

Česká zemědělská univerzita v Praze

Provozně ekonomická fakulta

Katedra obchodu a financí



Diplomová práce

Efekty zdanění nezdravých potravin

Bc. David Loudát, DiS.

ZADÁNÍ DIPLOMOVÉ PRÁCE

Bc. David Loudát, DiS.

Hospodářská a kulturní studia

Název práce

Efekty zdanění nezdravých potravin

Název anglicky

Junk Food Taxation Effects

Cíle práce

Cílem práce je zhodnocení možných efektů zdanění nezdravých potravin na území České republiky a určit, v jakých aspektech by takové zdanění bylo pro Českou republiku přínosem a v jakých nikoli.

Metodika

Teoretická východiska pracují s informacemi získanými ze zákona o spotřebních daních, směrnic EU, odborných publikací a dále od ČSÚ, MFČR, MZ, GFŘ, Eurostatu, ČNB a dalších zdrojů. Informace jsou dále zpracovány a dány do souvislosti, které jsou nezbytné ke zhodnocení všech dílčích efektů zdanění nezdravých potravin.

Praktická část využívá komparace, statistických a ekonometrických metod skrze které jsou definovány a kvantifikovány dopady na státní rozpočet. V případě nedostupnosti dat ze zdrojů v ČR budou analogicky využity disponibilní zahraniční studie a data.

Analýzou ekonomických, společensko-kulturních a zdravotních hledisek jsou identifikovány podobnosti s dalšími zeměmi EU, ve kterých je daň z nezdravých potravin platná a efekty zdanění v nich již byly pozorovány. Touto komparací je zjištěn souhrn možných efektů zdanění pro Českou republiku. Tyto efekty jsou dále vyčísleny a pomocí vybraných ukazatelů je zjištěno, do jaké míry by byl ovlivněn státní rozpočet České republiky.

Doporučený rozsah práce

60 – 80 stran

Klíčová slova

nadměrné daňové břemeno, daňová politika, nezdravé potraviny, spotřebitelské chování, specifické spotřební daně, behaviorální ekonomie

Doporučené zdroje informací

BUGGELN, Marc; DAUNTON, M. J.; NÜTZENADEL, Alexander; LEVIATHAN AFTER THE BOOM : PUBLIC FINANCE IN THE INDUSTRIALISED WESTERN COUNTRIES SINCE THE 1970'S (2013 : KÖLN, NĚMECKO). *The political economy of public finance : taxation, state spending and debt since the 1970s.* Cambridge: Cambridge University Press, 2017. ISBN 978-1-107-14012-7.

ČERMÁKOVÁ, H., ŠIMSOVÁ, L. Vývoj inkasa a sazeb spotřebních daní v České republice a Evropské unii, *Daně a právo v praxi*, 2006, ročník X, č. 12

KUBÁTOVÁ, K. a kol. Optimalizace daňového systému České republiky v kontextu Evropského regionu. EUROLEX BOHEMIA, 2004

STIBURKOVÁ, Jana. Daně a daňové poradenství. Spotřební daně. Kunovice: Evropský polytechnický institut, 2009. 48 s. ISBN 978-80-7314-164-6

ŠIROKÝ, Jan. *Daně v Evropské unii : daňové systémy členských států EU včetně Bulharska a Rumunska : legislativní základy daňové harmonizace v EU včetně Směrnice Rady 2006/112/EC.* Praha: Linde, 2007. ISBN 978-80-7201-649-5.

ŠIROKÝ, Jan. *Daňové teorie : s praktickou aplikací.* V Praze: C.H. Beck, 2008. ISBN 978-80-7400-005-8.

VANČUROVÁ, Alena; BONĚK, Václav. *Správa daní pro ekonomy.* Praha: Wolters Kluwer Česká republika, 2011. ISBN 978-80-7357-701-8.

Předběžný termín obhajoby

2020/21 LS – PEF

Vedoucí práce

Ing. Lukáš Moravec, Ph.D.

Garantující pracoviště

Katedra obchodu a financí

Elektronicky schváleno dne 13. 10. 2020

prof. Ing. Luboš Smutka, Ph.D.

Vedoucí katedry

Elektronicky schváleno dne 21. 10. 2020

Ing. Martin Pelikán, Ph.D.

Děkan

V Praze dne 29. 03. 2024

Čestné prohlášení

Prohlašuji, že svou diplomovou práci "Efekty zdanění nezdravých potravin" jsem vypracoval samostatně pod vedením vedoucího diplomové práce a s použitím odborné literatury a dalších informačních zdrojů, které jsou citovány v práci a uvedeny v seznamu použitých zdrojů na konci práce. Jako autor uvedené diplomové práce dále prohlašuji, že jsem v souvislosti s jejím vytvořením neporušil autorská práva třetích osob.

V Praze dne 31.3. 2024

Poděkování

Rád bych touto cestou poděkoval Ing. Lukáši Moravcovi, Ph.D. za odborné vedení této diplomové práce a příležitostné diskuse k tématu. Dále bych chtěl poděkovat Ing. Pavlíně Hálové, Ph.D., doc. Ing. Michalovi Malému, Ph.D. a Ing. Mikoláši Shmilyakovi za trpělivé dešifrování mých dotazů z oblasti ekonometrie.

Efekty zdanění nezdravých potravin

Abstrakt

Diplomová práce se zabývá změnami ve spotřebě slazených nápojů vyvolaných efekty zavedením spotřební daně na slazené nápoje v Dánsku, Finsku a Francii. Cílem diplomové práce je identifikace a kvantifikace zmíněné situace a následné vytvoření scénáře pro Českou republiku, kde takové zdanění zatím není.

V metodické části jsou deklarovány výzkumné otázky a pracovní hypotézy, všem jsou přiřazeny odpovídající metodické nástroje. Výrazný prostor je zde věnován ekonometrickému modelování, jakožto hlavnímu nástroji diplomové práce. Navazující teoretická část obsahuje exkurz vnímání spotřeby, přehled vnímání nezdravých potravin a seznamuje s nedílnými dopady daní. Analytická část zpracovává získaná data podrobuje je ekonometrickému modelování. Modelování vysvětluje změny ve spotřebě vyvolané zdaněním spotřeby, důchodový a substituční efekt, následně doprovodné výpočty ověří kategorickou pozici slazených nápojů ve spotřebě. Nakonec je vytvořen odhad hrubého daňového výnosu pro Českou republiku v případě zavedení takové daně.

Z výsledků vyplývá, že spotřební daň může mít vliv na snížení spotřeby, to je prokázáno u Francie. Důchodový efekt daně je prokázán v Dánsku. Substituční efekt daně je prokázán mezi slazenými nápoji a kávou. Češi jsou velice senzitivní na změny cen slazených nápojů a výši mezd. Slazené nápoje potvrdily svou příslušnost ke zbytným statkům s teoretickým náznakem možné příslušnosti ke statkům luxusním v důsledku zvýšené ceny. Průměrný roční hrubý daňový výnos by v případě zavedení takové daně v ČR dosahoval 77 milionů euro při zohlednění snížení spotřeby v důsledku daně.

Klíčová slova: daňové efekty, daňová politika, nezdravé potraviny, spotřebitelské chování, specifické spotřební daně, behaviorální ekonomie, slazené nápoje, ekonometrické modelování

Junk food taxation effects

Abstract

The thesis deals with the changes in consumption of sweetened beverages caused by the effects of the introduction of excise duties on sweetened beverages in Denmark, Finland and France. The aim of the thesis is to identify and quantify this situation and then to create a scenario for the Czech Republic, where such taxation does not yet exist.

In the methodological part, the research questions and working hypotheses are declared and the corresponding methodological tools are assigned to each of them. Significant space is devoted to econometric modelling as the main tool of the thesis. The subsequent theoretical section includes an excursus of consumption perceptions, an overview of perceptions of unhealthy food and introduces the integral effects of taxes. The analytical part processes the data obtained by subjecting them to econometric modelling. The modelling explains the changes in consumption induced by consumption taxation, income and substitution effects, then the accompanying calculations verify the categorical position of sweetened beverages in consumption. Finally, an estimate of the gross tax revenue for the Czech Republic in case of the introduction of such a tax is produced.

The results show that excise duties can cause consumption reduction, as demonstrated for France. The income effect of the tax is demonstrated in Denmark. A substitution effect of the tax is demonstrated between sweetened beverages and coffee. Czechs are very sensitive to changes in the price of sweetened beverages and wage levels. Sweetened beverages have confirmed their belonging to surplus goods with a theoretical hint of possible belonging to luxury goods due to the increased price. The annual gross tax revenue would amount to EUR 77 million if such a tax were introduced in the Czech republic.

Keywords: tax effects, tax policy, junk food, consumer behaviour, specific consumption taxes, behavioural economics, sweetened beverages, econometric modelling

Obsah

1	Úvod	14
2	Cíl práce a metodika	15
3	Teoretická východiska	25
3.1	Spotřeba a spotřební chování	25
3.1.1	*1776 - Optikou obecné ekonomie.....	25
3.1.2	*1879 - Optikou ekonomické sociologie.....	30
3.1.3	*1976 - Optikou behaviorální ekonomie.....	31
3.2	Diskurz nezdravých potravin	31
3.2.1	Atributy.....	32
3.2.2	Realizované výzkumy	32
3.2.3	Aplikovaná opatření	33
3.3	Efekty zdanění.....	36
3.3.1	Daňové distorze	36
3.3.2	Důchodový a substituční efekt	36
3.3.3	Nadměrné daňové břemeno	37
4	Analytická část	38
4.1	Jednorovnicový model působení zdanění spotřeby slazených nápojů..	38
4.1.1	Základní popisné statistiky využitých proměnných	39
4.2	Vyčíslení parametrů jednorovnicového modelu pomocí BMNČ.....	44
4.3	Korekce modelu	46
4.4	Finální verze.....	49
4.4.1	Statistické vyhodnocení modelu.....	51
4.5	Aplikace modelu	52
4.5.1	Maxima a minima.....	52
4.5.2	Pružnosti	54
4.6	Důchodový efekt	57
4.6.1	Základní popisné statistiky nově využitých proměnných	58
4.6.2	Odhad modelu důchodového efektu	58
4.6.3	Korekce modelu.....	60
4.6.4	Finální verze modelu	61
4.7	Substituční efekt.....	62
4.7.1	Základní popisné statistiky nově využitých proměnných	62
4.7.2	Odhad modelu substitučního efektu	68
4.8	Aplikace v České republice.....	71
4.8.1	Simulovaný odhad daňového výnosu.....	72

4.8.2	Limitace odhadu	73
5	Zhodnocení a doporučení.....	74
6	Závěr	76
7	Seznam použitých zdrojů	79
8	Přílohy.....	84

Seznam obrázků

Obrázek 1 Törnquistovy funkce	27
Obrázek 2 Označení doporučené denní dávky	34
Obrázek 3 Korelační matice	43
Obrázek 4 První odhad parametrů modelu	44
Obrázek 5 Panelová diagnostika prvního modelu	45
Obrázek 6 Diagnostika reziduí prvního modelu	45
Obrázek 7 Druhý odhad parametrů modelu	46
Obrázek 8 Panelová diagnostika druhého modelu	47
Obrázek 9 Diagnostika reziduí druhého modelu	47
Obrázek 10 Test nelinearity druhého modelu	48
Obrázek 11 Finální odhad parametrů modelu	49
Obrázek 12 Panelová diagnostika finálního modelu	49
Obrázek 13 Diagnostika reziduí finálního modelu	50
Obrázek 14 Korelační matice důchodového efektu	58
Obrázek 15 Odhad parametrů modelu důchodového efektu	58
Obrázek 16 Panelová diagnostika modelu pro důchodový efekt	59
Obrázek 17 Diagnostika reziduí modelu důchodového efektu	59
Obrázek 18 Odhad parametrů modelu důchodového efektu po korekci	60
Obrázek 19 Diagnostika reziduí modelu důchodového efektu po korekci	60
Obrázek 20 Finální odhad parametrů modelu důchodového efektu	61
Obrázek 21 Korelační matice substitučního efektu	67
Obrázek 22 Odhad parametrů modelu substitučního efektu	68
Obrázek 23 Panelová diagnostika modelu pro substituční efekt	69
Obrázek 24 Diagnostika reziduí modelu substitučního efektu	70

Seznam tabulek

Tabulka 1 Přehled evropských států s dobou platnosti daně ze slazených nápojů.....	16
Tabulka 2 Index lidského rozvoje u evropských států s daní ze slazených nápojů	16
Tabulka 3 Šíře substitutů podléhající spotřební dani.....	17
Tabulka 4 Povinně uváděné výživové údaje	35
Tabulka 5 Parametry použité k odhadnutí modelu.....	38
Tabulka 6 Očekávané reakce y na změny x	38
Tabulka 7 Popisné statistiky spotřeby slazených nápojů.....	39
Tabulka 8 Popisné statistiky ceny slazených nápojů.....	40
Tabulka 9 Popisné statistiky průměrné roční hrubé mzdy	41
Tabulka 10 Vyhodnocení modelu.....	51
Tabulka 11 Průměrné absolutní pružnosti	54
Tabulka 12 Popisné statistiky spotřeby balené vody.....	63
Tabulka 13 Popisné statistiky spotřeby čaje.....	64
Tabulka 14 Popisné statistiky spotřeby kávy	65
Tabulka 15 Popisné statistiky spotřeby alkoholických nápojů.....	66
Tabulka 16 Vstupní data pro simulovaný odhad dopadu zdanění v České republice	71
Tabulka 17 Vážený průměr obsahu cukru.....	72
Tabulka 18 Průměrná sazba daně	72
Tabulka 19 Výsledky odhadu	72

Seznam grafů

Graf 1 Celkový a mezní užitek.....	28
Graf 2 Vztah funkce poptávky a funkce mezního užitku.....	28
Graf 3 Indiferenční mapa běžných a dokonalých substitutů.....	36
Graf 4 Vliv spotřební daně na užitek spotřebitele.....	37
Graf 5 Ztráta z mrtvé váhy.....	37
Graf 6 Vývoj spotřeby slazených nápojů (lit/obyv/rok).....	39
Graf 7 Vývoj průměrné ceny slazených nápojů (USD/lit).....	40
Graf 8 Vývoj bazických indexů průměrných ročních hrubých mezd.....	41
Graf 9 Znázornění vypočteného maxima nelineární funkce.....	52
Graf 10 Znázornění vypočteného minima nelineární funkce.....	53
Graf 11 Vývoj pružnosti cen slazených nápojů.....	55
Graf 12 Vývoj pružností mezd (absolutní hodnoty).....	55
Graf 13 Vývoj pružností mezd (vč. záporných hodnot).....	56
Graf 14 Vývoj poměru mezi cenou slazených nápojů a mezd.....	57
Graf 15 Vývoj spotřeby balené vody (lit/obyv/rok).....	62
Graf 16 Vývoj spotřeby čaje (kg/obyv/rok).....	63
Graf 17 Vývoj spotřeby kávy (kg/obyv/rok).....	64
Graf 18 Vývoj bazických indexů spotřeby alkoholických nápojů.....	65

1 Úvod

Celkový vývoj lidské civilizace s sebou přináší stále nové výzvy. S postupující globalizací se trendy stále snadněji přenáší po celé planetě, někdy téměř bez ohledu na rozdíly ve vyspělosti daných zemí.

