenzována změnou transferů. Experimentální design předpokládá, že blaho dětí (druhé generace) vstupuje do užitékové funkce rodičů (první generace), implicitně tedy užitek rodičů závisí na užitku všech současných či budoucích potomků. Rodiče obdrží státní dluh, který pro ně anebo jejich děti vytváří závazek, protože současná a následující generace musí buď platit úroky z dluhu, nebo dluh splatit.

Experimentální výsledky studie Slata *et al.* (1995) odmítají platnost ricardiánské ekvivalence v případě, že domácnosti čelí nejistotě při splácení dluhu. Ve stejném duchu jako Cadsby a Frank (1991) zmírňují předpoklad jistoty budoucího příjmu tím, že stanovují pravděpodobnost umoření státních dluhopisů na 20 %, 40 %, 80 % a 100 %. Jejich výsledky ukazují, že s rostoucí pravděpodobností umoření státního dluhopisu se zvyšují mezigenerační transfery, tak jak předpokládá ricardiánská ekvivalence. Avšak pokud je pravděpodobnost splacení státních dluhopisů nízká, dochází ke zvýšení spotřeby.

Di Laurea a Ricciuti (2003) zkoumají experimentálními metodami ricardiánskou ekvivalenci. Oproti Cadsbymu a Frankovi (1991) v jedné experimentální skupině zmírňují předpoklad dokonalého kapitálového trhu a ve druhé předpoklad nejistoty příjmu současné generace. Výsledky pro kontrolní skupinu podporují ricardiánskou ekvivalenci, kdy dochází k vyhlazování spotřeby v jednotlivých periodách. V první experimentální skupině s omezením likvidity k takovému vyhlazování spotřeby nedochází, ačkoliv chování jedinců částečně vykazuje ricardiánskou ekvivalenci. Druhá experimentální skupina s nejistotou příjmu však přítomnost ricardiánské ekvivalence neprokazuje.

Adji *et al.* (2009) ve svém výzkumu porovnávají účinky distorzního a nedistorzního zdanění na úspory a spotřebu, přičemž využívají standardního nastavení překrývání generací, kdy užitek budoucí generace vstupuje do užitku současné generace. Důkazy pro ricardiánskou ekvivalenci nachází pouze v případě paušálního zdanění.

Meissner a Rostam-Afschar (2014) na základě neparametrických metod a regrese experimentálních panelových dat vyvrací platnost ricardiánské ekvivalence, kdy změna výše daní má významný a silný vliv na rozhodování o spotřebě.

Meissner a Rostam-Afschar (2017) v rozšířeném experimentálním výzkumu dochází k podobnému výsledku, kdy ricardiánská ekvivalence v průměru neplatí neboli daňové změny mají významný vliv na spotřebu. Regresní analýza panelových dat naznačuje, že 56 % testovaných se nechová v souladu s tímto konceptem.

Většina studií⁴ zabývajících se spotřebním chováním využívá pro teoretický základ designu experimentu modely překrývajících se generací (OLG). Luhan *et al.* (2014) zjišťují, že předpokládané budoucí změny cen mají podstatně menší vliv na současnou spotřebu, než předpokládá model životního cyklu. Geiger *et al.* (2016) dochází k závěru, že fiskální konsolidace (např. zvýšení daní) má kontrakční účinky na spotřebu. Na základě nám dostupných informací v české odborné literatuře v současné době nebyla provedena experimentální studie zaměřená konkrétně na zkoumání Barrovy-Ricardovy ekvivalence. Existují buď teoreticky laděné studie, jako např. Dvořák, Mandel (1995), či příbuzné studie zabývající se různorodou fiskální problematikou, např. Špalek a Špačková (2016) či Fiala a Šauer (2011). V tomto ohledu náš experimentální výzkum představuje významnou přidanou hodnotu.

3. Teorie a design experimentu

3.1 Design experimentu

Design našeho experimentu je založen na upravené verzi modelu spotřeby životního cyklu inspirovaném studií Meissnera a Rostama-Afschara (2014), s modifikovanou verzí modelu životního cyklu spotřeby, kterou představil Meissner (2013). Experiment je realizován v českých podmínkách a využívá jedince studující ekonomický obor.

Jeden experimentální cyklus trvá $T = 25$ period. V každé periodě $t = (1, \dots, T)$ se účastníci rozhodují, kolik spotřebují (c_t) a implicitně, kolik uspoří nebo si půjčí. V prostředí experimentu nedochází k žádnému diskontování ani úročení úspor či půjček. Příjem jedince v každé periodě (y_t) je nezávislým, identicky distribuovaným stochastickým procesem a nabývá hodnot 120, nebo 250, a to se stejnou pravděpodobností v každé periodě. Účastníci musí v každé periodě platit paušální daň (τ_t). Vládní rozpočtové omezení je dáno výší daní vybraných během experimentu (g). Mezičasové rozpočtové omezení jedinců je definováno spotřebou v dané periodě, úsporami (a_{t+1}) a daněmi ($w_t = y_t + a_t$). Úspory v dané periodě mohou být kladné i záporné; úspory v poslední periodě experimentu a_{T+1} jsou nulové, to znamená, že zbývajících bohatství musí být spotřebováno v poslední periodě experimentu. Jedinci začínají s počátečními úsporami $a_1 = 1\,000$.⁵

Preference spotřebitele jsou dány časově oddělitelnou CARA užítkovou funkcí⁶:

$$u(c_t) = 338(1 - e^{-0,0125c_t}). \quad (1)$$

4 Cadsby a Frank (1991), Slate, McKee, Beck, Alm (1995), Di Laurea a Ricciuti (2003), Adji, Alm, Ferraro (2009).

5 Jedním z často uváděných důvodů porušení B-R ekvivalence je omezení možnosti půjčovat si. Abychom předešli selhání B-R ekvivalence při experimentálním testování, odstranili jsme omezení možnosti půjčovat si z modelu.

6 CARA = Constant Absolute Risk Aversion.

Na základě užitkové funkce CARA⁷ se jedinci rozhodují o své optimální spotřebě, a to v simultánní hře reflektující reálné prostředí mezigeneračního rozhodování jedince o spotřebě při změnách daňové politiky. Při řešení optimalizačního problému očekáváme, že současná spotřeba závisí pouze na součtu současných a všech budoucích plateb daní. To napovídá tomu, že snížení daně v periodě t neovlivní optimální výši spotřeby z důvodu, že každé snížení daně musí být kompenzováno následným zvýšením daně tak, aby bylo možné udržet mezigenerační vládní rozpočtové omezení. CARA užitková funkce měří postoje k loteriím, které jsou úměrné bohatství. Agent s rostoucí relativní averzí k riziku se stává více averzní k proporcionálním rizikům, pokud bohatne.

Cílem každého jedince je zvolit výši spotřeby v každé periodě tak, aby maximalizoval očekávaný užitek z celoživotní spotřeby. Rozhodovací problém, kterému jedinci čelí v každé periodě t , lze zapsat následovně:

$$\max_{c_t} E_t \sum_{j=0}^{T-t} u(c_{t+j}), \quad (2)$$

$$s.t. c_t + a_{t+1} + \tau_t = \omega_t, \quad (3)$$

$$a_1 = 1000, a_{T+1} = 0, \quad (4)$$

$$\sum_{t=1}^T \tau_t = \mathcal{G}. \quad (5)$$

Na základě CARA užitkové funkce lze psát:

$$c_t^*(w_t) = \frac{1}{T-t+1} \left[w_t + (T-t)y_p - \tau_t(\theta\sigma_y) \right]. \quad (6)$$

$$\tau_t(\theta\sigma_y) = \sum_{j=0}^{T-t} \sum_{i=1}^j \frac{1}{\theta} \log \cosh \left[\frac{\theta\sigma_y}{T-t+1-i} \right]. \quad (7)$$

$$\tau_t = \sum_{j=0}^{T-t} \tau_{t+j} = \mathcal{G} - \sum_{j=1}^{t-1} \tau_j. \quad (8)$$

V rovnici (6) představuje y_p permanentní příjem, který se rovná průměrnému generovanému příjmu, tj. 185. Koeficient absolutní averze k riziku θ je roven 0,0125 a $\sigma_y = 65$ je jedna standardní odchylka od generovaného příjmu. Rovnice (6) vyjadřuje tzv. preventivní úspory⁸.