Vyspělé i rozvojové země čelí rostoucímu trendu obezity. Problém se netýká pouze vyspělých zemí, ale i zemí se středním a nízkým HDP na obyvatele. Obezita je jen jedním ze dvou možných dopadů podvýživy a dnes je na světě více lidí trpících obezitou nežli podváhou, a to v každém regionu vyjma sub-Saharské Afriky a Asie. Drtivá většina obézních dětí žije v rozvojových zemích. Viník se hledá na všech frontách – nedostatek pohybu, nekvalitní potraviny, stress, podvýživa, nízká životní úroveň, nedostatečná osvěta v oblasti stravovacích návyků. Řešení jsou hledána obdobně na všech frontách a některá se jeví až přitažlivě logicky.

Země jako jsou Dánsko, Finsko a Francie, označily jako jednoho z viníků tohoto trendu nadměrnou spotřebu tuku, cukru a potravin s jejich vysokým obsahem. Oným přitažlivým logickým řešením je pak zdanění těchto potravin za příslibem snížení celkové spotřeby cukru a tuku, přesunu spotřeby na „zdravější“ alternativy a snížení státních výdajů na choroby spojené s nadměrnou konzumací cukru a tuku.

Nicméně předchozí výzkumy naznačují, že zdanění těchto potravin není dostatečně efektivním nástrojem pro boj s obezitou. Takové zdanění bylo probíraným tématem i v České republice a není vyloučeno, že se v budoucnu toto téma opět dostane do popředí. Při zvažování implementace čehokoliv nového je žádoucí se poučit buď od ostatních nebo z relevantního úseku vlastní minulosti, v nejlepším případě je dostupná kombinace obojího.

Důkladnou analýzou problematiky je možné identifikovat mechanismy, které vedly k dílčím neúspěchům a úspěchům a odvodit scénář s dopady pro Českou republiku v případě zavedení takovéto spotřební daně.

2 Cíl práce a metodika

Cíl

Diplomová práce se zabývá sledováním změn ve spotřebě vybraných nezdravých potravin, u vybraných států EU, kde je na ně uvalena odpovídající spotřební daň. Ze získaných poznatků je následně vytvořen a vyčíslen dopad na státní rozpočet České republiky. Hlavním cílem práce je zhodnocení možných efektů takového zdanění.

Vymezení sledovaného objektu spotřební daně

Jedním z dílčích efektů zavedení daně, kterým se práce zabývá, je takzvaný substituční efekt (přenesení spotřeby na statek stejné nebo podobné kategorie plnící stejný nebo podobný účel). Slazené nápoje mají, narozdíl od pevné stravy, užší spektrum substitutů, z čehož plyne žádoucí vyšší pravděpodobnost detekování substitučního efektu, který může být statisticky významný, jelikož se přenesená spotřeba tříští mezi menší počet alternativ. Různé státy definují slazené nápoje různě, nakonec je ale společným jmenovatelem sladká chuť. Rozlišnosti pak vnikají na úrovni přirozeně se vyskytujících se cukrů, přidaných cukrů a sladidel. Příležitostně bývá zákony rozpoznávají i obsah kofeinu, teinu či taurinu.

Selekce sledovaných států

Prvním kritériem pro výběr konkrétních zemí EU je současně nebo historicky platná daň ze slazených nápojů v libovolném časovém úseku mezi lety 2007–2022 (s ohledem na dostupnost souvisejících dat). Z výročního reportu Global Food Research Program University of North Carolina at Chapel Hill za rok 2022 zabývajícího se zdaněním slazených nápojů ve světě je získán seznam zemí splňujících toto kritérium viz tabulka 1.

Tabulka 1 Přehled evropských států s dobou platnosti daně ze slazených nápojů

Stát	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
Norsko	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně
Finsko	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně
Dánsko	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně
Lotyšsko	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně
Spojené Království	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně
Irsko	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně
Belgie	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně
Francie	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně
Maďarsko	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně
Španělsko	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně
Portugalsko	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně	účinnost daně
Polsko	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	neúčinnost daně	účinnost daně

Zdroj: zpracováno dle (GFRP UNC, 2022)

Dalšími kritérii jsou: platnost daně na území celého státu (statistická průkaznost působení daně) a členství v EU v plném rozsahu let 2007–2022 (zachování srovnatelné reakce na případné tržní šoky). Tímto lze eliminovat Španělsko, které má spotřební daň platnou pouze na území Katalánska, zbytek země pak řeší zdanění slazených nápojů přidružením ke zvýšené sazbě DPH. Dále vypadává Spojené Království, které v lednu 2020 takzvaným „Brexitem“ ukončilo členství v EU.

Třetím kritériem je srovnatelná životní úroveň, pro tento účel byl vybrán index lidského rozvoje. Index v sobě zohledňuje tři pilíře: zdraví (indikátor: předpokládaný věk dožití), vzdělání (indikátory: délka povinné školní docházky, očekávaná délka studia), životní úroveň (indikátor: hrubý národní produkt na obyvatele).

Tabulka 2 Index lidského rozvoje u evropských států s daní ze slazených nápojů

Země	HDI	interval
Norsko	0,961	0,950 až 1,99
Finsko	0,940	0,900 až 0,949
Dánsko	0,948	0,900 až 0,949
Irsko	0,945	0,900 až 0,949
Belgie	0,937	0,900 až 0,949
Francie	0,903	0,900 až 0,949
Lotyšsko	0,863	0,850 až 0,899
Portugalsko	0,866	0,850 až 0,899
Polsko	0,876	0,850 až 0,899
Maďarsko	0,846	0,800 až 0,849

Zdroj: zpracováno dle (UNdata, 2022)

Z tabulky 2 vyplývá, že největší vzniklou skupinou jsou modře vyznačené státy v intervalu indexu lidského rozvoje 0,900 – 0,949. Z nichž pak vhodná dostupná data byla

nalezena pro Dánsko, Finsko a Francii. Státy na slazené nápoje uvalují daně odlišně a v různé šíři substitutů viz. tabulka 3, což je opět žádoucí předpoklad pro komparaci míry substitučního a důchodového efektu mezi zeměmi.

Tabulka 3 Šíře substitutů podléhající spotřební dani

			
Vody a šťávy slazené cukrem	✓	✓	✓
Vody a šťávy slazené sladidly	✓	✓	✗
Energetické nápoje	✓	✗	✗

Zdroj: zpracováno dle (ECORYS, 2014)

Belgií a Irskem může být v budoucnu navázáno na tuto práci, pakliže budou obdobná data dostupná. Jako čtvrtá země zde figuruje Česká republika, kde takové zdanění není a dosud nebylo, komparativně slouží nejprve jako kontrolní vzorek, na který jsou následně výsledky z ostatních zemí otisknuty pro vyčíslení dopadu na státní rozpočet.

Výzkumné otázky a pracovní hypotézy

Jaký má vliv selektivní zdanění slazených nápojů na jejich spotřebu?

H₁ – Selektivní zdanění spotřeby slazených nápojů způsobí snížení spotřeby slazených nápojů.

H₂ – Rozdílný přístup ve zdanění spotřeby slazených nápojů má vliv na velikost důchodového a/nebo substitučního efektu.

H₃ – Uvalení spotřební daně na zbytný statek, jimž slazené nápoje z pohledu ekonomické teorie jsou, může zapříčinit, že navýšení ceny o toto zdanění přenesse slazené nápoje do kategorie statků luxusních.

Jak ovlivní selektivní zdanění slazených nápojů státní rozpočet České republiky?

Metodika

K zodpovězení první výzkumné otázky a ověření jejího rozpadu na tři, na ni navazujících, hypotéz je využito metod ekonometrického modelování a souvisejících nástrojů, prostřednictvím kterých:

- Je H_1 ověřena skrze zahrnutí všech přítomných typů spotřebních daní uvalených na slazené nápoje do ekonometrického modelu na straně vysvětlujících proměnných, ve formě dummy proměnné. Následný odhad hodnot parametrů dokládá směr a intenzitu působení vysvětlujících proměnných na vysvětlovanou proměnnou (pokliže jsou parametry statisticky významné a model splňuje všechny specifikační předpoklady);
- Dále je obdobným způsobem ověřena H_2 zahrnutím všech relevantních skupin substitutů a komplementů (káva, čaj, voda, alkoholické nápoje) do modelu pro detekci možného substitučního efektu. Přítomnost možného důchodového efektu je testována pomocným regresním modelem, ve kterém je vysvětlován poměr ceny slazených nápojů vůči mzdě v závislosti na jednotlivých typech zdanění.
- H_3 je ověřena v případě prokázání nelineárního vztahu (přesněji řečeno polynomický vztah druhého řádu) mezi spotřebou slazených nápojů a cenou slazených nápojů, neboť při výpočtu minima je možné stanovit hranici, od které již spotřeba s rostoucí cenou neklesá, ale naopak začíná růst.

K zodpovězení druhé výzkumné otázky je provedena simulace efektu snížení spotřeby slazených nápojů v důsledku zavedení spotřební daně ze slazených nápojů. V první řadě je agregovaná spotřeba slazených nápojů v ČR vynásobena průměrnou cenou, čímž je získán obrat za celou ČR. Tento obrat je ponížěn o odhadnutý pokles spotřeby v důsledku zavedení daně. Zbylý obrat je zdaněn odhadnutou daňovou sazbou v souladu s váženým tržním podílem jednotlivých slazených nápojů. Odhad daňové sazby vychází ze skutečně aplikovaného přístupu vybrané země.

Ekonometrické modelování

Pro účely testování hlavních i vedlejších hypotéz je využito ekonometrického modelování, jehož hlavním nástrojem je model vícenásobné regrese. Tento model v lineární podobě lze popsat následujícím vztahem:

$$y_{it} = \gamma_1 + \gamma_2 x_{2it} + \gamma_3 x_{3it} + \dots + \gamma_k x_{kit} + u_{it} \quad (1)$$

Kde: y ... vysvětlovaná proměnná

x ... vysvětlující proměnná

u ... náhodná složka

k ... pořadí proměnné nebo parametru

i ... průřezová jednotka

t ... časová jednotka

γ ... strukturální parametr

Je využito i nelineární formy modelu v podobě semi-logaritmické funkce, jejíž linearizovaný zápis má následující tvar:

$$\ln y_{it} = \gamma_1 + \gamma_2 x_{2it} + \gamma_3 x_{3it} + \dots + \gamma_k x_{kit} + u_{it} \quad (2)$$

V některých případech nelze vyloučit i využití nelineárního tvaru v podobě polynommické funkce druhého řádu, jejíž zápis může být následující:

$$y_{it} = \gamma_1 + \gamma_2 x_{2it} + \gamma_3 x_{2it}^2 + u_{it} \quad (3)$$

(Hušek, 2007, s. 27-29). Pokud se prokáže existence kvadratického vztahu mezi vysvětlovanou a vysvětlující proměnnou a tento vztah je polynommický, jsou vypočtené jeho extrémní hodnoty (maxima nebo minima) pro účely detekce případných hranic reakce spotřeby slazených nápojů na změny vysvětlující proměnné. Samotný výpočet je proveden za využití parciální derivace následujícím způsobem:

$$\frac{dy}{dx_i} = 0 \quad (4)$$

Pro výše uvedené modely jsoupořizena data ve formě panelových dat, což jsou kombinace časových řad a průřezových šetření. Před samotným odhadem parametrů jsou data podrobená statistické analýze formou deskriptivních statistik včetně kvantifikace a popisu jejich trendu.

Ve všech případech je pro odhad parametrů využita metoda nejmenších čtverců, neboť výše uvedené funkční tvary jsou typu lineárního, linearizovaného anebo lineárního v parametrech. Samotná metoda MNČ může být popsána maticovou formou následně:

$$\boldsymbol{\gamma} = (\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T \mathbf{y} \quad (5)$$

Kde: $\boldsymbol{\gamma}$... vektor strukturálních parametrů

\mathbf{X} ... matice vysvětlujících proměnných

\mathbf{y} ... vektor vysvětlované proměnné (Lucchetti, 2023, s. 205)

V dalším kroku je model podroben testování z různých hledisek tak, aby ve výsledku došlo ke splnění předpokladů, jež jsou kladeny na lineární regresní model. Vzhledem k tomu, že je v práci využito panelových dat, je v první řadě otestována adekvátnost využití metody pomocí panelové diagnostiky, kde je využito testu pro testování odlišnosti interceptů. Model s různými intercepty má podobu:

$$y_{it} = \gamma_1 + \gamma_2 x_{2it} + \gamma_3 x_{3it} + \dots + \gamma_k x_{kit} + \alpha_i + u_{it} \quad (6)$$

Kde α_i je vektor odlišných interceptů, následně je model s různými intercepty porovnán s původní verzí hromadného modelu pomocí F-testu, kde platí:

H_0 : všechny intercepty jsou stejné

H_A : existuje rozdíl mezi intercepty (Lucchetti, 2023, s. 216)

Dále jsou rovněž rezidua podrobena diagnostice, kde budou testovány následující 4 předpoklady:

1) Volba správné funkční formy testem nelinearity – logaritmická verze:

$$u_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 x_{2it} + \alpha_3 x_{3it} + \dots + \alpha_k x_{kit} + \beta_2 \ln x_{2it} + \beta_3 \ln x_{3it} + \dots + \beta_k \ln x_{kit} + e_{it} \quad (7)$$

H_0 : vztah je lineární

H_A : vztah není lineární

A taktéž kvadratická verze:

$$\mathbf{u}_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 x_{2it} + \alpha_3 x_{3it} + \dots + \alpha_k x_{kit} + \beta_2 x_{2it}^2 + \beta_3 x_{3it}^2 + \dots + \beta_k x_{kit}^2 + e_{it} \quad (8)$$

H_0 : vztah je lineární

H_A : vztah není lineární (Hušek, 2007, s. 47-49)

2) Nepřítomnost heteroskedasticity pomocí Waldova testu

$$\mathbf{W} = \frac{\beta_1^2}{\sigma_1^2 \cdot \beta_1} + \frac{\beta_2^2}{\sigma_2^2 \cdot \beta_2} + \dots + \frac{\beta_k^2}{\sigma_k^2 \cdot \beta_k} \quad (9)$$

Kde: \mathbf{W} ... testovací statistika Wald

$\beta_1, \beta_2 \dots \beta_k$ jsou strukturální parametry

$\sigma_1^2, \sigma_2^2 \dots \sigma_k^2$ jsou rozptyly strukturálních parametrů

H_0 : průřezové jednotky mají stejný rozptyl chyb – homoskedasticity

H_A : průřezové jednotky nemají stejný rozptyl chyb – heteroskedasticita

(Wooldridge, 2002, s. 362)

3) Nepřítomnost autokorelace reziduí pomocí Wooldridgova testu

$$\Delta y_{it} = \beta_1 \Delta x_{it} + \Delta \epsilon_{it} \quad (10)$$

Kde: Δy_{it} ... změny vysvětlované proměnné

β_1 ... regresní parametry

Δx_{it} ... změny vysvětlujících proměnných

$\Delta \epsilon_{it}$... změny chyb

V druhém kroku se provádí autoregrese chyb z prvního kroku:

$$\Delta \epsilon_{it} = \rho \Delta \epsilon_{it} + \epsilon_{it} \quad (11)$$

Přičemž je potřeba zjistit, zda:

$$\text{Corr}(\epsilon_{it}, \epsilon_{i(t-1)}) = -0,5 \quad (12)$$

H_0 : $\rho = -0,5 \rightarrow$ v modelu není sériová autokorelace reziduí

H_A : $\rho \neq -0,5 \rightarrow$ v modelu je sériová autokorelace reziduí (Wooldridge, 2002, s. 131-160)

4) Normální rozdělení reziduí podle Doornik-Hansenova testu

$$DH = z_1^2 + z_2^2 \sim \chi^2(2) \quad (13)$$

Kde: DH ... testovací statistika Doornik-Hansen

z_1^2 ... transformovaná šikmost

z_2^2 ... transformovaná špičatost

H_0 : rezidua mají normální rozdělení

H_A : rezidua nemají normální rozdělení (Doornik, 2008, s. 1-16)

5) Nepřítomnost kolinearit pomocí párové korelační matice

$$r_{ij} = \frac{\sum_{i=1}^n (x_{it} - \bar{x}_i) \cdot (x_{jt} - \bar{x}_j)}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_{it} - \bar{x}_i)^2 \cdot \sum_{i=1}^n (x_{jt} - \bar{x}_j)^2}} \quad (14)$$

Kde: x_{it} ... hodnota i -té exogenní proměnné v čase t

\bar{x}_i ... střední hodnota i -té exogenní proměnné

x_{jt} ... hodnota j -té exogenní proměnné v čase t

\bar{x}_j ... střední hodnota j -té exogenní proměnné

V případě, že korelační koeficient přesáhne hodnotu $|0,8|$, je vyhodnoceno, že v modelu může nastat problém přítomnosti kolinearit mezi vysvětlujícími proměnnými (Hušek, 2007, s. 94-99)

Po úpravě modelu tak, aby splňoval všechny výše uvedené předpoklady, je možné přejít k vyhodnocení statistik modelu a tím také k potvrzení či vyvrácení stanovených hypotéz. K těmto účelům je využito primárně T-testu.

$$t = \frac{|\gamma_i|}{S_{bi}} \quad (15)$$

Kde: t ... hodnota testovacího t kritéria

γ_i ... i -tý strukturální parametr

S_{bi} ... směrodatná chyba strukturálního parametru

Dalším podpůrným nástrojem pro vyhodnocení různých variant modelu je F-test

$$F = \frac{n-p}{p-1} \cdot \frac{R^2}{1-R^2} \quad (16)$$

- Kde: F ... hodnota testovacího F kritéria
 R^2 ... koeficient vícenásobné determinace
 n ... počet pozorování
 p ... počet strukturálních parametrů (Hušek, 2007, s. 20)

Proměnné, u kterých jsou parametry statisticky nevýznamné jsou v modelu ponechány, pakliže souvisejí s podstatou diplomové práce a statisticky významné parametry budou interpretovány a verifikovány.

V rámci aplikace jsou výsledné parametry přepočteny do podoby koeficientu pružnosti, aby bylo možné zjistit, který z výsledných faktorů nejvíce ovlivňuje spotřebu slazených nápojů. Výpočet pružnosti je proveden následujícím vztahem:

$$E_i = \frac{dy}{dx_i} \cdot \frac{x_i}{\hat{y}} \quad (17)$$

Pro znázornění dynamiky vývoje síly vlivu vysvětlujících proměnných jsou vypočtené pružnosti v každém období a pro každou zemi, tyto pružnosti jsou dále graficky zpracovány a vyhodnoceny.

Další aplikace spočívá v simulaci scénáře zavedení zdanění slazených nápojů v České republice. Je simulována změna spotřeby slazených nápojů v ČR v důsledku zavedení daně a tuto změnu určuje výsledný parametr, který je v modelu odhadnut, následně je spotřeba vynásobena průměrnou cenou slazených nápojů, čímž vznikne obrat. Tento obrat je upraven o změnu plynoucí z odhadnutého parametru, čímž vznikne obrat zohledňující pokles spotřeby v důsledku zavedení daně a zároveň je to obrat, který je základem pro výpočet daňového výnosu. Na základě znalosti tržních podílů jednotlivých slazených nápojů a jejich obsahu cukru (který je předmětem daně) jsou stanoveny váhy, pomocí kterých je možné stanovit průměrný obsah cukru ve slazených nápojích. K průměrnému obsahu cukru je přiřazena odpovídající daňová sazba, která předpokládá lineární vztah mezi obsahem cukru a sazbou zdanění. Z výsledného objemu a sazby daně je vypočten odhad hrubého daňového výnosu.

Pro účely naplnění dílčího cíle práce je provedena analýza přítomnosti možného důchodového efektu pomocí modelu vícenásobné regrese, kde je vysvětlovanou proměnnou podíl ceny slazených nápojů a indexu průměrné roční hrubé mzdy a je vysvětlován jednotlivými typy zdanění ve vybraných zemích. Následně je provedeno vyhodnocení na

základně statistické významnosti či nevýznamnosti dosažených parametrů a zároveň podmínkou kladného směru působení.

Pro účely dalšího dílčího cíle, je provedena analýza přítomnosti možného substitučního efektu pomocí modelu vícenásobné regrese. Ovšem tentokrát je využito původního modelu modifikovaného o nově přidané proměnné zachycující spotřebu potencionálních substitutů. Následně je provedeno vyhodnocení na základě statistické významnosti či nevýznamnosti dosažených parametrů a zároveň podmínkou záporného směru působení.

3 Teoretická východiska

3.1 Spotřeba a spotřební chování

Alfred Marshall definuje spotřebu jako „*destrukci statků způsoby, jimiž je naplněn jejich účel*“ nebo ji označuje termínem „*záporná produkce*“ (Marshall, 1920, s. 45). Sociologický slovník doplňuje, že spotřeba je realizována skrze spotřební chování: „*Pojem zahrnuje všechny organizované aktivity člověka, které vznikají a uskutečňují se ve vztahu k trhu spotřebního zboží a služeb poskytovaných na trhu. Spotřebitel je tedy širší pojem než zákazník. Spotřebitelem je člověk i v případě, kdy sám zboží na trhu nekupuje, pouze jej užívá nebo spotřebovává.*“ (Komárková, 2020). Spotřeba a spotřební chování vychází z lidských potřeb, díla Abrahama Maslowa pojednávají o tom, že lidé jsou motivováni k uspokojování určitých potřeb, v závislosti na tom jsou některé potřeby upřednostňovány před jinými (McLeod, 2020). Většina ekonomik nalezne svoji hodnotu podílu spotřeby na HDP mezi 45 a 80 % (theGlobalEconomy.com, 2021), to dokládá důležitost spotřeby, pohled na ni se v dějinách ekonomického myšlení vyvíjel.

3.1.1 *1776¹- Optikou obecné ekonomie

Dle tradiční definice ekonomie zkoumá alokaci vzácných zdrojů mezi rozličná užití takovými způsoby, aby byly co nejefektivněji uspokojeny lidské potřeby. Vzácnost zdrojů vychází z jejich omezeného množství v čase, to přináší nutnou otázku volby. Ekonomové ve snaze popsat a analyzovat ekonomickou realitu narážejí na problém komplexnosti a komplikovanosti, proto je na problematiku nahlíženo jednak mikroekonomií, která se zabývá rozhodováním ekonomických subjektů (domácnosti, firmy, stát) a v druhé řadě makroekonomií, která se zkoumá ekonomiku agregovaně jako celek (Hořejší, 2018, s. 17, 18, 21). Mikro a makroekonomie jsou spolu úzce provázány a nelze je od sebe oddělit, přestože jsou často vyučovány jako dvě samostatné jednotky (Brčák, 2020, s. 12, 13, 19).

¹ Skotský filosof Adam Smith položil základy vědy publikací díla *The Wealth of Nations*, ve kterém pojednává o nabídce, poptávce a neviditelné ruce trhu, je tak považován za otce ekonomie (Sharma, 2020).

Mikroekonomie

Aby bylo spotřebního chování racionální, platí v mikroekonomii následující axiomy:

- *Nenasycenost*: větší množství statků je vždy preferováno před menším množstvím statků (neplatí v případě nasycených preferencí, lhostejných a nežádoucích statků);
- *Tranzitivita*: pokud je koš statků A lepší než B a zároveň B je lepší než C, platí, že A je lepší než C;
- *Rozmanitost*: průměrná spotřeba u upřednostňována před extrémů (výjimka pro specializaci ve spotřebě);
- *Výběr*: spotřebitel se snaží o co nejvíce preferovaný statek;
- *Spojitosť*: množina statků odděluje preferované statky od nepreferovaných;
- *Úplnost srovnání*: každé dva koše statků mohou být srovnávány z hlediska preference spotřebitele (Soukup, 2012, s. 8 - 12).

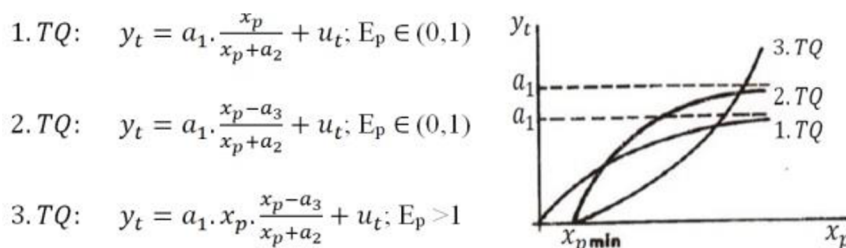
Spotřební chování je v ekonomickém prostředí ovlivňováno determinanty spotřeby:

- cena daného statku;
- nominální důchod spotřebitele a sklon ke spotřebě;
- ceny jiného statku;
- preference spotřebitele;
- očekávání spotřebitele;
- rozsah trhu;
- kvalita zboží (Janičko, 2020).

Pro zkoumání spotřeby v závislosti na příjmech u různých typů výrobků je využíváno takzvaných Törnquistových funkcí, které rozlišují mezi zbytnými, nezbytnými a luxusními statky (Tvrdoň, 2016, s. 49).

Nezbytný, zbytný a luxusní statek

Obrázek 1 Törnquistovy funkce



Zdroj: (kckurzy.cz, 2020)

Törnquistovy funkce – využívají se pro zkoumání spotřeby různých typů výrobků v závislosti na příjmech:

1. Törnquistova funkce – pro nezbytné statky, počátek v bodě nula (spotřebitel spotřebovává i s nulovým příjmem, aby přežil), nízká hladina nasycenosti (od určitých příjmů už spotřeba neroste), degresivní průběh.

2. Törnquistova funkce – pro zbytné statky, počátek vyšší jak v bodě nula (jsou potřeba nějaké příjmy k jejich spotřebovávání), oproti nezbytným statkům vyšší hladina nasycenosti (předpoklad vyšších příjmů umožňuje spotřebiteli častěji činit méně uvážené nákupy), degresivní průběh.

3. Törnquistova funkce – pro luxusní statky, počátek vyšší jak v bodě nula (opět jsou potřeba nějaké příjmy k jejich spotřebovávání), neexistence hladiny nasycenosti (možnost rozmařilých koupí a uvážení investičního potenciálu statků), progresivní průběh (Unium.cz, 2009).

Užitek

Kardinalistická verze – užitek lze měřit nepřímo prostřednictvím peněz (cena poptávky) skrze změnu celkového užitku (uspokojení potřeb při spotřebě daného statku) a porovnáním se změnou vyvolanou užitku vyvolanou navýšením spotřeby o jednu jednotku.

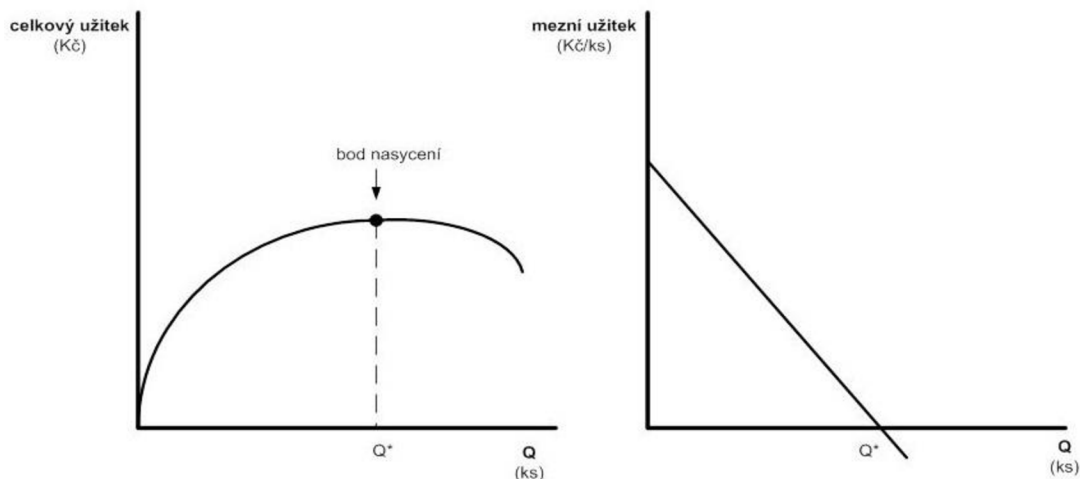
Ordinalistická verze – užitek buď není měřitelný nebo nemá smysl jej měřit, ale spotřebitel dokáže posoudit, jaká kombinace statků mu přináší větší užitek oproti jiným.

Verze Pareto-Hicks – spotřebitel je schopen seřadit kombinace statků podle velikosti užitku, který mu přinášejí. Indiferenční křivka je množinou kombinací statků X a Y na které se vyskytuje stejný mezní užitek (Hořejší, 2018, s. 47-71).