Klíčové je, že pokud jde o platbu daní, závisí optimální spotřeba pouze na součtu současných a všech budoucích daní τ_t . To napovídá tomu, že snížení daně v periodě t neovlivní optimální výši spotřeby z důvodu, že každé snížení daně musí být kompenzováno následným zvýšením daně

7 Zvolené parametry modelu jsou přebrány ze studie Meissnera a Rostama-Afschara (2014).

8 Preventivní úspory jsou částí nevydaného příjmu v reakci na nejistotu budoucích příjmů.

tak, aby bylo možné udržet mezičasové vládní rozpočtové omezení⁹. V periodě po snížení daně bude bohatství jedinců vyšší ve srovnání se situací, kdy nedošlo v předchozí periodě ke snížení daně. Vyšší bohatství je zase kompenzováno součtem současných a budoucích plateb daně τ_t , které se zvyšují o stejnou výši, což ponechává optimální výši spotřeby konstantní. Z toho plyne, že velikost daně v každé periodě nehraje žádnou roli s ohledem na výši optimální spotřeby, pokud je součet všech daní $\tau = (\tau_1, \tau_2, \dots, \tau_T)$ během životního cyklu konstantní. Takovéto vymezení ricardiánské ekvivalence, inspirované Meissnerem *et al.* (2014) a Meissnerem a Rostamem-Afscharem (2017), je základním fundamentem vhodným právě pro naše experimentální testování.

Struktura výše daně v jednotlivých kolech experimentu je měněna při zachování konstantního celkového součtu zaplacených daní v experimentálním kole. Protože není optimální spotřeba touto daňovou odchylkou ovlivněna, můžeme porovnávat rozhodování jedinců o spotřebě napříč různými daňovými schématy.

3.2 Testované skupiny

Základní myšlenkou našeho experimentu je snížení daní v rané periodě experimentálního životního cyklu (*kola*), kdy je snížení daní v brzké periodě financováno zvýšením daní v pozdější periodě (Seater, 1993). Abychom izolovali efekt ricardiánského zdanění, byla testována kontrolní skupina, ve které jsou daně v každé periodě konstantní ve výši 120 ECU¹⁰ (9 „daně“ = 3 000 ECU). Tato kontrolní skupina je následně níže porovnána s dalšími experimentálními skupinami „*treatments*“ založenými na ricardiánském daňovém schématu.

Existující experimentální studie, zabývající se modely mezičasového rozhodování o spotřebě, zjistily, že jedinci mají v průběhu životního cyklu potíže s vyhlazováním spotřeby. Tento problém vede zejména v případech velkého rozptylu příjmu ke zhoršení rozhodování jedinců o spotřebě (Ballinger, Palumbo, Wilcox, 2003). Navíc je známo, že nejistota ohledně změny výše příjmu ovlivňuje rozhodování o spotřebě (Zeldes, 1989; Rostam-Afschar a Yao, 2014).

Ricardiánské daňové schéma může zvýšit rozdíl mezi čistým příjmem a optimální spotřebou, a proto může dojít ke ztížení rozhodování jedinců, co se týče vyhlazování spotřeby. Zavedení takového daňového schématu bude zvyšovat rozptyl čistého příjmu ve srovnání s kontrolní skupinou s konstantní daní. S ohledem na využití testování skupin dle ricardiánského daňového schématu může docházet k rozdílům ve schopnosti vyhlazovat spotřebu napříč kontrolní skupinou a ricardiánskými experimentálními skupinami. Zavádějící by však bylo interpretovat takové pozorování jako porušení ricardiánské ekvivalence. Zvýšení rozptylu čistého příjmu může jedincům změnit obtížnost vyhlazování spotřeby. Důkazy o tom, že spotřeba velmi citlivě koreluje s výší příjmu, předkládají ve svých experimentálních výzkumech zabývajících se spotřebou Ballinger *et al.* (2003)

9 Tzv. No Ponzi Game Condition.

10 Experimentální měna.

a Carbone a Hey (2004). Teoreticky se však rozptýl příjmů při zavedení ricardiánského daňového systému nemění. Dokonce i teoretický rozptýl čistého příjmu zůstává stejný, protože daně jsou paušální a součet daní, které musí být zaplacený v průběhu experimentu, je deterministický a konstantní napříč testovanými skupinami (Meissner a Rostam-Afschar, 2014).

Na základě těchto skutečností byly pro experiment navrženy dvě ricardiánské testovací skupiny, které se liší s ohledem na to, jak komplikované je vyhlazování spotřeby. Toto nastavení umožňuje odlišit vliv ricardiánského daňového schématu od různého stupně obtížnosti vyhlazování spotřeby (Meissner a Rostam-Afschar, 2014). Realizovaný experiment má tři testované skupiny: *Kontrolní skupinu*, skupinu *Ricardian 1* a *Ricardian 2*. Jedinci byli náhodně rozděleni do těchto testovaných skupin a vždy se účastnili pouze jedné z nich.

První experimentální skupina s ricardiánským daňovým schématem *Ricardian 1* je definována následovně: ke snížení daně dochází na začátku kola ($\tau_t = 0$), pouze pokud mají jedinci nízký příjem ($y_t = 120$). Analogicky zvýšení daní v pozdějších periodách experimentálního kola je implementováno, pouze pokud má jedinec vysoký příjem ($y_t = 250$). K vyššímu daňovému zatížení ($\tau_t = 240$) dochází v periodě, kdy má jedinec vysoký příjem. Názorné nastavení této experimentální skupiny je vyznačeno přerušovaným tučným podtržením v obrázku 1. V této skupině je rozptýl čistého příjmu ve srovnání s kontrolní skupinou nižší. Pokud jedinci reagují na změnu čistého příjmu, mělo by pro ně být vyhlazování spotřeby snazší než v případě jedinců v kontrolní skupině, protože takto definované daňové schéma podstatně vyhlazuje čistý příjem.

Druhá testovaná skupina s ricardiánským daňovým schématem *Ricardian 2* je definována následovně: ke snížení daní dochází v první polovině experimentálního kola a je realizováno, pouze pokud má jedinec vysoký příjem ($y_t = 250$). Zvýšení daní v pozdějších periodách je realizováno, pouze pokud jedinec realizuje nižší příjem ($y_t = 120$), viz obrázek 1. V této skupině je rozptýl čistého příjmu ve srovnání s kontrolní skupinou vyšší, proto očekáváme pro účastníky hrající s takto nastaveným daňovým schématem obtížnější vyhlazování spotřeby oproti jedincům hrajícím v kontrolní skupině.

Poslední testovanou skupinou je výše zmíněná *Kontrolní skupina*. Pro kontrolní skupinu je definováno konstantní rozložení daní v každé periodě, během každého experimentálního kola ($\tau_t = 120$).

K zajištění srovnatelnosti mezi testovanými skupinami *Kontrolní skupina*, *Ricardian 1* a *Ricardian 2* byl nastaven součet realizovaného příjmu stejný, tj. suma všech příjmů v každém kole experimentu je stejná u všech testovaných skupin, i přestože se velmi často liší příjem v periodě, dle definice testované skupiny.¹¹ Pro zvýšení robustnosti našich výsledků byla nastavena odlišná výše celkového obdrženého příjmu během kola. Takovéto nastavení zajišťuje, že pozorované chování není dáno pouhým umělým nastavením jedné konkrétní realizace celkového příjmu v kole.

11 Zohlednili jsme i novější studii Meissnera a Rostama-Afschara (2017), kde byla zavedena třetí testovaná skupina, ale výsledky pro tuto skupinu byly pro účely experimentu zanedbatelné.

Výskyt různých daňových sazeb je experimentálním jedincům napříč testovanými skupinami neznámý. Daňové sazby se mění v závislosti na stochastickém průběhu determinovaných příjmů. To však nezavádí další nejistotu, protože jak již bylo zmíněno, pro optimalizaci spotřeby je relevantní pouze součet daní během jednoho životního cyklu (kola) experimentu. Celkový součet daní, tedy daňové zatížení v jednom experimentálním kole, je determinováno a je konstantní napříč testovanými skupinami. Účastníci experimentu byli v instrukcích informováni o fixní výši daňového zatížení v jednom experimentálním kole, které činilo 3 000 ECU. Zároveň byli poučeni, že vláda může vybírat daně dle svého uvážení, tedy může stanovovat různou výši daňového zatížení v každé periodě. Tuto informaci měli k dispozici v dané periodě před rozhodnutím o výši spotřeby.