Zákon klesajícího mezního užítku

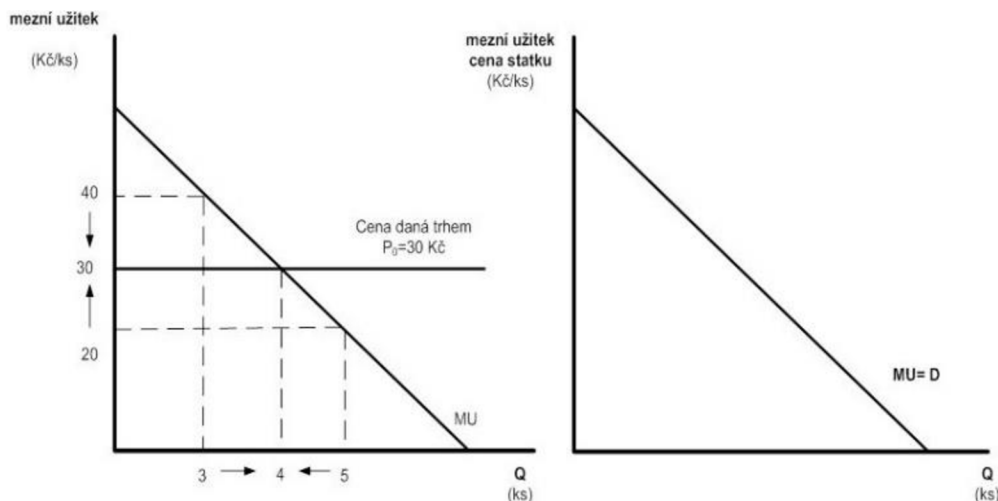
Každá dodatečná spotřebovaná jednotka statku přináší menší a menší užitek, neboť závažnost uspokojované potřeby je nižší. Celkový užitek pak s růstem spotřebovávaného množství roste, ale čím dál tím pomaleji. To bude platit ale pouze do bodu nasycení, pak již celkový užitek klesá a mezní užitek je záporný (Kenton, 2022).

Graf 1 Celkový a mezní užitek



Zdroj: (Univerzita Hradec Králové, 2023)

Graf 2 Vztah funkce poptávky a funkce mezního užítku



Zdroj: (Univerzita Hradec Králové, 2023)

Spotřebitel tedy bude v optimu (bude spotřebovávat optimální množství statku) pokud platí rovnost ceny a mezního užítku neboli: Pokud by se cena měnila, byl by spotřebitel v optimu při jiném množství statku. Při růstu ceny by musel spotřebitel omezovat nakoupené množství a tím zvyšovat mezní užitek až na úroveň nové ceny. Při poklesu ceny by musel

spotřebitel zvyšovat nakupované množství a tím snižovat mezní užitek až na úroveň nové ceny. Jestliže vyjadřujeme mezní užitek i cenu statku ve stejných jednotkách (korunách), bude spotřebitel vždy v optimu při rovnosti mezního užitku a ceny. Křivka mezního užitku v pravé části grafu č.2 pak zachycuje zároveň optimální nakupované či poptávané množství statku ze strany spotřebitele a je zároveň křivkou individuální poptávky (D) (Kenton, 2022).

Paradox hodnoty

Má v ekonomické teorii dlouhou historii. Již v 18. století si Adam Smith kladl otázku, proč voda, která je velmi užitečná má nízkou cenu, zatímco diamanty, které zase tak moc užitečné nejsou, mají cenu vysokou. Paradox hodnoty byl vyřešen až o mnoho let později, a to prostřednictvím teorie užitku. Diamanty jsou vzácné (nevyskytují se běžně), a tudíž i když mají celkový užitek nízký, mají vysoký mezní užitek. Naopak voda je k dispozici relativně volně, a proto, i když je její celkový užitek v souhrnu vysoký, má mezní užitek nízký. Cena se rovná meznímu užitku, nemá vztah k celkovému užitku, a proto voda má nižší cenu než diamanty (Ross, 2021).

Makroekonomie

Spotřeba v agregované podobě byla popsána v několika funkcích, které rozlišují mezi krátkým a dlouhým obdobím, kdy například v krátkém období nejsou mzdy, ceny a další vstupy flexibilní a v dlouhém mají naopak čas ke změnám (Beggs, 2018).

Spotřební funkce pro krátké období:

- *Keynesův výdajový model* – předpokládá, že je velikost a struktura výdajů domácností odvislá od disponibilního důchodu:

$$C = C_a + c * Y \quad (18)$$

Celková spotřeba (C) se skládá z autonomní spotřeby (C_a), která není závislá na disponibilním důchodu a je realizována i při jeho nulové velikosti (Y) a z indukované spotřeby (c * Y) (Soukup, 2010, s. 51). Disponibilní důchod se dělí na spotřebu a úspory, přičemž s růstem důchodu roste i spotřeba, ale pomaleji než důchod (Holman, 2005, s. 445). Mezní sklon ke spotřebě (c) je přírůstkem spotřeby vyvolaný přírůstkem disponibilního důchodu (Holman, 2010, s. 33).

Spotřební funkce pro dlouhé období:

- *Model mezičasové volby* – jedinec se rozhoduje na základě současné hodnoty dnešního a budoucího kapitálu. Netrpělivost lidí ovlivňuje úrokové míry a investiční příležitosti. Všechny tyto faktory působí odlišně s ohledem předproduktivní, produktivní a postproduktivní věk (Turečková, 2017).
- *Hypotéza životního cyklu* – předpokládá rovnoměrnou spotřebu po dobu celého života. V mládí jsou předpokládány nízké příjmy s vysokou spotřebou, v dospělosti příjmy odpovídající spotřebě a ve stáří příjmy převyšující spotřebu, tak je dosaženo rovnoměrnosti (Zámiš, 2018).
- *Hypotéza permanentního důchodu* – lidé budou utrácet peníze na úrovni, která odpovídá jejich očekávanému dlouhodobému průměrnému příjmu. Úroveň očekávaného dlouhodobého příjmu se pak považuje za úroveň "stálého" příjmu, který lze bezpečně utratit. Zaměstnanec bude spořit pouze tehdy, pokud je jeho současný příjem vyšší než očekávaná úroveň trvalého příjmu, aby se chránil před budoucím poklesem příjmu (Kagan, 2020).

3.1.2 *1879²- Optikou ekonomické sociologie

Uplatňuje sociologické přístupy při zkoumání ekonomických činností a institucí.

Homo economicus – pojem, jenž rozpracoval John Stuart Mill, představuje abstraktní model ekonomického chování, který vychází z pojetí Adama Smithe, ve kterém jedinec výhradně racionálními cestami prosazuje pouze své osobní zájmy, svobodně se rozhoduje, maximalizuje svůj užitek a hledá nové způsoby uspokojení svých potřeb (Večerník, 2020). Mimo jiné je mu vlastní i vyhýbání se zbytečné práci. Teorie člověka ekonomického mnoho let dominovala v klasické ekonomii, dokud se nedočkala formální kritiky, například od Johna Maynarda Keynesa a jeho kolegů, kteří argumentovali tím, že se lidé chovají iracionálně, né vždy jednají ve vlastním zájmu a nemají dokonalé informace při uskutečňování svých rozhodnutí, proto homo economicus nepředstavuje reprezentativní

² Britský ekonom William Stanley Jevons jako první použil pojem ekonomická sociologie ve svém díle *The Theory of Political Economy*, osvojením termínu dále navázali Émile Durkheim nebo Max Weber (Swedberg, 2007, s. 5).

model lidského chování, i tak zůstává idea ekonomických aktérů jednajících ve svém zájmu v základech ekonomického myšlení (Wilson, 2018).

3.1.3 *1976³- Optikou behaviorální ekonomie

Vychází z analýzy spotřebitelského chování, která demonstruje, že se lidské chování častokrát odchyluje od ekonomické teorie. Zásadní změnu přináší pohled na firmy a spotřebitele, kteří se již nesnaží maximalizovat a optimalizovat, ale pouze uspokojovat, protože pro cokoli jiného nemají dostatek informací a dostatečné kognitivní schopnosti. Oproti předchozím teoriím je nově spotřeba motivována i funkčními a sociálními formami odměn. Disciplína behaviorální ekonomie teprve postupně vzniká v závislosti na rozvoji sběru a zpracování big data. Principiálně se nejnovější výzkumy detailně zaměřují na lidské chování ve smyslu spotřebitelské volby, a to třeba až na úroveň neuronů (Foxall, 2017). Poptávku po uvolnění napětí ve strohých ekonomických definicích dokládá nedávné udělení Nobelovy ceny Richardu Thalerovi, který se zasadil o zmenšení propasti mezi ekonomikou a psychologii tím, že pomohl vyvrátit některé zaběhlé ekonomické definice výzkumem a popisem rozhodovacích procesů spotřebitele (Walgreen, 2017).

3.2 Diskurz nezdravých potravin

Silná vazba mezi způsobem stravování a zdravím člověka je již dávno známá. Dlouhotrvající tužby společnosti dosáhnout snadné a rychlé orientace v nutričních kvalitách potravin vyústily v jejich rozdělení na dva póly, existují tak společnosti obecně vnímané reprezentace zdravého a nezdravého jídla.

S dělením na zdravé a nezdravé potraviny nesouhlasí například Potravinářská komora České republiky. Myšlenka takové dělby totiž hraje do karet subjektům, které se snaží do spotřebitelského povědomí přenést myšlenku, že je jejich produkt zdravější nebo méně škodlivý. Subjekty se zaštiťují logy garantujícími kvalitu, někdy jsou však podmínky pro udělení proklamovaného loga čistě peněžitého charakteru (Kvasničková, 2010).

³ Americký ekonom Gary Stanley Becker publikoval knihu *The Economic Approach to Human Behavior*, která je, i díky své teorii racionální volby, považována za základ behaviorální ekonomie (Samson, 2014, s. 1).

Nicméně nějaká forma dělení na zdravé, nezdravé a na zdravější alternativy potravin nutná je. Jelikož v České republice podle Státního zdravotního ústavu trpí 56 % dospělých nadváhou (z toho 17 % obezitou) a nemoci spojené s obezitou jsou hned po kouření druhou nejčastější příčinou úmrtí (Zdravotní pojišťovna ministerstva vnitra České republiky, 2020).

3.2.1 Atributy

Složení – za nezdravé potraviny lze, téměř bez výhrady, považovat vysoce průmyslově zpracované potraviny. Největšími kategoriemi v dané oblasti jsou fastfood, pochutiny a slazené nápoje. Společnými prvky jsou vysoký obsah kalorií nebo prázdných kalorií, za ně bývá zodpovědný tuk, cukr, sůl. Naopak jim chybí bílkoviny, vitamíny, minerály, vláknina a antioxidanty (American Heart Association editorial staff, 2021).

Efekty – z tohoto složení potravin vychází řada efektů. Doktoři, dietologové a další výživoví experti se shodují, že tyto potraviny mají nízký sytící efekt a některé dokonce přímo stimulují pocit hladu. Rozhodujícími se zdá být vysoký obsah cukru v potravinách, ten totiž zvyšuje potřebu inzulínu, což vyvolává pocit hladu a chybějící vláknina, která zodpovídá za sytost. Osoby s pocitem hladu pak více inklinují k přejídání (Penaforte, 2013, s. 77 - 80). Vzhledem k tomu, že jsou nezdravé potraviny obvykle výrazné na chutě a nevyžadují mnoho přežvýkání, jsou mozková centra odměny stimulována rapidněji oproti nutričním protějškům, to také značně oslabuje impulsy ke konzumaci čerstvých a zdravých potravin (Huzar, 2019).

Cena – dalším zásadním atributem nezdravých potravin je cena, respektive postavení poměrů cen. Americký výzkum z roku 2017 dokládá propastné rozdíly cen mezi zdravými a nezdravými potravinami a jejich vliv na stravovací návyky obyvatelstva. Bylo zjištěno, že trvanlivé potraviny jsou téměř dvakrát levnější než potraviny podléhající rychlé zkáze, a to v průměrném poměru 31 ku 60 centům na porci. Čím větší byl rozdíl v cenách, tím více sledovaný vzorek inklinoval k nezdravému způsobu stravování (Kern, 2017, s. 6, 7).

3.2.2 Realizované výzkumy

V zemích s vysokou mírou obezity, a dalších chorob spojených s nadměrnou konzumací nezdravých potravin, se často hovoří o závislosti na jídle. Slovo závislost není použito lehkovážně, stojí totiž za povšimnutí některé similarity se závislostmi na substancích,

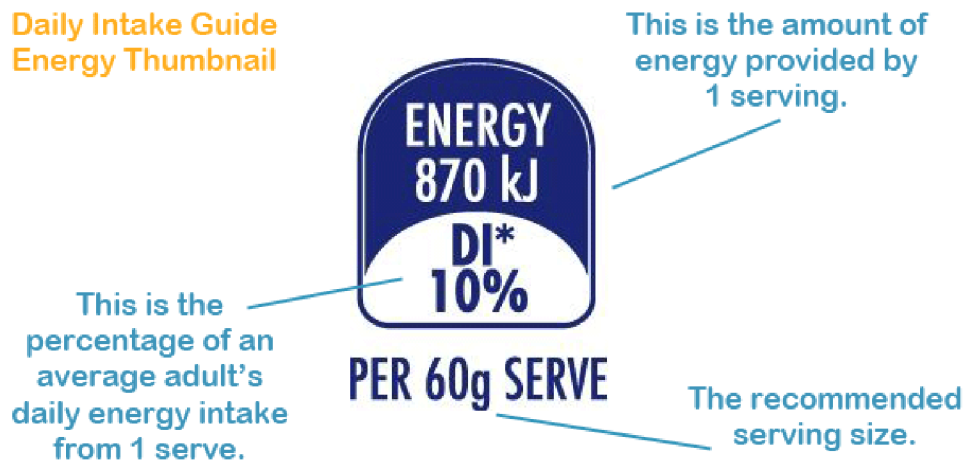
kteře jsou obecně vnímány jako návykové. Zahraniční studie popisují procesy, které se mohou vyskytnout u obou (jídla i návykových látek), jde například o bažení (craving), abstinenční příznaky, impulzivní chování. Vysvětlením by měl být model závislosti, který vychází z dopaminové hypotézy (Nestler, 2009). Cukr je substancí, která po požití uvolňuje v mozku opioidy a dopamin, proto byl očekáván adiktivní potenciál. Snímkování mozkové činnosti během požití, během bažení a po odnětí ukázalo neurochemické změny v různých částech mozku odpovídající drogové závislosti. Změny se pak promítají do celkového chování, které může vyústit k různým abnormalitám v příjmu potravy (Avena, 2008, s. 1 - 16). Nutno podotknout, že další studie „*Sugar addiction: the state of the science*“ se zabývala prostudováním a bilancí všech dostupných studií na dané téma z obou pólů – pro i proti a varuje před předčasnou integrací návykovosti cukru do odborné literatury a dodává, že je potřeba dalšího výzkumu (Westwater, 2016, s. 55).

Pokud se chce nakupující stravovat racionálně, je stále kladen nárok na jeho sebezvědomí se v dané problematice. Průzkum publikovaný US National Library of Medicine National Institutes of Health z roku 2016 říká, že pouze 5 % dotazovaných při nákupu nikdy nečte etikety. Subjektům byly předloženy kategorie etiket ochuzené o loga produktů a měly rozhodnout o nejzdravějších variantách, zde byla v průměru 50% úspěšnost. Také bylo poukázáno na vztah, že čím mělčí bylo povědomí subjektů o problematice, tím méně času trávily četbou etiket a naopak. Je zdůrazněno, že vzdělání populace v oblasti nutriční by výrazně zvýšilo efektivitu přenosu sdělení skladby potravin na obalech. Jako druhá možnost je uvedeno podávat informace spotřebitelům srozumitelněji bez nutnosti hlubšího porozumění (Viola, 2016).

3.2.3 Aplikovaná opatření

O to se prvně, v roce 1998, snažilo ministerstvo zemědělství Velké Británie, které publikovalo svoji brožuru „*Use your label*“, ta prvně pojednávala o doporučených denních dávkách tuků neboli GDA (Guidelines Daily Amounts). Postupem času se na práci navazovalo a byla rozšířena o další výživové hodnoty. Dnes dopady této práce vidíme především na etiketách pořizovaných potravin (obrázek 4) (Rayner, 2004, s. 549).

Obrázek 2 Označení doporučené denní dávky



Zdroj: (Mydailyintake.net, 2011)

Cílem umístění doporučené denní dávky na etikety je posílit rozhodovací schopnosti spotřebitele takovým způsobem, aby se příjem živin, v ideálním případě, rovnal potřebám organismu. Pokud by se všichni spotřebitelé striktně řídili takovou informací, brzy by se narazilo na jisté limitace záměru. Informace vychází z průměrů různých statistik a neodráží individuální potřeby spotřebitele na jeho nutriční. Třeba už jen u dělení na muž/žena a dítě/dospívající/dospělý dobrý úmysl naráží. Mohlo by tedy dojít k tomu, že výsledky změn v agregátní spotřebě budou uspokojivé, nicméně analýza individuální spotřeby by mohla ukázat pravý opak. Informaci na etiketě je potřeba brát s rezervou, její hodnota je čistě orientační (Rayner, s. 550, 551). Při odhlédnutí od celé marketingové složky nese etiketa mnoho dalších informací, povinnost uvádět je, ukládá výrobcům oblast potravinového práva. Tím nejvýznamnějším právním předpisem je Nařízení Evropského parlamentu a Rady (EU) č. 1169/2011, to uvádí, jaké informace musí být uvedeny, jakými způsoby, a že za jejich pravdivost ručí výrobci. V tuzemských podmínkách nám jsou, oproti doporučeným denním dávkám, bližší tabulky výživových údajů (tabulka 4), které jsou upraveny ve článku 30 oddílu 3 a musí povinně obsahovat množství tuků, nasycených mastných kyselin, sacharidů, cukrů, bílkovin a solí, uvádět zastoupení vlákniny je dobrovolné (Ministerstvo zemědělství, 2019).

Tabulka 4 Povinně uváděné výživové údaje

Výživové údaje na 100 g:	
Energie	886 kJ / 211 kcal
Tuky	9,0 g
z toho nasycené mastné kyseliny	0,69 g
Sacharidy	26,0 g
z toho cukry	1,45 g
Bílkoviny	6,5 g
Sůl	1,0 g

Zdroj: (Bidfood.cz, 2016)

Následující skupina opatření cílí na zmiňovanou cenovou senzitivitu zdanění, dotace a jejich nastavení tak, aby spotřebitelé byli motivováni ke změnám ve svém stravování. Dotace mají zapříčinit zlevňování zdravého jídla a daně zdražovat to nezdravé. Důležitou zmínkou je fakt, že pro socioekonomicky nejslabší vrstvu jsou drahé i nezdravé potraviny, a tak by se jich zlevnění zdravých potravin nedotklo a případné zdražení nezdravých potravin by jejich životní úroveň zasáhlo velmi negativně (Kern, 2017, s. 9). Existuje již řada zemí, které se rozhodly přistupovat k problematice tímto způsobem. Ve prospěch myšlenky hovoří studie provedená v Berkeley, zde bylo před zdaněním slazených nápojů provedeno dotazníkové šetření. Šetření bylo každoročně opakováno po dobu následujících tří let od zavedení daně a srovnáváno s šetřeními z demograficky srovnatelných měst, kterých se daň nedotkla – San Francisco a Oakland. Studie hodnotí daň jako efektivní nástroj v posilování veřejného zdraví. Limitace studie je především v tom, že se zaměřuje na frekvenci, a ne na absolutní spotřebované množství, závěr studie vychází z poklesu průměrné denní frekvence pití slazených nápojů z 1,25x za den na 0,55x za den oproti srovnávacím vzorkům, které stagnovaly (Lee, 2019). Další rozsáhlá modelová studie říká, že by, při uvalení 20% sazby spotřební daně na slazené nápoje, v Británii došlo ke snížení míry obezity zhruba o 0,6 % a vznikl by státní příjem o velikosti 139 miliónů liber (Briggs, 2013, s. 5).

3.3 Efekty zdanění

3.3.1 Daňové distorze

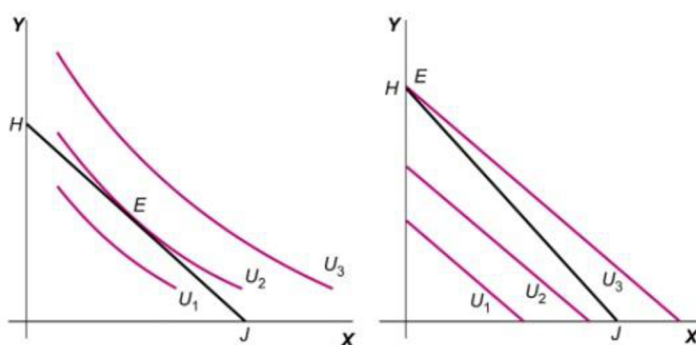
Každá daň vyvolává takzvané distorze neboli narušení v ekonomice (vyjma daně paušální). Společně s potřebnou administrativou tvoří distorze náklady snižující efektivitu ekonomiky. U spotřební daně je to navýšení ceny výrobků a snížení čistého výnosu z jejich výroby (Kubátová, 2004, s. 48).

3.3.2 Důchodový a substituční efekt

Důchodový efekt závisí na výši průměrné daňové sazby, která ochuzuje poplatníka o jeho disponibilní důchod, po zdanění má poplatník méně prostředků na nákup dalších statků a služeb. U spotřební daně je část důchodu odebrána vyšší cenou výrobku, která je pak transferem do veřejného sektoru (Kubátová, 2004, s. 48, 49, 90).

Substituty se v mikroekonomii rozumí skupina vzájemně nahraditelných statků, které jsou spotřebovávány zvlášť. Lze tvrdit, že čím rozsáhlejší je skupina substitutů, tím více budou jednotlivé statky ze skupiny náchylnější na substituční efekt. Substituty se také rozdělují na běžné a dokonalé. Vezmeme-li dva dokonalé substituty – například černé a modré pero, spotřebitel v určitých bodech vývoje poměru cen zcela nahradí spotřebu jednoho statku statkem druhým, tento poměr je dán preferencí spotřebitele. U běžných substitutů se tyto body nenacházejí, nedojde tedy k úplnému nahrazení jednoho statku druhým, lze sledovat pouze optimální kombinace statků (viz graf 3) (Hořejší, 2018, s. 99, 100).

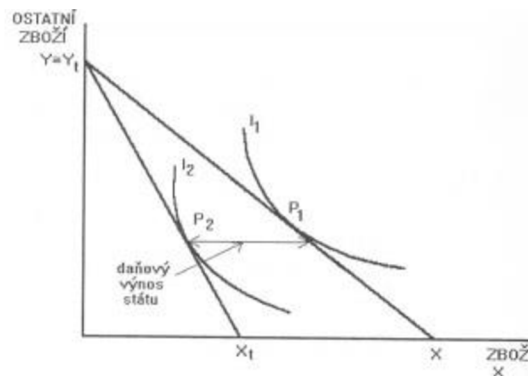
Graf 3 Indiferenční mapa běžných a dokonalých substitutů



Zdroj: (Univerzita Hradec Králové, 2023)

V daňové oblasti se setkáváme se substitučním efektem mezi druhy zboží u spotřebních/selektivních daní (Kubátová, 2004, s. 56). Zdanění zvýší cenu statku a poptávka se částečně nebo úplně přesune na relativně lacinější alternativu (při zachování stejného užitku), která zdanění nepodléhá, jelikož spotřebitel má přirozeně tendenci snižovat svou daňovou zátěž. (Graf 4) – Znázorňuje zkreslení ceny zboží X spotřební daní vůči ostatnímu zboží. Linie rozpočtu XY je uvalením spotřební daně posunuta do polohy X_tY , to znamená její snížení. Nově může poplatník nakoupit maximální množství zboží X pouze do bodu X_t . Na průběhu křivek indiference a jejich bodech dotyku s liniemi rozpočtu P_1 a P_2 se nachází nejvyšší užitek poplatníka (Kubátová, 2004, s. 57).

Graf 4 Vliv spotřební daně na užitek spotřebitele

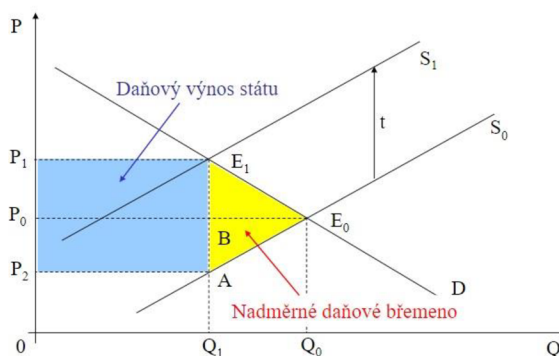


Zdroj: (Fišer, 2024)

3.3.3 Nadměrné daňové břemeno

Nebo také ztráta z mrtvé váhy vzniká jako přímý důsledek substitučního efektu, kdy je, kromě užitku poplatníka, narušena i efektivní alokace, jež je zajišťována konkurenčním trhem. Velikost břemene určuje výše daně a sklon poptávkové křivky (Kukalová, 2020, s. 10).

Graf 5 Ztráta z mrtvé váhy



Zdroj: (Kukalová, 2020)

4 Analytická část

4.1 Jednorovnicový model působení zdanění spotřeby slazených nápojů

V jednorovnicovém modelu se bude modelovat spotřeba slazených nápojů pomocí rozdílných přístupů k jejich zdanění, cen a spotřeby dalších nápojů, makroekonomických ukazatelů.

Tabulka 5 Parametry použité k odhadnutí modelu

Zkráceně	Proměnné	Typ proměnné	Měrné jednotky
sp_soft	Spotřeba slazených nápojů	vysvětlovaná	lit/obyv/rok
konstanta	Jedničkový vektor	vysvětlující	-
cena_soft	Cena slazených nápojů	vysvětlující	USD/lit
mzda	Průměrná roční hrubá mzda	vysvětlující	% změna
zdan_Fra1	První typ zdanění Francie	vysvětlující	dummy
zdan_Fra2	Druhý typ zdanění Francie	vysvětlující	dummy
zdan_Fin	Typ zdanění Finsko	vysvětlující	dummy
zdan_Den	Typ zdanění Dánsko	vysvětlující	dummy

Zdroj: Vlastní zpracování

Zápis jednorovnicového modelu v ekonomické podobě:

$$sp_soft_{it} = f(cena_soft_{it}; mzda_{it}; zdan_Fra1_{it}; zdan_Fra2_{it}; zdan_Fin_{it}; zdan_Den_{it}) \quad (19)$$

Zápis jednorovnicového modelu v ekonometrické podobě – lineární forma:

$$sp_soft_{it} = \gamma_1 + \gamma_2 cena_soft_{it} + \gamma_3 mzda_{it} + \gamma_4 zdan_Fra1_{it} + \gamma_5 zdan_Fra2_{it} + \gamma_6 zdan_Fin_{it} + \gamma_7 zdan_Den_{it} + u_{it} \quad (20)$$

Tabulka 6 Očekávané reakce y na změny x

Když cena slazených nápojů vzroste, jejich spotřeba klesne.
Když průměrná roční hrubá mzda vzroste, spotřeba slazených nápojů vzroste.
Přítomnost prvního typu selektivní daně uvalené na slazené nápoje ve Francii způsobí snížení spotřeby slazených nápojů ve Francii.
Přítomnost druhého typu selektivní daně uvalené na slazené nápoje ve Francii způsobí snížení spotřeby slazených nápojů ve Francii.
Přítomnost selektivní daně uvalené na slazené nápoje ve Finsku způsobí snížení spotřeby slazených nápojů ve Finsku.
Přítomnost selektivní daně uvalené na slazené nápoje v Dánsku způsobí snížení spotřeby slazených nápojů v Dánsku.

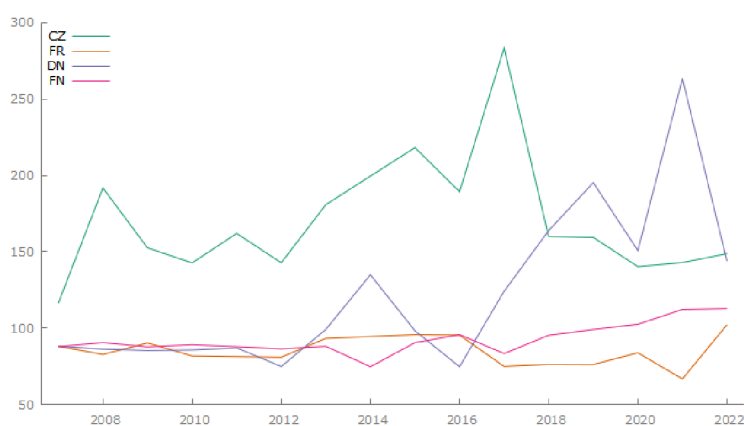
Zdroj: Vlastní zpracování

4.1.1 Základní popisné statistiky využitých proměnných

Spotřeba slazených nápojů

U Dánska lze pozorovat strukturální změnu, která nastala po roce 2016, tudíž lze předpokládat, že případná modelace této strukturální změny by mohla být pro výsledný model přínosná. Dále je možné si všimnout, že spotřeba slazených nápojů je v České republice o dost vyšší oproti ostatním zemím, a to konstantně, pouze Dánsko po strukturální změně dosáhne srovnatelné úrovně. Celková tendence spotřeby slazených nápojů je rostoucí, jelikož průměrný odhadovaný nárůst této hodnoty je podle lineární funkce (jejíž odhad je k nalezení v příloze č. 3.1) 2,55 litrů na osobu za rok.