Obrázek 1: Ilustrativní příklad realizace obdrženého příjmu v experimentálním kole

Perioda	Příjem	Kontrol		Ricardian 1		Ricardian 2	
		Daně	Čistý příjem	Daně	Čistý příjem	Daně	Čistý příjem
1	120	120	0	0	120	120	0
2	120	120	0	0	120	120	0
3	120	120	0	0	120	120	0
4	250	120	130	120	130	120	130
5	250	120	130	120	130	0	250
6	250	120	130	120	130	0	250
7	120	120	0	120	0	120	0
8	120	120	0	120	0	120	0
9	250	120	130	120	130	0	250
10	120	120	0	120	0	120	0
11	250	120	130	120	130	120	130
12	250	120	130	120	130	120	130
13	250	120	130	120	130	120	130
14	250	120	130	120	130	120	130
15	250	120	130	120	130	120	130
16	120	120	0	120	0	120	0
17	120	120	0	120	0	240	-120
18	250	120	130	240	10	120	130
19	250	120	130	240	10	120	130
20	250	120	130	240	10	120	130
21	250	120	130	120	130	120	130
22	250	120	130	120	130	120	130
23	120	120	0	120	0	240	-120
24	120	120	0	120	0	240	-120
25	250	120	130	120	130	120	130
Suma	4 950	3 000	1 950	3 000	1 950	3 000	1 950
Průměr (kolo)	198	120	78	120	78	120	78
Rozptyl (kolo)	4 056	0	4 056	3 456	3 768	3 456	10 008
Průměr (celkově)	178,5	120	58,5	120	59,0	120	59,0
Rozptyl (celkově)	4 182,8	0	4 182,8	3 438,8	3 894,8	3 438,8	11 382,8

Zdroj: vlastní zpracování

3.3 Experimentální postup

Experiment byl realizován v roce 2021 v Laboratoři experimentální ekonomie¹² na Vysoké škole ekonomické v Praze. Experiment byl naprogramován a realizován pomocí softwaru z-Tree¹³. Zúčastnilo se ho celkem 117 jedinců¹⁴ a proběhlo celkem šest experimentálních sezení. Účastníci byli rekrutováni pomocí databáze ORSEE¹⁵, a zároveň byli vysokoškolskými studenty magisterských či bakalářských ekonomických oborů. Výplata účastníků experimentu proběhla pomocí předem oznámené lineární funkce¹⁶ a závisela na výsledku dvou náhodně tažených kol. Účastníci obdrželi show-up fee ve výši 150 Kč a vydělali v průměru 450 Kč.

Cílem jedinců bylo rozhodnout se v každé periodě o tom, kolik bodů chtějí utratit nákupem za ECU. Zakoupené body vyjadřují spotřebu každého účastníka v dané periodě. Součet všech získaných bodů v jednom kole je výsledek tohoto kola. Experimentální měna byla převedena na body pomocí výše specifikované užitkové funkce.¹⁷ Součástí instrukcí, které před začátkem experimentu účastníci obdrželi, byla přesně specifikovaná užitková funkce s grafickým zobrazením a dále tabulka relevantních hodnot převádějící ECU na body.

Na začátku experimentu dostali účastníci čas na prostudování instrukcí a prostor pro dotazy. Poté měli za úkol vyplnit krátký kvíz, jehož cílem bylo ověřit, zdali správně pochopili instrukce. Po správném vyplnění dotazníku následovalo zkušební kolo, které se skládalo z deseti period. Cílem zkušebního kola bylo představení průběhu daného experimentu, a to před ostrým experimentem skládajícím se z 8 kol po 25 periodách.

V každé periodě experimentu byli účastníci požádáni o rozhodnutí ohledně své spotřeby. Při rozhodování měli účastníci v experimentálním rozhraní zobrazen příjem během periody, velikost daně během periody, úspory předchozí periody a jmění v periodě. Dále byla k dispozici historie všech předchozích rozhodnutí a relevantních hodnot v každé periodě kola jako: příjem, daň, součet zaplacených daní, jmění, výdaje na spotřebu, nakoupené body a celkový počet nakoupe-

12 LEE = Laboratory of Experimental Economics.

13 z-Tree – Zurich Toolbox for Readymade Economic Experiments.

14 Počet experimentálních jedinců je naprosto dostačující v komparaci s podobnými studiemi na toto téma, (Meissner, Rostam-Afschar (2014), kde $n = 133$), ale i s příbuznými studiemi dle Duffyho (2011), aby bylo možno generalizovat naše výstupy na agregátní úrovni. Dále je třeba zdůraznit, že řada makroekonomických experimentálních studií pracuje s makroekonomickými modely založenými na mikroekonomických fundacích v duchu moderní mainstreamové ekonomie. Validita výsledků na agregátní úrovni by tak neměla být problematická, jak podotýká Ricciuti (2008). Navzdory tomu, že v makroekonomickém experimentu je vždy lepší více jedinců než méně, ukazuje se, že je možné dosáhnout optima pouze s několika málo jedinci, (Duffy, 2011), resp. v našem případě s reprezentativními makroekonomickými agenty.

15 Online Recruitment System for Economic Experiments.

16 Payoff funkce je k dispozici u autorů na vyžádání.

17 Rovnice (1).

ných bodů. Předtím, než účastníci učinili rozhodnutí o spotřebě v dané periodě, byli informováni o tom, jak se nákup bodů za ECU promítne do získaných bodů v periodě, kolik v periodě ušetří, jaké jsou jejich výdaje a jaké bude jmění v další periodě. Po zobrazení těchto informací v levé části experimentálního rozhraní měli účastníci šanci své rozhodnutí o spotřebě změnit, to znamená, že mohli specifikovat jinou výši zvolené spotřeby a ověřit, jak se promítne do získaných bodů a jmění se všemi z toho vyplývajících důsledky. Jakmile účastníci učinili rozhodnutí, následovala další perioda experimentu. V poslední periodě každého kola experimentu došlo k automatickému převodu zbývajících jmění během poslední periody, které měli účastníci po odečtení daní k dispozici. Poté byli účastníci informováni na samostatné obrazovce o množství bodů, které nakoupili během kola. Na konci experimentu byla pro výplatu účastníků experimentu náhodně vybrána dvě z osmi experimentálních kol.

4. Analýza dat

Cílem této studie je zodpovědět výzkumnou otázku spojenou s fenoménem ricardiánské ekvivalence a ověřit, zda tvrzení ricardiánské ekvivalence platí v experimentálním prostředí založeném na modelu spotřeby životního cyklu, při stanovení různých testovacích skupin s odlišnou obtížností vyhlazování spotřeby. Cílem je zodpovědět následující hypotézu: *Platí princip Barrovy-Ricardovy ekvivalence v českých podmínkách, který tvrdí, že při nižším zdanění budou spotřebitelé odkládat spotřebu?*

Pro účely analýzy experimentálních dat jsme využili modifikované analýzy v duchu Meissnera a Rostama-Afschara (2014). S pomocí neparametrizovaných metod jsou nejprve analyzovány odchylky jedinců od optimální strategie vyhlazování spotřeby, a to jednotlivě pro experimentální skupiny *Ricardian 1*, *Ricardian 2* a *Kontrolní skupinu*. Následně je sestaven ekonometrický model aplikovaný na získaná experimentální panelová data. Cílem je opět odhalit rozdíly v odchylkách od optimální strategie u jednotlivých testovaných skupin, ověřit platnost ricardiánské ekvivalence a zjistit vliv daňové politiky na rozhodování o spotřebě.

4.1 Odchylky od optimální strategie vyhlazování spotřeby

Zkoumána je odchylka výše spotřeby v absolutní hodnotě a ztráta užítu. Obojí je následně porovnáváno mezi pozorovanými skupinami pomocí průměru a mediánu. Odchylky od optimální strategie lze posoudit pomocí následujících rovnic:

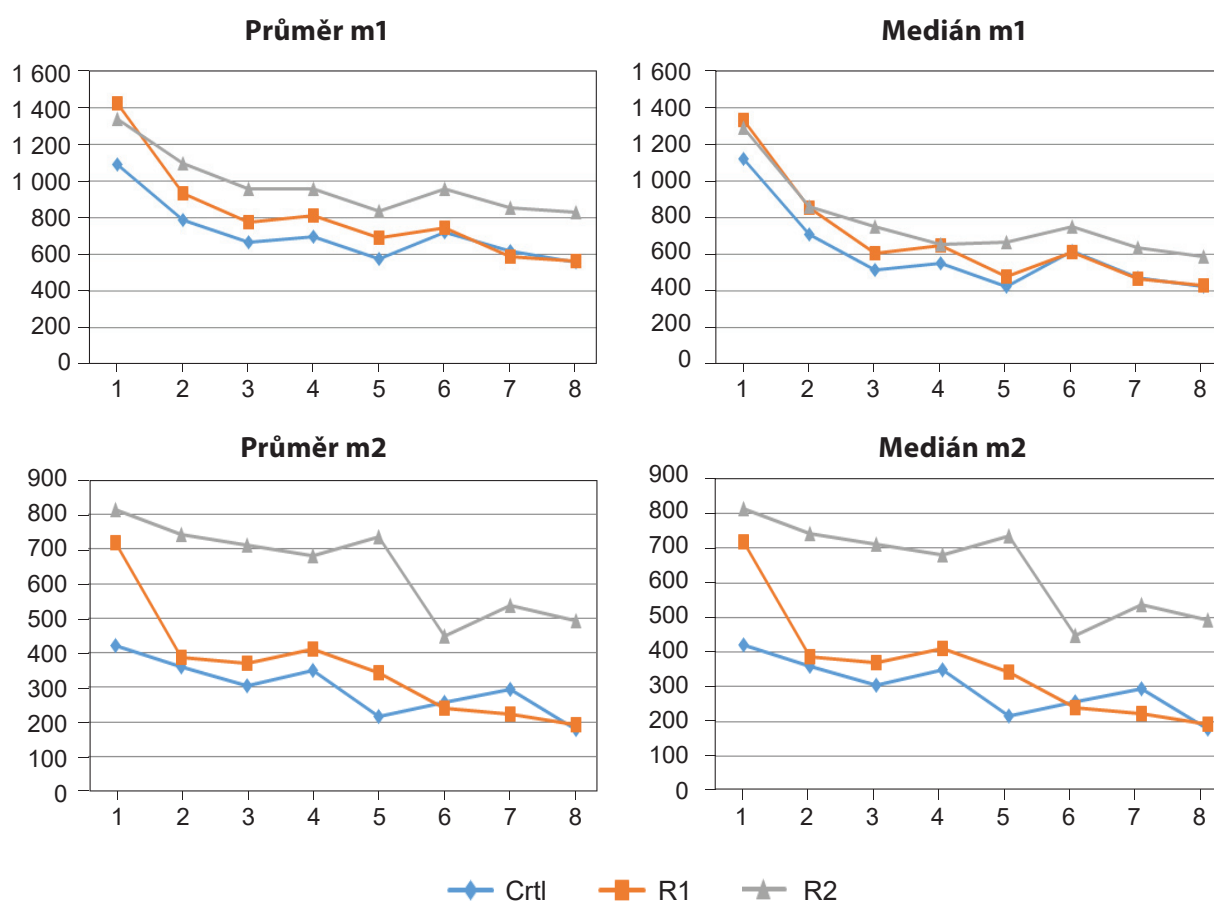
$$m_1 = \sum_{t=1}^T |c_t^*(w_t) - c_t|, \quad (9)$$

$$m_2 = \sum_{t=1}^T [u(c_t^*(w_t^*)) - u(c_t)]. \quad (10)$$

V rovnici (9) značí $c_t^*(w_t)$ podmíněnou optimální spotřebu v periodě t v závislosti na výši současného bohatství (w_t) a (c_t) je pozorovaná spotřeba v periodě t . Pro srovnání nepodmíněných odchylek optimální spotřeby využíváme rovnici (10), kde $c_t^*(w_t^*)$ vyjadřuje nepodmíněnou optimální spotřebu v periodě t jako funkci optimálního bohatství w_t^* . Výsledek lze interpretovat jako ztrátu užítu způsobenou neoptimální spotřebou. Díky tomuto měření můžeme vyhodnotit vliv ricardiánského daňového schématu na velikost bohatství jedinců v našem experimentálním prostředí.

Obrázek 2 ilustruje mediány a průměry měřených absolutních odchylek od optimální spotřeby (m1) v experimentální měně a ztráty užítu (m2) v bodech.

Obrázek 2: Mediány a průměry m podle testované skupiny a experimentálního kola



Zdroj: vlastní zpracování

Na první pohled se zdá, že jedinci v kontrolní skupině dosahují nejnižších odchylek od optimální spotřeby (m1) a nejnižší ztráty užítu (m2) u měřených průměrů i mediánů. Naopak testovaná skupina *Ricardian 2*, u které bylo vyhlazování spotřeby kognitivně náročnější, vykazuje nejvyšší odchylky od optimální spotřeby a užítu. Jedinci testované skupiny *Ricardian 1* s měřeními odchylkami se nachází mezi Kontrolní skupinou a skupinou *Ricardian 2*. Naše experimentální výstupy jsou konzistentní se závěry Meissnera a Rostama-Afschara (2014).

Pro potvrzení těchto intuitivních výsledků rozdílů mezi testovanými skupinami je použit Mannův-Whitneyův U-test. Výsledky a hodnoty průměrů a mediánů jsou zobrazeny v následující tabulce 1.

Tabulka 1: Mediány a průměry výsledných hodnot Mannova-Whitneyova U-testu pro jednotlivé testovací skupiny

		Kolo							
	Celkem	1	2	3	4	5	6	7	8
Medián									
m1 Ctrl	590,79	1119,05	708,18	514,01	552,21	420,55	615,89	473,67	423,98
m1 R1	635,48	1336,63	851,59	604,28	647,57	479,64	609,72	463,78	429,04
m1 R2	748,82	1289,99	861,32	753,77	653,17	663,31	748,27	635,21	587,00
Průměr									
m1 Ctrl	708,83	1094,60	788,10	670,51	700,91	579,62	719,62	619,69	559,31
m1 R1	799,35	1426,90	934,11	774,69	811,04	691,69	745,77	586,81	567,16
m1 R2	962,34	1341,43	1097,85	959,51	958,36	836,88	959,90	856,95	830,82
p-hodnota									
R1-Ctrl	0,00	0,00	0,00	0,03	0,19	0,00	0,35	0,03	0,74
R2-Ctrl	0,00	0,02	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00
R1-R2	0,00	0,21	0,41	0,04	0,17	0,01	0,00	0,00	0,00
Medián									
m2 Ctrl	181,18	374,12	215,50	199,56	189,86	132,82	155,22	155,55	91,89
m2 R1	196,90	509,80	198,40	254,08	274,11	219,20	156,88	92,46	83,08
m2 R2	375,54	795,56	411,25	399,06	294,26	633,51	242,98	316,09	214,23
Průměr									
m2 Ctrl	294,53	420,83	360,00	306,56	350,87	214,77	256,79	295,54	178,87
m2 R1	348,94	716,89	385,93	370,49	409,73	341,34	240,32	222,21	193,39
m2 R2	630,39	815,26	741,12	712,52	679,74	734,37	449,36	537,78	493,04
p-hodnota									
R1-Ctrl	0,00	0,39	0,77	0,96	0,05	0,36	0,06	0,00	0,14
R2-Ctrl	0,02	0,98	0,06	0,38	0,88	0,73	0,29	0,39	0,10
R1-R2	0,00	0,62	0,03	0,32	0,05	0,70	0,01	0,00	0,00

Poznámka: p-hodnoty spočteny pomocí Mannova-Whitneyova U-testu. Ctrl = Kontrolní skupina; R1 = *Ricardian 1*; R2 = *Ricardian 2*.

Zdroj: vlastní zpracování

Rozdíly mezi celými skupinami jsou statisticky významné ve všech kombinacích. U ztráty možného užitku měřenou pomocí m_2 má kontrolní skupina významně nižší odchylky jen v jednom kole z osmi oproti skupině *Ricardian 1* a v žádném kole oproti skupině *Ricardian 2*. Skupina *Ricardian 1* má významně nižší odchylky v čtyřech kolech z osmi oproti skupině *Ricardian 2*.

Z hodnot průměrů a mediánů lze vyvodit, že odchylka od optima se snižuje a jedinci se tedy učí, jak přiblížit svou spotřebu směrem k optimální spotřebě. Ve shodě s původním článkem je statistická významnost rozdílů absolutních hodnot spotřeby od optima m_1 , avšak statistická významnost rozdílů odchylky užitku m_2 od optima je nižší. To naznačuje alespoň u některých jedinců více vychýlenou hodnotu spotřeby, kterou užitková funkce zvýrazní.

Souhrnně se ukazuje, že kontrolní skupina dosahuje menších odchylek od optimální strategie oproti skupinám *Ricardian 1* a *Ricardian 2*. Zároveň skupina s jednodušším vyhlazením spotřeby *Ricardian 1* dosahuje nižších odchylek než skupina *Ricardian 2*. Z těchto zjištění vyplývá, že jedinci reagují jak na obtížnost vyhlazení spotřeby, tak na ricardiánské zdanění. Nicméně zjištění, že jedinci ve skupině *Ricardian 1* dosahují horších výsledků než jedinci v kontrolní skupině, naznačuje, že účinek ricardiánského zdanění převažuje nad sníženou obtížností vyhlazování spotřeby. Na základě tohoto zjištění lze tvrdit, že jedinci se nechovají dle ricardiánské ekvivalence a snížení daně považují spíše za dodatečné bohatství. Až na vyšší volatilitu jsou však celkové závěry konzistentní s experimentálními výstupy Meissnera a Rostama-Afschara (2014).

4.2 Regrese panelových dat

Regresní model, měřící aspekty ovlivňující výši spotřeby, je aplikován na panelová experimentální data a posuzuje vliv ricardiánského zdanění na výši spotřeby. Proměnná i značí jednotlivé respondenty, kde $i = 1, \dots, 117$; t značí periody experimentu, kde $t = 1, \dots, 25$; a r značí kola experimentu, kde $r = 1, \dots, 8$. Dále jsou základní proměnné z teoretické funkce spotřeby transformovány, aby zohlednily časovou závislost optimální spotřeby, kde $\tilde{F} = \frac{1}{(T-t+1)} F$, přičemž F představuje proměnné rovnice (6). Pro zjednodušení interpretace koeficientů, a zároveň zohlednění časové závislosti optimální spotřeby, jsou tímto způsobem transformovány regresory odvozené ze spotřební funkce. Pokud se jedinci chovají optimálně nebo se náhodně odchylojí od optimální spotřeby, např. kvůli chybám ve výpočtu, měly by se odhadované koeficienty 1 až 5 rovnat jedné.

Za cílem zjištění reakce jedinců na změnu výše daní podle teorému ricardiánské ekvivalence je základní teoretická funkce spotřeby¹⁸ rozšířena o dummy proměnné pro snížení daní ($d_{0,tx}$) a pro zvýšení daní ($d_{240,tx}$). Aby bylo možné identifikovat vliv změny daní i v následujících kolech, jsou definovány dummy proměnné pro jedno až tři kola následující po snížení daní ($d_{t-1,0,tx}$, $d_{t-2,0,tx}$, $d_{t-3,0,tx}$) a po zvýšení daní ($d_{t-1,240,tx}$, $d_{t-2,240,tx}$, $d_{t-3,240,tx}$). Dále jsou zařazeny dummy proměnné

18 $c_{itr} = \beta_1 \tilde{y}_{itr} + \beta_2 \tilde{a}_{itr} + \beta_3 (T-t) \tilde{y}_p - \beta_4 \tilde{\tau}_{itr} + \beta_5 \tilde{\Gamma}(\theta \sigma_y)$.

pro zkoumané skupiny s ricardiánským zdaněním ($dR1$, $dR2$). Kontrolní skupina je brána jako výchozí situace. A nakonec jsou zařazeny dummy proměnné pro jednotlivá kola experimentu ($d_{r,2}, \dots, d_{r,8}$). Proměnná pro první kolo je vynechána z důvodu dokonalé multikolinearity. Poslední dvě proměnné (t , t^2) jsou v modelu přítomny pro zachycení časového trendu v rámci kol. Tyto rozšiřující proměnné by neměly být v modelu statisticky významné, pokud by se respondent choval optimálně podle teoretické funkce spotřeby. Oproti původnímu článku jsme z modelu vyřadili proměnnou charakterizující jedince, jako je preference rizika, pohlaví a obor studia¹⁹. Finální model má následující tvar:

$$\begin{aligned}
 c_{itr} = & \beta_1 \tilde{y}_{itr} + \beta_2 \tilde{a}_{itr} + \beta_3 (T-t) \tilde{y}_p - \beta_4 \tilde{\tau}_{itr} + \beta_5 \tilde{\Gamma}_{itr}(\theta\sigma_y) + \beta_{0.tx} d_{0.tx} + \beta_{240.tx} d_{240.tx} + \\
 & + \sum_{j=1}^3 \beta_{t-j,0.tx} d_{t-j,0.tx} + \sum_{j=1}^3 \beta_{t-j,240.tx} d_{t-j,240.tx} + \beta_6 dR1_i + \beta_7 dR2_i + \\
 & + \sum_{k=1}^8 \beta_{r,k} d_{r,k} + \beta_8 t + \beta_9 t^2 + constant.
 \end{aligned} \tag{11}$$

Tabulka 2 ilustruje, jaké faktory ovlivňují pozorovanou spotřebu (c_{itr}). K získání konzistentních výsledků odhadujeme model metodou fixních efektů (FE), která umožní odfiltrovat subjektivní charakteristiky respondentů. Dále je analýza doplněna metodou nejmenších čtverců (OLS)²⁰ za účelem prohloubení robustnosti modelu a vyčíslení vlivu zkoumaných skupin se zabudovaným ricardiánským zdaněním. Obě metody jsou navíc odhadnuty s použitím robustních směrodatných chyb (HAC)²¹. Tabulka 2 ilustruje výsledné koeficienty.

U obou modelů jsou výsledné výstupy srovnatelné. Následující interpretace je zaměřena na výstupy modelu odhadnutého fixními efekty. Všechny koeficienty teoretické funkce spotřeby jsou statisticky významně rozdílné od jedné. Zároveň lze konstatovat, že téměř všechny koeficienty se příliš neodchylují od hodnoty jedna. Výjimkou je koeficient proměnné $\tilde{\Gamma}(\theta\sigma_y)$, který vychází podstatně vyšší.

Koeficienty u proměnných současného ($\tilde{y}$) a očekávaného $(T-t)\tilde{y}_p$ důchodu ukazují, že respondenti utrací více, a to nejen ze současného, ale i z očekávaného důchodu. Lze tak usuzovat, že jedinci nejsou schopni odhadnout, jak optimálně reagovat na změny v důchodu. Koeficient u proměnné úspor ($\tilde{a}$) vychází nižší než jedna. Výsledek je možné opět interpretovat jako suboptimální rozhodnutí jedinců ohledně vhodné velikosti čerpání úspor, ale vysvětlením může být i vyšší preference rezervy v případě nepříznivého vývoje příjmů.

19 Výsledné koeficienty nebyly statisticky významné.

20 Ordinary Least Squares.

21 Heteroscedasticity and autocorrelation consistent.

Tabulka 2: Výsledné koeficienty

	Základní OLS		OLS		FE	
$\tilde{y}$	1,693***	(19,21)	1,598***	(20,57)	1,624***	(20,85)
$\tilde{a}$	0,696***	(90,80)	0,676***	(104,6)	0,776***	(44,69)
$\tilde{\tau}$	0,619***	(15,08)	0,163***	(2,72)	0,242***	(4,08)
$\tilde{f}(\theta\sigma_y)$	5,215***	(15,33)	5,043***	(9,40)	5,303***	(9,96)
$(T-t)\tilde{y}_p$	1,478***	(22,38)	1,439***	(18,92)	1,509***	(19,48)
$d_{0.tx}$			30,899***	(6,70)	30,936***	(6,73)
$d_{240.tx}$			-30,959***	(-12,57)	-30,615***	(-12,48)
$d_{t-1,0.tx}$			-0,999	(-0,60)	-0,995	(-0,60)
$d_{t-2,0.tx}$			0,855	(0,750)	0,913	(0,80)
$d_{t-3,0.tx}$			3,463**	(2,29)	3,484**	(2,32)
$d_{t-1,240.tx}$			-3,138*	(-1,92)	-2,829*	(-1,86)
$d_{t-2,240.tx}$			-0,186	(-0,13)	-0,172	(-0,12)
$d_{t-3,240.tx}$			-1,217	(-0,78)	-0,931	(-0,62)
t			-0,923	(-1,47)	-0,801	(-1,30)
t^2			0,058**	(2,04)	0,056*	(1,98)
Treatment (base: control)						
$dR1$			-6,453***	(-2,72)		
$dR2$			-9,618***	(-3,29)		
Round dummies (base: round 1)						
$d_{r,2}$			-9,907***	(-4,51)	-10,358***	(-4,16)
$d_{r,3}$			-13,518**	(-5,99)	-13,314***	(-5,32)
$d_{r,4}$			-12,668***	(-5,63)	-14,153***	(-5,60)
$d_{r,5}$			-19,052***	(-9,10)	-18,436***	(-7,89)
$d_{r,6}$			-14,589***	(-6,23)	-18,110***	(-6,71)
$d_{r,7}$			-16,787***	(-7,90)	-17,355***	(-7,28)
$d_{r,8}$			-20,119***	(-9,81)	-20,295***	(-8,81)
Constant	-97,423***	(-9,34)	-132,046***	(-4,51)	-142,233***	(-11,21)
Adjusted R^2	0,319		0,361		0,390	

Poznámka: Závisle proměnnou je pozorovaná spotřeba (c_{it}); t-statistiky jsou uvedeny v závorkách. Pro proměnné z modelu teoretické funkce spotřeby je testována rozdílnost od jedné. U zbylých proměnných je testována rozdílnost od nuly. Hladiny významnosti jsou následující: * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Zdroj: vlastní zpracování

Co se týče budoucích daní ($\tilde{\tau}$), koeficient ukazuje, že jejich snížení nezpůsobí dostatečný růst spotřeby, jak naznačuje teoretická funkce spotřeby. Výsledek zde působí stejným směrem jako u následující proměnné preventivních úspor. Koeficient proměnné preventivní úspory ($\theta\sigma$) nabývá zhruba dvaapůlkrát vyšší hodnoty a je statisticky významný na 1% hladině významnosti. Jedinci tedy spoří podstatně více do pozdějších period experimentu oproti předpokladu teoretické funkce spotřeby. Vyšší velikost koeficientu by bylo možné vysvětlit například větší šetrností jedinců, kteří se více obávají, že skončí-li na konci kola s dluhem, bude ztráta jejich užitku podstatně vyšší vzhledem k tvaru užitkové funkce. Z tohoto výsledku je patrná jistá averze ke ztrátě, kterou jedinci pocítují.