Graf 6 Vývoj spotřeby slazených nápojů (lit/obyv/rok)



Zdroj: Vlastní zpracování ze softwaru GRETL

Ve sledovaném období byla průměrná spotřeba za všechny průřezové jednotky 117,65 litrů na osobu za rok a v mediánu 95,463 litrů na osobu za rok. Nejvyšší spotřeba byla zaznamenána v roce 2017 v České republice na úrovni 283,3 litrů na osobu za rok, zatímco nejnižší v roce 2021 ve Francii na úrovni 66,634 litrů na osobu za rok. Variační koeficient činí zaokrouhleně 40 %.

Tabulka 7 Popisné statistiky spotřeby slazených nápojů

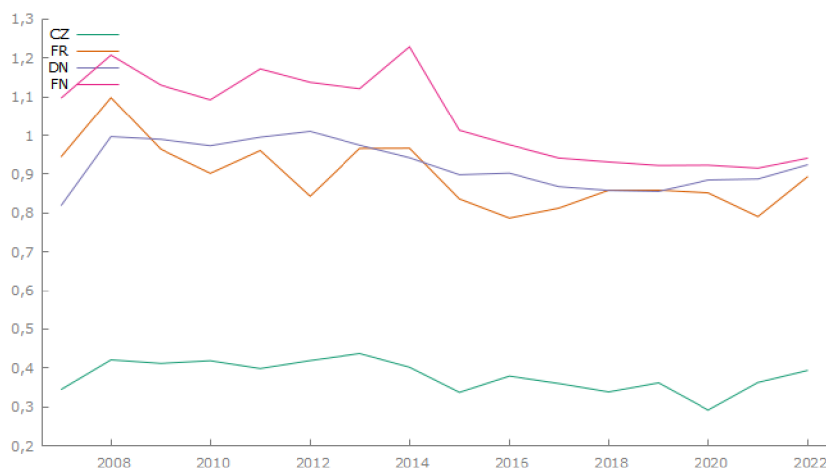
Střední hodnota	117,65
Medián	95,463
Minimum	66,634
Maximum	283,30
Směrodatná odchylka	47,044
variační koeficient	0,39986
Šikmost	1,5149
Stand. špičatost	2,0333
5% percentile	74,686
95% percentile	213,50
Interquartile range	57,297
Missing obs.	0

Zdroj: Vlastní zpracování ze softwaru GRETL

Cena slazených nápojů

Česko historicky nikdy nemělo zavedenou daň z hřichu, která by postihovala slazené nápoje (ani kofein, ani cukr, ani sladidla), proto její volatilita, oproti ostatním zemím, probíhá ve výrazně nižší hladině. Celková tendence ceny slazených nápojů je klesající, jelikož průměrný odhadovaný pokles této ceny je podle lineární funkce (jejíž odhad je k nalezení v příloze č. 3.2) 0,01 USD/lit za rok.

Graf 7 Vývoj průměrné ceny slazených nápojů (USD/lit)



Zdroj: Vlastní zpracování ze softwaru GRET

Ve sledovaném období byla průměrná cena 0,81 USD za litr. V mediánu však byla 0,90 USD za litr. Nejdražší cena byla zaznamenána v roce 2014 ve Finsku na úrovni 1,2291. A nejlevnější Česko v roce 2020 v době COVIDu na úrovni 0,29 USD za litr. Variační koeficient činí 33 %.

Tabulka 8 Popisné statistiky ceny slazených nápojů

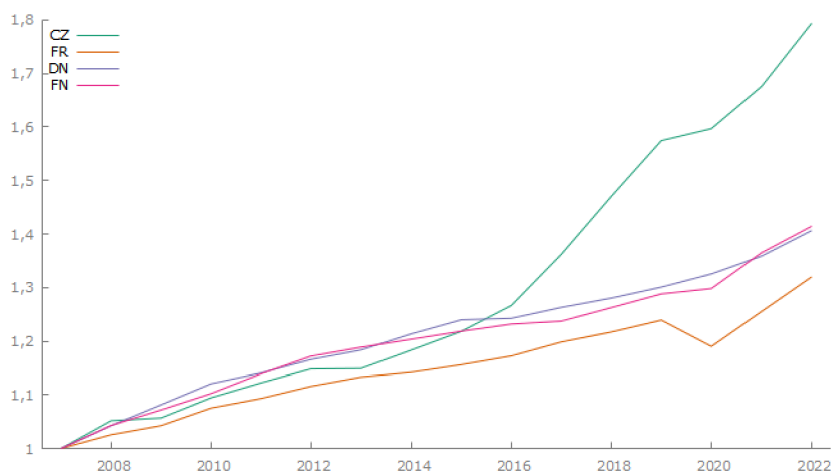
Střední hodnota	0,81149
Medián	0,90021
Minimum	0,29140
Maximum	1,2291
Směrodatná odchylka	0,26897
variační koeficient	0,33145
Šikmost	-0,73208
Stand. špičatost	-0,78310
5% percentile	0,33972
95% percentile	1,1635
Interquartile range	0,44964
Missing obs.	0
S.o. uvnitř	0,078706
S.o. mezi	0,29531

Zdroj: Vlastní zpracování ze softwaru GRET

Průměrná roční hrubá mzda

Převody měnovým párem zkreslují výpovědní hodnotu dat. Měnové kurzy odráží nabídku a poptávku po měně. V praxi to znamená, že se například v Česku průměrné mzdy dlouhodobě zvyšují, ale koruna vůči dolaru oslabuje, kdyby se tedy mzdy vyjádřily v dolarech, vznikl by obrácený trend. Pro srovnatelnost růstu mezd bylo užito bazických indexů. Podrobnosti jejich sestavení jsou k nalezení v příloze č.5. Celková tendence průměrné roční hrubé mzdy je rostoucí, jelikož průměrný odhadovaný nárůst je podle lineární funkce (jejíž odhad je k nalezení v příloze č. 3.7) 0,029 procentního bodu za rok.

Graf 8 Vývoj bazických indexů průměrných ročních hrubých mezd



Zdroj: Vlastní zpracování ze softwaru GRETl

Ve sledovaném období byl průměrný meziroční nárůst oproti bázi v roce 2007 za všechny průřezové jednotky 1,21 procentních bodů a v mediánu 1,19 procentních bodů. Nejvyšší procentická změna vůči bazickému roku byla zaznamenána v roce 2022 v Česku na úrovni 1,79 procentních bodů. Variační koeficient činí 13,21 %.

Tabulka 9 Popisné statistiky průměrné roční hrubé mzdy

Střední hodnota	1,2146
Medián	1,1893
Minimum	1,0000
Maximum	1,7940
Směrodatná odchylka	0,16047
variační koeficient	0,13211
Šikmost	1,3674
Stand. špičatost	2,3769
5% percentile	1,0000
95% percentile	1,5914
Interquartile range	0,17109
Missing obs.	0

Zdroj: Vlastní zpracování ze softwaru GRETl

Vyjádření zdanění

Vyjadřuje přítomnost jakéhokoliv uplatňovaného přístupu spotřební daně ze slazených nápojů (binárně zdaněno či nezdaněno). V případě zdanění obsahuje proměnná hodnotu 1, jinak 0. Například v České republice v rozsahu datové základny 2007 až 2022 žádné takové zdanění nebylo, proto proměnná obsahuje výhradně hodnoty 0. Francie prvních pět let neměla žádné zdanění a následně od roku 2012 bylo zavedeno zdanění, které trvalo až do roku 2022. Dánsko má dlouhou historii spotřební daně pro slazené nápoje, která trvala až do roku 2013, kdy byla daň definitivně zrušena. Finsko jako jediné uplatňuje spotřební daň v plném rozsahu datové základny, aby nedošlo k vytvoření jednotkového vektoru, byl zvolen postup zachycující růst daňových sazeb popsany níže (viz nadpis „Typ zdanění Finsko“).

První typ zdanění Francie

Vyjadřuje přítomnost prvního typu zdanění ve Francii v rozmezí let 2012 až 2017, pro tyto roky proměnná obsahuje hodnotu 1 a pro zbylé 0.

Reprezentován je následující přístup ke zdanění: 0,0716 EUR/lit pro všechny nealkoholické nápoje s přidaným cukrem a/nebo umělými sladidly (Capacci, 2019, s. 3).

Druhý typ zdanění Francie

Vyjadřuje přítomnost prvního typu zdanění ve Francii v rozmezí let 2018 až 2022, pro tyto roky proměnná obsahuje hodnotu 1 a pro zbylé 0.

Reprezentován je následující přístup ke zdanění: 0,03 - 0,24 EUR/lit dle obsahu cukru, další škály zdanění byly uplatňovány dle typů užitých sladidel (Sarda, 2022, s. 2).

Typ zdanění Dánsko

Vyjadřuje přítomnost zdanění v Dánsku v rozmezí let 2007 až 2013, pro tyto roky proměnná obsahuje hodnotu 1 a pro zbylé 0.

Reprezentován je následující přístup ke zdanění: kombinace snížené a zvýšené sazby

- *snížená pro cukrem slazené nápoje do 0,5g cukru na 100ml byla 0,57 DKK/lit v letech 2007 až 2012, v roce 2013 0,30 DKK/lit (Schmacker, 2020, s. 2);*
- *zvýšená pro cukrem slazené nápoje nad 0,5g cukru na 100ml byla 1,08 DKK/lit v letech 2007 až 2011, v roce 2012 1,58 DKK/lit, v roce 2013 byla sazba 0,82 DKK/lit (Schmacker, 2020, s. 2).*

Typ zdanění Finsko

Spotřební daně z nezdravých potravin jsou v různých obdobích na území Finska platné od roku 1940 až do současnosti. Z tohoto důvodu proměnná zachycuje období, od kterého došlo k výraznějšímu nárůstu daňové sazby ve Finsku v období 2011 až 2022, pro tyto roky proměnná obsahuje hodnotu 1. Roky předcházející tomuto období 0. Kdyby tak nebylo učiněno, proměnná by se stala jednotkovým vektorem. Proměnná je tak odrazem trendu zvyšování sazby.

Reprezentován je následující přístup ke zdanění: Jedna sazba

- 2011 zvýšení sazby z 0,045 EUR/lit na 0,075 EUR/lit pro limonády a šťávy slazené cukrem;
- 2012 zvýšení sazby z 0,075 EUR/lit na 0,11 EUR/lit nově vztaženo i na sladidla;
- 2013 zvýšení sazby z 0,11 EUR/lit na 0,22 EUR/lit platné až po zbytek datové základny, vztaženo na všechny nealkoholické nápoje s obsahem přidaného cukru vyšším než 0,5g na 100ml – s výjimkou mléka (Heinonen, 2018, s. 18, 19).

Analýza kolinearity

Obrázek 3 Korelační matice

Korelační koeficienty, za použití pozorování 1:01 - 4:16
Two-tailed critical values for n = 64: 5% 0,2461, 1% 0,3198

cena_soft	mzda	zdan_Fra1	zdan_Fra2	zdan_Fin	cena_soft
1,0000	-0,3825	0,0688	0,0422	0,2021	
	1,0000	-0,1247	0,0540	-0,2415	mzda
		1,0000	-0,0936	-0,1127	zdan_Fra1
			1,0000	-0,1020	zdan_Fra2
				1,0000	zdan_Fin
zdan_Den	zmena_Den	cena_soft			
0,2986	0,0770	mzda			
-0,0263	0,2186	zdan_Fra1			
-0,0814	-0,0936	zdan_Fra2			
-0,0737	-0,0847	zdan_Fin			
-0,0887	-0,1020	zdan_Den			
1,0000	-0,0737	zmena_Den			
	1,0000				

Zdroj: Vlastní zpracování ze softwaru GRETL

V korelační matici se nevyskytuje žádný vysoký korelační koeficient mezi vysvětlujícími proměnnými, proto lze předpokládat, že by problém kolinearity neměl při modelování nastat.

4.2 Vyčíslení parametrů jednorovnicového modelu pomocí BMNČ

Pro odhad parametrů lineární formy ekonometrického modelu bylo využito metody nejmenších čtverců, jejíž provedení provedl SW Gretl.

Obrázek 4 První odhad parametrů modelu

Model 19: Hromadné OLS, za použití 64 pozorování
Zahrnuto 4 průřezových jednotek
Délka časové řady = 16
Závisle proměnná: sp_soft

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	219,557	36,3890	6,034	1,34e-07	***
cena_soft	-117,479	15,3898	-7,634	3,11e-010	***
mzda	-5,36474	24,6867	-0,2173	0,8288	
zdan_Fra1	-22,3131	12,1960	-1,830	0,0726	*
zdan_Fra2	-32,0424	13,1490	-2,437	0,0180	**
zdan_Fin	-13,6559	11,8355	-1,154	0,2535	
zdan_Den	0,877502	4,07197	0,2155	0,8302	
zmena_Den	74,5943	13,6433	5,467	1,10e-06	***

Střední hodnota závisle proměnné 117,6508
Sm. odchylka závisle proměnné 47,04361
Součet čtverců reziduí 41566,16
Sm. chyba regrese 27,24432
Koeficient determinace 0,701875
Adjustovaný koeficient determinace 0,664610
F(7, 56) 18,83440
P-hodnota(F) 1,19e-12
Logaritmus věrohodnosti -298,0491
Akaikovo kritérium 612,0983
Schwarzovo kritérium 629,3693
Hannan-Quinnovo kritérium 618,9022
rho (koeficient autokorelace) -0,024552
Durbin-Watsonova statistika 1,896552

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomine-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 20 (zdan_Den)

Zdroj: Vlastní zpracování ze softwaru GRETL

Po získání prvotního odhadu parametrů je vidět, že parametry mnoha proměnných jsou statisticky nevýznamné, nicméně model může obsahovat nedostatky z hlediska nesplnění předpokladů kladených na LRM, proto je potřeba se nejdříve přesvědčit, zda jsou tyto předpoklady splněny. Z tohoto důvodu budou provedeny příslušné testy.