Hlavními zkoumanými proměnnými v kontextu ricardiánského zdanění jsou dummy proměnné $d_{0,tx}$ a $d_{240,tx}$, které ukazují reakci spotřeby na zvýšení, nebo naopak snížení daně. Při použití fixních efektů koeficienty nabývají hodnot 30,936 při snížení daně na 0, respektive -30,615 při zvýšení daně na 240. Je tedy patrné, že jedinci podstatně reagují na změny ve výši daně.

Pro porovnání jiných systémů zdanění byly vytvořeny skupiny *Ricardian 1* a *Ricardian 2*. Zkoumaný model byl pro obě skupiny odhadnut metodou fixních efektů. Ve skupině *Ricardian 1* je koeficient odpovídající snížené dani 12,655 (p -hodnota $< 0,01$) a koeficient odpovídající zvýšení daně -34,147 (p -hodnota $< 0,01$). Ve skupině *Ricardian 2* je koeficient odpovídající snížení daně 46,341 (p -hodnota $< 0,01$) a koeficient odpovídající zvýšení daně -25,192 (p -hodnota $< 0,01$). Tyto odhady naznačují, že jedinci reagují na daně podobným způsobem v obou případech. Ukazuje se, že ve skupině *Ricardian 2* reagují jedinci na snížení daně více.

Co se týče koeficientů u zpožděných proměnných po snížení a zvýšení daní, pak je kladná a statisticky významná proměnná zpožděná o tři periody po snížení daně a záporná a statisticky významná proměnná zpožděná o jednu periodu po zvýšení daně. Jedinci tedy reagují na změny daní i se zpožděním, nelze však vypožorovat jednoznačnou vazbu s okamžikem změny daní.

Model spotřeby životního cyklu o vícero periodách nám umožňuje experimentálně analyzovat dynamické efekty zdanění na spotřebu. Pro daňové zvýhodnění při sečtení statisticky významných koeficientů časově zpožděných proměnných je celkový efekt zvýšení spotřeby o 34,42. To znamená, že snížení daně o 120 ECU vede ke zvýšení spotřeby o 34,42 ECU, tedy o 28,7% slevy na dani (daňové úlevy). Naopak při sečtení statisticky významných koeficientů proměnné značící dopad zvýšení daní je celkový efekt snížení spotřeby o 33,444. To znamená, že při zvýšení daně o 120 ECU dochází v průměru ke snížení spotřeby o 33,44 ECU nebo o 27,8% z daňového navýšení. Tyto výsledky jsou s ohledem na testované skupiny a jejich obtížnosti při vyhlazování spotřeby robustní.

Naše výsledky naznačují, že daně mají významný a silný vliv na spotřebu, což je v přímém rozporu s teorií ricardiánské ekvivalence, jejíž ověření jsme si kladli za cíl. Naše výsledky ukazují, že lidé nevyhlazují spotřebu dle ricardiánské ekvivalence, ale naopak zvyšují či snižují

spotřebu v závislosti na růstu nebo poklesu daní. Proto na základě analýzy námi sesbíraných experimentálních dat zamítáme návrh ricardiánské teze a námi stanovenou hypotézu studie. Snížení daní v počátečních periodách způsobuje v průměru významné zvýšení spotřeby, k tomu odpovídající zvýšení daní v pozdější periodě způsobuje v průměru výrazný pokles spotřeby.

Tato zjištění odpovídají průměrnému efektu ricardiánského daňového schématu na spotřebu. Za účelem identifikace podílu experimentálních jedinců, které se chovají v souladu s ricardiánskou ekvivalencí, byly odhadnuty modely pro jednotlivé jedince již zmiňovanou metodou nejmenších čtverců, aby bylo možné odhalit individuální strategie, což odhad celého datového souboru neumožňuje. Shoda chování s ricardiánskou ekvivalencí byla definována následovně. Pokud se koeficient spojený se snížením daně, koeficient spojený se zvýšením daně nebo oba významně liší od nuly na 5% hladině významnosti, chování jedinců není v souladu s ricardiánskou ekvivalencí. Tento způsob ukazuje, že chování přibližně 70 % jedinců je v rozporu s ricardiánskou ekvivalencí. Pokud požadujeme pouze to, aby koeficient spojený se snížením daně byl statisticky roven nule na 5% hladině významnosti, je přibližně 30 % jedinců v rozporu s ricardiánskou ekvivalencí.

Naše zjištění jsou podobná jako v původní studii Meissnera a Rostama-Afschara (2014)²² a (2017), ale také v jiných studiích, které používají velmi odlišné metody analýzy.

4.3 Vliv učení

Minulé studie ukázaly schopnost jedinců průběžně se přibližovat optimální strategii²³ v průběhu experimentu (Ballinger *et al.*, 2003; Carbone and Hey, 2004; Brown *et al.*, 2009; Meissner, 2016), což v našem případě znamená maximalizaci užitku na základě celoživotní vyhlazené spotřeby, jak ukazuje rovnice (6). Použité metody replikují Meissnera a Rostama-Afschara (2017). Proto bude zajímavé analyzovat, jaký vliv může mít učení se v průběhu experimentu na rozhodování jedinců o spotřebě v kontextu ricardiánské ekvivalence.

Za cílem otestování, zda se jedinci v pozdějších kolech experimentu přibližují optimální strategii, jsou analyzovány rozdíly absolutních odchylek od optimální spotřeby (m_1) v jednotlivých kolech. Tabulka 3 ilustruje mediány rozdílů absolutních odchylek od optimální spotřeby mezi koly 1 a $r(m_1^l - m_1^r)$ a mezi po sobě jdoucími koly ($m_1^{r-1} - m_1^r$).

22 Ve svém článku uvádí procenta 62 % a 36 %, což je *de facto* ve shodě s našimi závěry.

23 Optimální strategie = chování v souladu s ricardiánskou ekvivalencí, tedy neměnit spotřebu v reakci na změnu daní.

Tabulka 3: Změna odchylek od optimální spotřeby v průběhu kol

	Kolo						
	2	3	4	5	6	7	8
Medián ($m_1^1 - m_1^0$)	417,74	591,93	625,70	707,30	572,92	656,14	732,70
p-hodnota	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Medián ($m_1^{t-1} - m_1^t$)	417,74	174,19	33,77	81,60	134,38	83,22	76,56
p-hodnota	0,00	0,00	0,49	0,00	0,00	0,00	0,67

Poznámka: p-hodnoty jsou spočteny pomocí Wilcoxonova testu.

Zdroj: vlastní zpracování

Mezi jednotlivými koly dochází k významnému snížení odchylek od optimální spotřeby. Zároveň všechna vykazují významné zlepšení rozhodování o spotřebě ve srovnání s prvním kolem. Zdá se tedy, že jedinci jsou schopni zlepšit svá rozhodnutí o spotřebě v průběhu času, jak dochází k opakování kol experimentu.

V návaznosti na výše uvedené si druhá část naší studie klade za cíl ověřit, zda se jedinci v průběhu experimentu naučí nereagovat na snižování a zvyšování daní, což je optimální strategie na základě teoretické funkce spotřeby a daného experimentálního nastavení. Analýza zahrnuje interakční členy mezi dummy proměnnými pro snížení a zvýšení daně a dummy proměnnými označujícími každé kolo. V tabulce 4 se jedná o specifikaci FE(1). Tato specifikace umožní zjistit, zdali dochází ke snížení reakce ve výši spotřeby na snížení nebo zvýšení daní ve srovnání s prvním kolem.

Statisticky významné interakční proměnné ilustrují, že změna daní vede k nižšímu efektu v daném kole. U snížení daní jsou statisticky významné koeficienty v druhém a šestém kole na 5% hladině a koeficienty ve čtvrtém a pátém kole na 10% hladině. U zvýšení daní jsou statisticky významné koeficienty pro druhé až osmé kolo na 1% hladině. Je zde tedy patrná snaha jedinců přiblížit se optimální strategii, a to především v situaci zvýšení daní. U snížení daní je tento efekt mnohem slabší.

Nižší reakce na změnu daní však neznamená, že reakce zmizí úplně. To lze ukázat ve specifikaci FE(2), v níž jsou vyloučeny dummy proměnné pro snížení, resp. zvýšení daní. Koeficienty interakčních členů mezi dummy proměnné pro snížení a zvýšení daně a dummy proměnné označujícími každé kolo pak lze interpretovat jako absolutní vliv zdanění na spotřebu v každém konkrétním kole.

Jedinci při opakování experimentu obecně směřují svá rozhodnutí o spotřebě k optimálnímu stavu, avšak pomaleji. I po osmi kolech učení má změna daní významný dopad na rozhodování o spotřebě. To znamená, že jedinci se v průměru nenaučí dodržovat ricardiánskou ekvivalenci v průběhu osmi opakování experimentu.

Tabulka 4: Efekty učení v panelové regresi na pozorovanou spotřebu

	FE(1)		FE(2)	
$\tilde{y}$	1,614***	(20,73)	1,628***	(20,61)
$\tilde{a}$	0,775***	(43,57)	0,778***	(43,22)
$\tilde{\tau}$	1,468***	(19,22)	1,483***	(19,00)
$\tilde{f}(\theta\sigma_y)$	0,226***	(4,11)	0,352***	(6,31)
$(T-t)\tilde{y}_p$	5,072***	(9,66)	5,148***	(9,55)
Tax dummies (base: 120)				
$d_{0.tx}$	45,191***	(5,81)		
$d_{240.tx}$	-58,468***	(-10,18)		
Interakční členy snížení daní et al. (base: kolo 1, 120)				
$d_{,2} \times d_{0.tx}$	-18,551**	(-2,39)	24,382***	(4,84)
$d_{,3} \times d_{0.tx}$	-10,047	(-1,02)	32,752***	(4,37)
$d_{,4} \times d_{0.tx}$	-16,058*	(-1,79)	26,401***	(3,88)
$d_{,5} \times d_{0.tx}$	-17,351*	(-1,97)	25,394***	(4,43)
$d_{,6} \times d_{0.tx}$	-18,98**	(-2,21)	23,511***	(4,23)
$d_{,7} \times d_{0.tx}$	-12,961	(-1,44)	29,548***	(3,76)
$d_{,8} \times d_{0.tx}$	-15,964	(-1,65)	26,826***	(3,92)
Interakční členy zvýšení daní et al. (base: kolo 1, 120)				
$d_{,2} \times d_{240.tx}$	24,329***	(4,10)	-30,780***	(-6,84)
$d_{,3} \times d_{240.tx}$	31,719***	(5,22)	-24,019***	(-6,33)
$d_{,4} \times d_{240.tx}$	25,005***	(3,93)	-28,708***	(-6,61)
$d_{,5} \times d_{240.tx}$	33,378***	(5,88)	-21,400***	(-6,57)
$d_{,6} \times d_{240.tx}$	30,577***	(4,48)	-23,358***	(-5,19)
$d_{,7} \times d_{240.tx}$	31,127***	(5,16)	-22,988***	(-6,65)
$d_{,8} \times d_{240.tx}$	33,304***	(5,14)	-21,624***	(-6,00)
Round dummies (base: kolo 1)				
$d_{,2}$	-10,747***	(-4,36)	-9,9554***	(-3,95)
$d_{,3}$	-14,986***	(-6,21)	-14,168***	(-5,69)
$d_{,4}$	-14,831***	(-6,07)	-13,679***	(-5,53)
$d_{,5}$	-19,659***	(-8,42)	-18,769***	(-8,08)
$d_{,6}$	-18,980***	(-7,14)	-17,900***	(-6,54)
$d_{,7}$	-18,754***	(-8,06)	-17,668***	(-7,58)
$d_{,8}$	-21,625***	(-9,17)	-20,725***	(-8,86)
t	-0,619	(-0,98)	-0,572	(-0,91)
t^2	0,039	(1,37)	0,035	(1,22)
Constant	-137,310***	(-10,83)	-123,541***	(-9,83)
Adjusted R²	0,393		0,380	

Poznámky: Závisle proměnnou je pozorovaná spotřeba (c_{it}); t-statistiky jsou uvedeny v závorkách. Pro proměnné z modelu teoretické funkce spotřeby je testována rozdílnost od jedné. U zbylých proměnných je testována rozdílnost od nuly. Hladiny významnosti jsou následující * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Zdroj: vlastní zpracování

4. Závěr

Tato studie si klade za cíl ověřit platnost Barrovy-Ricardovy ekvivalence v českých podmínkách. Ověření hypotézy, tj. zdali budou spotřebitelé odkládat spotřebu při nižším zdanění, bylo provedeno v experimentálním prostředí založeném na modelu spotřeby životního cyklu s použitím konstantní absolutní averze ke ztrátě. Empirická literatura zkoumající prosazování této ekvivalence nezaujímá jednotný náhled na její platnost. Navzdory tomu je ricardiánská ekvivalence základním předpokladem mnoha studií zabývajících se mezečasovým rozhodováním, a má důležité důsledky pro daňovou politiku státu.

Výsledky naší studie obecně odmítají platnost ricardiánské ekvivalence podobně jako další experimentální studie: Slate *et al.* (1995), Di Laurea a Ricciuti (2003), Meissner, Rostam-Afschar (2014) a Meissner, Rostam-Afschar (2017).

K ověření hypotézy, zdali budou spotřebitelé odkládat spotřebu při nižším zdanění, využíváme neparametrické metody a regresi panelových dat, a to na základě realizovaného laboratorního experimentu.

Naším hlavním zjištěním je, že ricardiánská ekvivalence obecně neplatí. Ukazuje se, že ricardiánské zdanění skutečně ovlivňuje rozhodování o spotřebě, kdy se jedinci nechovají v souladu s principy ricardiánské ekvivalence a nedochází k odkládání spotřeby při nižším zdanění. Neparametrická analýza ukazuje, že odchylky od optimální spotřeby se zdají být vyšší u daňového schématu, které klade na jedince vyšší nároky při vyhlazování spotřeby než u schématu s nižší obtížností vyhlazování. Celkově se ukazuje, že kontrolní skupina dosahuje nejmenších odchylek od optimální strategie oproti ostatním testovaným skupinám s ricardiánským zdaněním. Tyto výsledky potvrzují, že jak ricardiánské zdanění, tak kognitivní náročnost ve vyhlazování spotřeby ovlivňují spotřebitelské chování.

Výsledky regresní analýzy panelových dat prokazují, že snížení daně v raných periodách vede ke zvýšení spotřeby jedinců v průměru o 28,7 % daňového zvýhodnění. Naopak zvýšení daně způsobuje snížení spotřeby v průměru o 27,8 % navýšení daně. Tyto výsledky jsou s ohledem na testované skupiny a jejich obtížnosti na vyhlazování spotřeby robustní. Při použití stejné strategie strukturálního odhadu na individuální úrovni naše výsledky ilustrují, že chování přibližně 70 % jedinců je v rozporu s konceptem ricardiánské ekvivalence. Zjištění, že spotřebitelé zvyšují spotřebu, pokud dochází ke snížení daně, má důležité hospodářsko-politické implikace. Ricardiánské daňové schéma v našem experimentálním prostředí vede ke snížení blahobytu ve srovnání s prostředím s konstantním zdaněním. Tyto závěry uvádí i Meissner a Rostam-Afschar (2014).

Za účelem posílení validity našich závěrů rovněž rozšiřujeme naši analýzu o zkoumání vlivu učení porovnáním chování jedinců v osmi kolech experimentu. Na základě této metody zjišťujeme, že se jedinci v průměru neučí chovat podle pravidel ricardiánské ekvivalence. Vliv učení se v našem experimentu nepotvrdil.