V první řadě bylo potřeba otestovat, zda byla zvolena správná verze modelu s ohledem na to, že jsou v modelu využita data v podobě panelů, proto byla provedena panelová diagnostika, která umožňuje zjistit, zda není vhodnější verzí modelu model s pevnými efekty nebo model s pevnými efekty oproti hromadnému efektu

Panelová diagnostika

Obrázek 5 Panelová diagnostika prvního modelu

```
Diagnostics: using n = 4 cross-sectional units

Fixed effects estimator
allows for differing intercepts by cross-sectional unit

-----
                koeficient   směř. chyba   t-podíl   p-hodnota
-----
const           141,963       63,6214    2,231     0,0299   **
cena_soft      -28,0937       54,9832   -0,5110    0,6115
mzda           -3,57482       26,3450   -0,1357    0,8926
zdan_Fra1       1,68366       17,1517    0,09816    0,9222
zdan_Fra2      -6,56379       18,3484   -0,3577    0,7220
zdan_Fin      -20,0905       17,2898   -1,162     0,2504
zdan_Den       -2,12547       4,32010   -0,4920    0,6248
zmena_Den       75,1995       18,1592    4,141     0,0001   ***

Residual variance: 38187/(64 - 11) = 720,509

Sdružená signifikance rozdílných středních hodnot po skupinách:
F(3, 53) = 1,56333 s p-hodnotou 0,209125
(Nizká p-hodnota vypovídá proti nulové hypotéze, že hromadný OLS model
je adekvátní, a ve prospěch alternativy pevných efektů.)

Omitting group means regression: insufficient degrees of freedom
```

Zdroj: Vlastní zpracování ze softwaru GRETL

Podle p-hodnoty je vidět, že verze modelu s pevnými efekty by nebyla vhodnější než hromadný model. Rovněž je potřeba dodat, že nebylo možné provést test, který by ověřil, zda není vhodnější verze model s náhodnými efekty, a to z důvodu, že pro takovýto model není dostatečný počet stupňů volnosti.

Z tohoto plyne, že volba hromadného modelu je adekvátní a s touto verzí se bude pracovat dále.

Diagnostika reziduí

Obrázek 6 Diagnostika reziduí prvního modelu

```
Test normality reziduí -
Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chí-kvadrát(2) = 20,2867
s p-hodnotou = 3,93366e-05

Whiteův test heteroskedasticity -
Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 16,5273
s p-hodnotou = P(Chí-kvadrát(21) > 16,5273) = 0,739334

Wooldridge test for autocorrelation in panel data -
Nulová hypotéza: No first-order autocorrelation (rho = 0)
Testovací statistika: t(3) = -0,105082
s p-hodnotou = P(|t| > 0,105082) = 0,922943

Test nonlinearity (druhé mocniny) -
Nulová hypotéza: vztah je lineární
Testovací statistika: LM = 10,6254
s p-hodnotou = P(Chí-kvadrát(3) > 10,6254) = 0,0139337
```

Zdroj: Vlastní zpracování ze softwaru GRETL

Podle p-hodnot tří výše uvedených testů je vidět, že v modelu není problém s heteroskedasticitou ani s autokorelací, ale bohužel rezidua nemají normální rozdělení, protože p-hodnota testu normality je menší než hladina významnosti 0,05.

P-hodnota testu nelinearity je menší než hladina významnosti 0,05, proto se zamítá nulová hypotéza o tom, že v modelu je vztah lineární, z toho plyne, že bude potřeba rovněž přezkoumat, zda by bylo možné model vylepšit modelací nelineárního vztahu mezi závislou a nezávislou proměnnou.

Z výše uvedených nedostatků bude v první řadě řešen nedostatek v oblasti nenormálního rozdělení reziduí, neboť tento předpoklad je jedním ze základních předpokladů pro LRM. Nedostatek z hlediska nelineárního vztahu bude řešen posléze. Pro vyřešení problému s nenormální rozdělení reziduí byla navržena změna funkční formy modelu do podoby semi-logaritmické funkce typu LOG-LIN.

4.3 Korekce modelu

Obrázek 7 Druhý odhad parametrů modelu

Model 20: Hromadné OLS, za použití 64 pozorování
 Zahrnuto 4 průřezových jednotek
 Délka časové řady = 16
 Závisle proměnná: l_sp_soft

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	5,40615	0,230911	23,41	1,33e-030 ***
cena_soft	-0,877874	0,0976585	-8,989	1,88e-012 ***
mzda	0,0185679	0,156653	0,1185	0,9061
zdan_Fra1	-0,180611	0,0773914	-2,334	0,0232 **
zdan_Fra2	-0,299151	0,0834387	-3,585	0,0007 ***
zdan_Fin	-0,121193	0,0751036	-1,614	0,1122
zdan_Den	-0,00253356	0,0258393	-0,09805	0,9222
zmena_Den	0,529396	0,0865757	6,115	9,88e-08 ***
Střední hodnota závisle proměnné			4,703530	
Sm. odchylka závisle proměnné			0,345175	
Součet čtverců reziduí			1,673751	
Sm. chyba regrese			0,172883	
Koeficient determinace			0,777017	
Adjustovaný koeficient determinace			0,749144	
F(7, 56)			27,87716	
P-hodnota(F)			4,47e-16	
Logaritmus věrohodnosti			25,79003	
Akaikovo kritérium			-35,58007	
Schwarzovo kritérium			-18,30900	
Hannan-Quinnovo kritérium			-28,77612	
rho (koeficient autokorelace)			0,005269	
Durbin-Watsonova statistika			1,801459	

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomine-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 20 (zdan_Den)

Zdroj: Vlastní zpracování ze softwaru GRET

U odhadu LOG-LIN nebude obdobně jako v první verzi modelu prvotně posuzována statistická významnost parametrů, nýbrž se nejdříve provede diagnostika modelu.

Panelová diagnostika

Obrázek 8 Panelová diagnostika druhého modelu

```
Diagnostics: using n = 4 cross-sectional units

Fixed effects estimator
allows for differing intercepts by cross-sectional unit

-----
                koeficient   směr. chyba   t-podíl   p-hodnota
-----
const           4,84739      0,392392    12,35     3,14e-017 ***
cena_soft       -0,213324      0,339114    -0,6291    0,5320
mzda            0,0156109     0,162485     0,09608    0,9238
zdan_Fra1       0,0214815     0,105785     0,2031     0,8399
zdan_Fra2      -0,0845583     0,113165    -0,7472    0,4582
zdan_Fin        -0,182615     0,106636    -1,713     0,0926 *
zdan_Den        -0,0261490    0,0266446   -0,9814    0,3309
zmena_Den       0,524042      0,111998     4,679     2,03e-05 ***

Residual variance: 1,4526/(64 - 11) = 0,0274076

Sdružená signifikance rozdílných středních hodnot po skupinách:
F(3, 53) = 2,6896 s p-hodnotou 0,055537
(Nízká p-hodnota vypovídá proti nulové hypotéze, že hromadný OLS model
je adekvátní, a ve prospěch alternativy pevných efektů.)

Omitting group means regression: insufficient degrees of freedom
```

Zdroj: Vlastní zpracování ze softwaru GRETL

P-hodnota je stále vyšší než hladina významnosti 0,05, proto stále platí, že volba hromadného modelu je adekvátní.

Diagnostika reziduí

Obrázek 9 Diagnostika reziduí druhého modelu

```
Test normality reziduí -
Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chí-kvadrát(2) = 5,0488
s p-hodnotou = 0,0801065

Whiteův test heteroskedasticity -
Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 16,04
s p-hodnotou = P(Chí-kvadrát(21) > 16,04) = 0,767398

Test nonlinearity (druhé mocniny) -
Nulová hypotéza: vztah je lineární
Testovací statistika: LM = 10,1007
s p-hodnotou = P(Chí-kvadrát(3) > 10,1007) = 0,017729

Wooldridge test for autocorrelation in panel data -
Nulová hypotéza: No first-order autocorrelation (rho = 0)
Testovací statistika: t(3) = 0,0280828
s p-hodnotou = P(|t| > 0,0280828) = 0,97936
```

Zdroj: Vlastní zpracování ze softwaru GRETL

Po změně funkční formy z typu LIN-LIN do LOG-LIN došlo k řešení problému s nenormálním rozdělením reziduí, proto z hlediska základních předpokladů LRM je model v pořádku.

Nízká p-hodnota testu nelinearity stále poukazuje na to, že mezi závislou proměnnou a s jednou nebo více nezávislými proměnnými existuje nelineární vztah. Z tohoto důvodu bude tento test prozkoumán více do hloubky.

Obrázek 10 Test nelinearity druhého modelu

```
Pomocná regrese pro test nelinearity (druhé mocniny)
OLS, za použití 64 pozorování
Závisle proměnná: uhat
```

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-2,51736	0,985511	-2,554	0,0135	**
cena_soft	-1,41169	0,718240	-1,965	0,0546	*
mzda	4,55264	1,57580	2,889	0,0056	***
zdan_Fra1	0,0425450	0,0794063	0,5358	0,5943	
zdan_Fra2	0,0125998	0,0868966	0,1450	0,8853	
zdan_Fin	0,0473083	0,0730822	0,6473	0,5202	
zdan_Den	-0,0343430	0,105778	-0,3247	0,7467	
zmena_Den	-0,00690475	0,0886352	-0,07790	0,9382	
sq_cena_soft	0,964602	0,500767	1,926	0,0594	*
sq_mzda	-1,71472	0,591034	-2,901	0,0054	***
sq_zdan_Den	0,000969897	0,0216627	0,04477	0,9645	

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,157824

Testovací statistika: $TR^2 = 10,1007$,
s p-hodnotou = $P(\text{Chi-kvadrát}(3) > 10,1007) = 0,017729$

Zdroj: Vlastní zpracování ze softwaru GRETL

Podrobnější verze testu poukazuje na to, že nejvýraznější nelineární vztah by mohl existovat mezi závislou proměnnou modelu a nezávislou proměnnou reprezentující mzdu a také proměnnou reprezentující cenu slazených nápojů. Z tohoto důvodu bude do modelu přidána proměnná „sq_mzda“ a „sq_cena_soft“, pomocí které bude provedena modelace výše detekovaného nelineárního vztahu.

4.4 Finální verze

Odhad LOG-LIN modelu po zahrnutí proměnné `sq_mzda` a `sq_cena_soft`.

Obrázek 11 Finální odhad parametrů modelu

```
Model 21: Hromadné OLS, za použití 64 pozorování
Zahrnuto 4 průřezových jednotek
Délka časové řady = 16
Závisle proměnná: l_sp_soft

-----
             koeficient   směr. chyba   t-podíl   p-hodnota
-----
const          2,89161     0,974371     2,968     0,0045   ***
cena_soft      -2,28150     0,688876    -3,312     0,0017   ***
mzda           4,56366     1,55221     2,940     0,0048   ***
zdan_Fra1     -0,138117    0,0786609   -1,756     0,0848   *
zdan_Fra2     -0,286601    0,0860828   -3,329     0,0016   ***
zdan_Fin      -0,0736807    0,0722625   -1,020     0,3125
zdan_Den      -0,0322972    0,0267241   -1,209     0,2321
zmena_Den      0,522561     0,0877989     5,952     2,04e-07 ***
sq_mzda        -1,71194     0,582299    -2,940     0,0048   ***
sq_cena_soft   0,958330     0,476309     2,012     0,0492   **

Střední hodnota závisle proměnné      4,703530
Sm. odchylka závisle proměnné         0,345175
Součet čtverců reziduí                  1,409647
Sm. chyba regrese                        0,161569
Koeficient determinace                   0,812202
Adjustovaný koeficient determinace       0,780902
F(9, 54)                                  25,94920
P-hodnota(F)                             1,42e-16
Logaritmus věrohodnosti                  31,28534
Akaikevo kritérium                       -42,57069
Schwarzovo kritérium                    -20,98186
Hannan-Quinnovo kritérium                -34,06576
rho (koeficient autokorelace)            -0,216330
Durbin-Watsonova statistika              2,196980
zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomíne-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou l9 (zdan_Fin)
```

Zdroj: Vlastní zpracování ze softwaru GRETL

Panelová diagnostika

Obrázek 12 Panelová diagnostika finálního modelu

```
Diagnostics: using n = 4 cross-sectional units

Fixed effects estimator
allows for differing intercepts by cross-sectional unit

-----
             koeficient   směr. chyba   t-podíl   p-hodnota
-----
const          0,802157     1,39381     0,5755     0,5675
cena_soft      1,48563     1,56794     0,9475     0,3478
mzda           4,84093     1,69745     2,852     0,0063   ***
zdan_Fra1     -0,0399232    0,101991    -0,3914     0,6971
zdan_Fra2     -0,192108     0,112765    -1,704     0,0945   *
zdan_Fin      -0,103804     0,103376    -1,004     0,3201
zdan_Den      -0,0364134    0,0258178   -1,410     0,1645
zmena_Den      0,509216     0,105078     4,846     1,22e-05 ***
sq_mzda        -1,76823     0,625724    -2,826     0,0067   ***
sq_cena_soft   -0,728781     0,793533    -0,9184     0,3627

Residual variance: 1,22775/(64 - 13) = 0,0240735

Sdružená signifikance rozdílných středních hodnot po skupinách:
F(3, 51) = 2,51867 s p-hodnotou 0,0683577
(Nízká p-hodnota vypovídá proti nulové hypotéze, že hromadný OLS model
je adekvátní, a ve prospěch alternativy pevných efektů.)

Omitting group means regression: insufficient degrees of freedom
```

Zdroj: Vlastní zpracování ze softwaru GRETL

Verze hromadného modelu zůstává stále adekvátní, neboť p-hodnota je větší než hladina významnosti 0,05.

Diagnostika reziduí

Obrázek 13 Diagnostika reziduí finálního modelu

```
Test normality reziduí -  
Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené  
Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 2,98525  
s p-hodnotou = 0,224781  
  
Test nonlinearity (druhé mocniny) -  
Nulová hypotéza: vztah je lineární  
Testovací statistika: LM = 1,78204  
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(3) > 1,78204) = 0,618851  
  
Wooldridge test for autocorrelation in panel data -  
Nulová hypotéza: No first-order autocorrelation (rho = 0)  
Testovací statistika: t(3) = -1,78441  
s p-hodnotou = P(|t| > 1,78441) = 0,172353  
  
Whiteův test heteroskedasticity -  
Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita  
Testovací statistika: LM = 37,5223  
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(37) > 37,5223) = 0,445145
```

Zdroj: Vlastní zpracování ze softwaru GRETL

Nově zahrnuté proměnné nezpůsobily porušení základních předpokladů pro LRM, neboť všechny testy jsou vyšší než hladina významnosti 0,05.

Nyní je již p-hodnota u testu nonlinearity vyšší než hladina významnosti 0,05, proto lze říct, že funkční forma modelu je již v naprostém pořádku.