V posledních letech zaznamenal výzkum fiskální problematiky v experimentální literatuře zvýšenou popularitu, což bylo poměrně zásadní motivací pro realizaci našeho experimentálního výzkumu. Tato studie rozšiřuje stávající poznatky empirické a zejména experimentální literatury zabývající se ricardiánskou ekvivalencí. Tento experiment, provedený v kontrolovaném laboratorním prostředí, představuje významnou přidanou hodnotu s ohledem na to, že empirická literatura, týkající se Barrovy-Ricardovy ekvivalence, není jednotná ve svých závěrech. Další významnou přidanou hodnotou této studie je, že se jedná pravděpodobně o jeden z prvních laboratorních experimentů provedený v českých podmínkách, který se zabývá se touto hypotézou.

V kontextu námi dosažených výstupů je tak důležité v duchu Esposito a Mastromattea (2019) přehodnotit strukturu vládních investičních výdajů, které by měly s ohledem na rostoucí zadlužování cílit zejména na zvýšení produktivity a podporu ekonomického růstu tak, aby došlo k částečnému vykompenzování absentující Barrovy-Ricardovy ekvivalence, ačkoliv použití tohoto mechanismu je aplikovatelné pouze ve specifické situaci, kdy se ekonomika nachází v recesi.

Je třeba brát v úvahu, že tento experiment je postaven na zjednodušené modelové ekonomice, konzistentní s předpoklady Barrovy-Ricardovy ekvivalence, ale abstrahující od komplexity reálného světa, čímž může být mírně oslabena externí validita dosažených výstupů, což vyplývá z povahy jakéhokoli experimentálního testování v laboratoři.

Námětem pro naše budoucí vědecké zkoumání by tak mohla být analýza mapující chování jedinců v českém bankovním prostředí na základě field experimentu, která by představovala komplementární výzkum k výsledkům této experimentální studie s následným vyvozením adekvátních hospodářsko-politických implikací.

Literatura

- Adjai, A., Alm, J., Ferraro, P. J. (2009). Experimental Tests of Ricardian Equivalence with Distortionary Versus Nondistortionary Taxes. *Economics Bulletin*, 29(4), 2556–2572.
- Ballinger, T. P., Palumbo, M. G., Wilcox, N. T. (2003). Precautionary Saving and Social Learning Across Generations: An Experiment. *The Economic Journal*, 113(490), 920–947, <https://doi.org/10.1111/1468-0297.t01-1-00158>
- Barro, R. J. (1974). Are Government Bonds Net Wealth? *Journal of Political Economy*, 82(6), 1095–1117, <https://doi.org/10.1086/260266>
- Barro, R. J. (1996). *Reflections on Ricardian Equivalence*. NBER Working Paper No. 5502.
- Bernheim, B. D. (1987). Ricardian Equivalence: An Evaluation of Theory and Evidence. *NBER Macroeconomics Annual*, 2, 263–304, <https://doi.org/10.1086/ma.2.4623723>
- Brown, A. L., Chua, Z. E., Camerer, C. F. (2009). Learning and Visceral Temptation in Dynamic Saving Experiments. *Quarterly Journal of Economics*, 124(1), 197–231, <https://doi.org/10.1162/qjec.2009.124.1.197>

- Buchanan, J. (1976). Barro on the Ricardian Equivalence Theorem. *Journal of Political Economy*, 84(2), 337–342, <https://doi.org/10.1086/260436>
- Cadsby, C. B., Frank, M. (1991). Experimental Tests of Ricardian Equivalence. *Economic Inquiry*, 29(4), 645–664.
- Carbone, E., Hey, J. D. (2004). The Effect of Unemployment on Consumption: An Experimental Analysis. *The Economic Journal*, 114(497), 660–683, <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2004.00236.x>
- Di Laurea, D., Ricciuti, R. (2003). An Experimental Analysis of Two Departure from Ricardian Equivalence. *Economics Bulletin*, 8(11), 1–11.
- Duffy, J. (2011). *Macroeconomics. A Survey of Laboratory Research. Chapter of the Handbook of Experimental Economics*. Irvine: University of California, Department of Economics. Dostupné z: <https://sites.socsci.uci.edu/~duffy/papers/DuffyHEEJune14.pdf>
- Dvořák, P., Mandel, M. (1995) K typologii rozpočtových deficitů. *Finance a úvěr*, 45(11), 597–606.
- Esposito, L., Mastromatteo, G. (2019). *Defaultnomics: Making Sense of the Barro-Ricardo Equivalence in a Financialized World*. Working Paper No. 933.
- Fiala, P., Šauer, P. (2011). Aplikace kombinatorických aukcí na alokaci veřejných podpor v oblasti životního prostředí: ekonomický laboratorní experiment. *Politická ekonomie*, 59(3), 379–392, <https://doi.org/10.18267/j.polek.797>
- Fischbacher, U., Bendick, K., Schmid, S. (2021). *z-Tree – Zurich Toolbox for Ready made Economic Experiments*. Zurich: Department of Economics, University of Zurich, <https://link.springer.com/article/10.1007/s10683-006-9159-4>
- Geiger, M., Luhan, W. J., Scharler, J. (2016). When Do Fiscal Consolidations Lead to Consumption Booms? Lessons from a Laboratory Experiment. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 69, 1–20, <https://doi.org/10.1016/j.jedc.2016.05.003>
- Luhan, W. J., Roos, M. W. M., Scharler, J. (2014). An Experiment on Consumption Responses to Future Price and Interest Rates. *Experiments in Macroeconomics*, 17, 139–166, <https://doi.org/10.1108/S0193-230620140000017005>
- Mankiw, N. G. (2000). The Savers-Spenders Theory of Fiscal Policy. *American Economic Review*, 90(2), 120–125, <https://doi.org/10.1257/aer.90.2.120>
- Meissner, T. (2013). *Intertemporal Consumption and Debt Aversion: An Experimental Study*. SFB 649 Discussion Paper No. 2013–045.
- Meissner, T., Rostam-Afschar, D. (2014). *Do Tax Cuts Increase Consumption? An Experimental Test of Ricardian Equivalence*. Discussion Paper No. 2014/16.
- Meissner, T. (2016). Intertemporal Consumption and Debt Aversion: An Experimental Study. *Experimental Economics*, 19(2), 281–298, <https://doi.org/10.1007/s10683-015-9437-0>
- Meissner, T., Rostam-Afschar, D. (2017). Learning Ricardian Equivalence. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 82, 273–288, <https://doi.org/10.1016/j.jedc.2017.07.004>

- Mertens, K., Ravn, O. M. (2013). The Dynamic Effects of Personal and Corporate Income Tax Changes in the United States. *American Economic Review*, 103(4), 1212–1247, <https://doi.org/10.1257/aer.103.4.1212>
- Ricardo, D. (1951a). On the Principles of Political Economy and Taxation. In: Sraffa, P. *The Works and Correspondence of David Ricardo*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Ricardo, D. (1951b). Funding System. In: Sraffa, P. *The Works and Correspondence of David Ricardo*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Ricciuti, R., (2008). Bringing Macroeconomics into the Lab. *Journal of Macroeconomics* 30(1), 216–237, <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2006.06.001>
- Rostam-Afschar, D., Yao, J. (2017). *Consumption Insurance, Welfare, and Optional Progressive Taxation*. Fiscal Policy No. D07-V1.
- Seater, J. J. (1993). Ricardian Equivalence. *Journal of Economic Literature*, 31(1), 142–190.
- Shapiro, M. D., Slemrod, J. (2003). Consumer Response to Tax Rebates. *American Economic Review*, 93(1), 381–396, <https://doi.org/10.1257/000282803321455368>
- Slate, S., McKee, M., Beck, W., et al. (1995). Testing Ricardian Equivalence under Uncertainty. *Public Choice*, 85(1–2), 11–29, <https://doi.org/10.1007/BF01047899>
- Seater, J. J. (1993). Ricardian Equivalence. *Journal of Economic Literature*, 31(1), 142–190.
- Slate, S., McKee, M., Beck, W., Alm, J. (1995). Testing Ricardian Equivalence under Uncertainty. *Public Choice*, 85(1–2), 11–29.
- Souleles, N. S. (1999). The Response of Household Consumption to Income Tax Refunds. *American Economic Review*, 89(4), 947–958, <https://doi.org/10.1257/aer.89.4.947>
- Špalek, J., Špačková, Z. (2016). Daňové úniky v laboratoři: Vliv kontextu na ochotu platit daně. *Politická ekonomie*, 64(5), 524–540, <http://doi.org/10.18267/j.polek.1086>
- Zeldes, S. P. (1989). Optimal Consumption with Stochastic Income: Deviations from Certainty Equivalence. *The Quarterly Journal of Economics*, 104(2), 275–298.