4.4.1 Statistické vyhodnocení modelu

Jsou splněny veškeré předpoklady LRM, zároveň verze typu hromadný je adekvátní a funkční forma je rovněž v pořádku. Z p-hodnot je patrná statistická nevýznamnost některých parametrů u typu zdanění, což lze považovat za neprůkazný vliv, a tudíž nemá smysl se příliš zabývat interpretací výsledných parametrů, nicméně všechny tyto parametry jsou záporné, což je náznakem toho, že by zavedení daně mohlo vést ke snížení spotřeby slazených nápojů ve všech sledovaných zemích.

Tabulka 10 Vyhodnocení modelu

Proměnná	Parametr	Přepočtené parametry	Interpretace	Verifikace
cena_soft	-2,28150	-0,51623*	Pokud se cena slazených nápojů zvýší o 1 jeden dolar za litr, tak pak se spotřeba slazených nápojů sníží o 51,62 % ceteris paribus.	Parametr je možné považovat za ověřený, neboť se potvrdilo, že s rostoucí cenou klesá spotřeba slazených nápojů.
sq_cena_soft	0,958330			
mzda	4,56366	0,499326*	Pokud se průměrná roční hrubá mzda zvýší o 1 % bod, potom se spotřeba slazených nápojů zvýší o 49,93 % ceteris paribus.	Parametr je možné považovat za ověřený, neboť se potvrdilo, že s rostoucí mzdou roste spotřeba slazených nápojů.
sq_mzda	-1,71194			
zdan_Fra1	-0,138117	-0,129	Pokud je aplikován první typ francouzského zdanění, klesne spotřeba slazených nápojů o 12,9 % ceteris paribus.	Parametr je možné považovat za ověřený, neboť se potvrdilo, že při uvalení spotřební daně na slazené nápoje, klesne jejich spotřeba.
zdan_Fra2	-0,286601	-0,24919	Pokud je aplikován druhý typ francouzského zdanění, tak pak se spotřeba slazených nápojů sníží o 24,91 % ceteris paribus.	Parametr je možné považovat za ověřený, neboť se potvrdilo, že při uvalení spotřební daně na slazené nápoje, klesne jejich spotřeba.
zdan_Fin	-0,073680	-0,07103	Pokud je aplikován finský typ zdanění, tak se spotřeba slazených nápojů sníží o 7,1 % ceteris paribus.	Parametr je možné považovat za ověřený, neboť se potvrdilo, že při uvalení spotřební daně na slazené nápoje, klesne jejich spotřeba.
zdan_Den	0,0322972	0,032824	Pokud je aplikován typ dánského zdanění, spotřeba slazených nápojů klesne o 3,28 % ceteris paribus.	Parametr je možné považovat za ověřený, neboť se potvrdilo, že při uvalení spotřební daně na slazené nápoje, klesne jejich spotřeba.
zmena_Den	0,522561	0,686341	Pokud dojde ke strukturální změně ve spotřebě slazených nápojů v Dánsku, vzroste jejich spotřeba o 68,63 % ceteris paribus.	Parametr je možné považovat za ověřený, neboť se potvrdilo, že s při vzniku strukturální změny vzroste spotřeba slazených nápojů.

Zdroj: Vlastní zpracování

**Uvedené hodnoty jsou výpočtem sklonu tečny v bodě a tímto bodem byla vybrána průměrná hodnota vysvětlující proměnné.*

4.5 Aplikace modelu

Aplikace modelu byla provedena formou strukturální analýzy, kde byly nejdříve vypočteny průměrné pružnosti a následně byla provedena komparace vývoje pružností v čase.

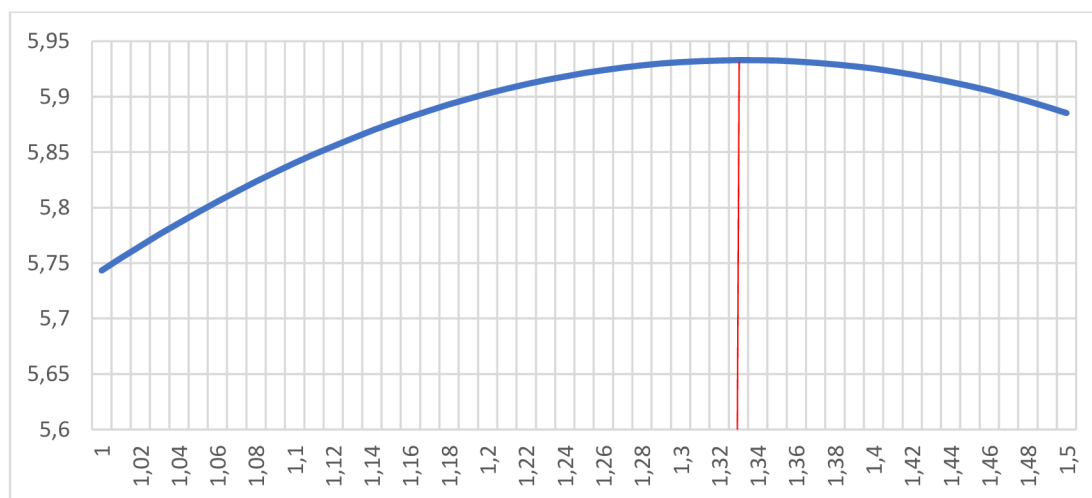
4.5.1 Maxima a minima

Vzhledem k povaze výsledného modelu, kde se došlo k závěru, že vztah spotřeby v závislosti na mzdě a ceně není lineární, umožňuje výsledný model výpočet extrému funkčních hodnot pomocí parciální derivace v bodě linearizované funkce. Výpočet je uveden následujícími dílčími kroky:

$$\begin{aligned}\frac{\partial sp_soft}{\partial mzda} &= 0 \\ 4,56366 - 3,42388 mzda &= 0 \\ -3,42388 mzda &= -4,56366 \\ mzda &= 1,332891\end{aligned}\tag{21}$$

Položením parciální derivace podle mzdy a položení do rovnosti s nulou byla vypočtena hodnota, od které již spotřeba s rostoucí mzdou neroste. Z toho může vyplývat, že se jedná o úroveň mzdy, při které již nastává nasycenost podobně jako u první nebo u druhé Torquistovy funkce nebo také, že s dalším růstem mzdy spotřeba přechází na luxusnější statek a spotřeba slazených nápojů začíná klesat.

Graf 9 Znárodnění vypočteného maxima nelineární funkce

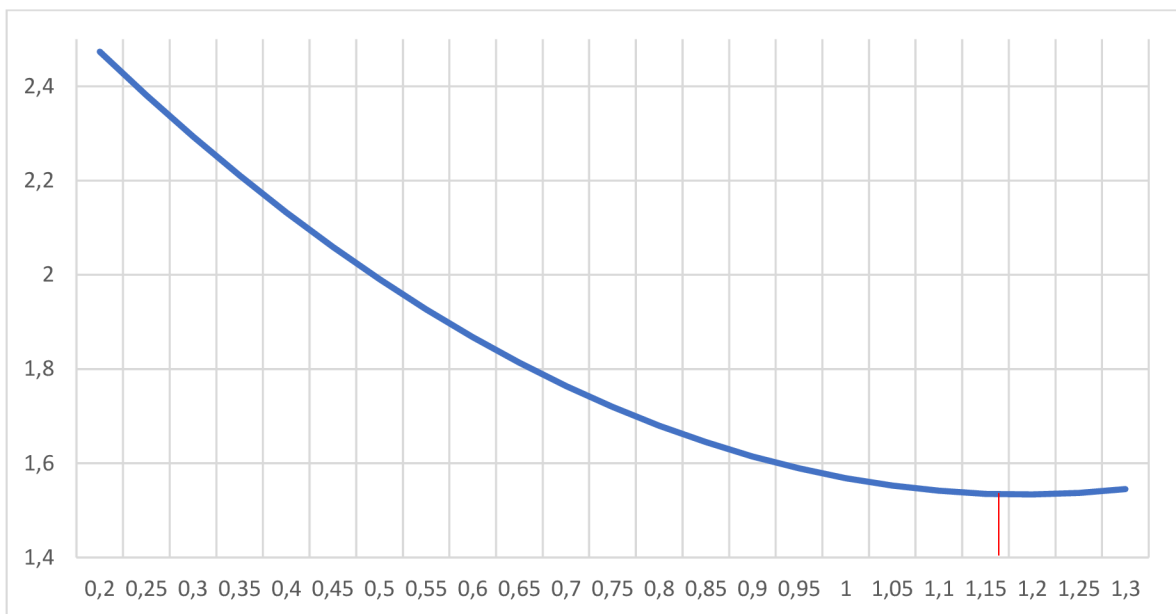


Zdroj: Vlastní zpracování

$$\begin{aligned} \frac{\partial sp_soft}{\partial cena_soft} &= 0 \\ -2,2815 + 1,91666 \text{ cena} &= 0 \\ +1,91666 \text{ cena} &= +2,2815 \\ \text{cena} &= 1,190352 \end{aligned} \tag{22}$$

Položením parciální derivace podle ceny do rovnosti s nulou byla vypočtena hodnota ceny, od které již spotřeba s rostoucí cenou neklesá. Jinými slovy lze říci, že při takto vysoké ceně už skutečně nakupují pouze ti, kteří jsou schopni a ochotni koupit slazené nápoje při jakékoli ceně. Od tohoto bodu by statek mohl začít být chápán jako luxusní, protože další průběh kvadratické funkce zobrazuje nárůst spotřeby při rostoucí ceně.

Graf 10 Znáornění vypočteného minima nelineární funkce



Zdroj: Vlastní zpracování

4.5.2 Pružnosti

Tabulka 11 Průměrné absolutní pružnosti

země	CZ	FR	DN	FN
cena	4,160	0,650	0,563	0,297
příjem	0,590	0,572	0,410	0,439

Zdroj: vlastní zpracování

Česká republika je dle tabulky 8 nejvíce senzitivní zemí jak na cenu, tak i na příjem. Nejméně na cenu slazených nápojů reaguje spotřeba ve Finsku a nejslabší reakce spotřeby slazených nápojů na mzdu byla zaznamenána u Dánska.

Česko

Když se zvýší cena slazených nápojů v ČR o 1 %, sníží se spotřeba slazených nápojů o 4,16 % ceteris paribus.

Když se zvýší příjem v ČR o 1 %, tak se zvýší spotřeba slazených nápojů o 0,59 % ceteris paribus.

Francie

Když se zvýší cena slazených nápojů ve Francii o 1 %, sníží se spotřeba slazených nápojů o 0,65 % ceteris paribus.

Když se zvýší příjem ve Francii o 1 %, tak se zvýší spotřeba slazených nápojů o 0,57 % ceteris paribus.

Dánsko

Když se zvýší cena slazených nápojů v Dánsku o 1 %, sníží se spotřeba slazených nápojů o 0,56 % ceteris paribus.

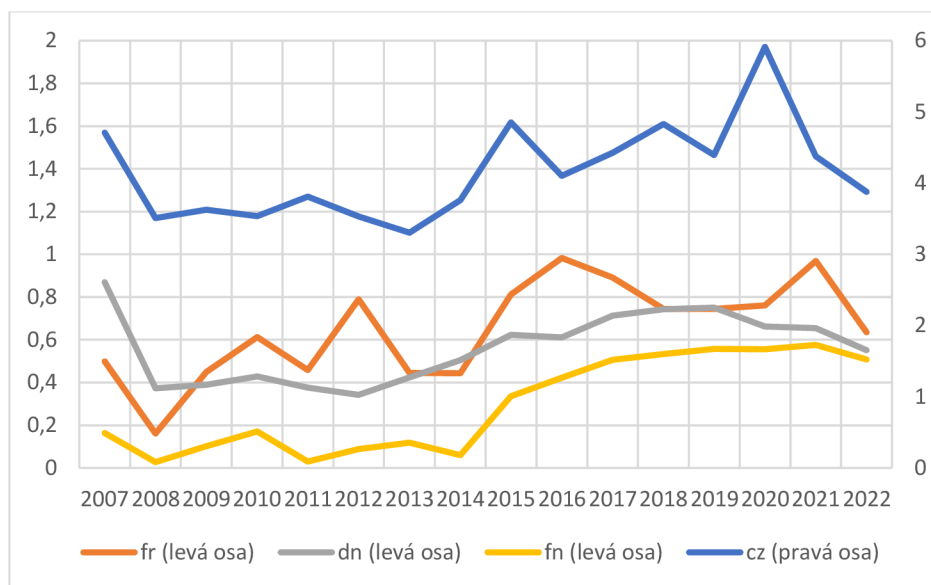
Když se zvýší příjem v Dánsku o 1 %, tak se zvýší spotřeba slazených nápojů o 0,41 % ceteris paribus.

Finsko

Když se zvýší cena slazených nápojů ve Finsku o 1 %, sníží se spotřeba slazených nápojů o 0,30 % ceteris paribus.

Když se zvýší příjem ve Finsku o 1 %, tak se zvýší spotřeba slazených nápojů o 0,44 % ceteris paribus.

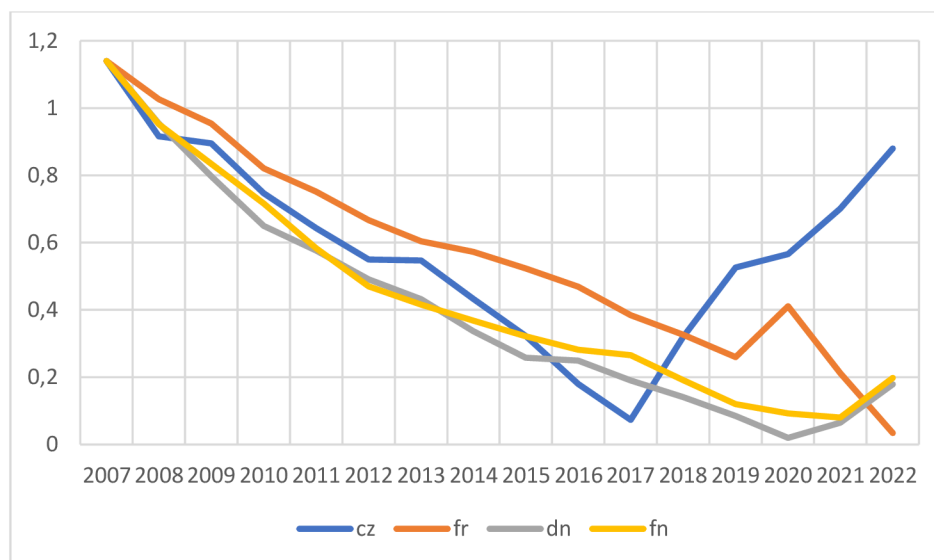
Graf 11 Vývoj pružnosti cen slazených nápojů



Zdroj: vlastní zpracování

Na základě vypočtených absolutních pružností pro jednotlivé roky je vidět, že v české republice je citlivost spotřeby slazených nápojů na cenu dlouhodobě nejsilnější a dlouhodobě nejslabší reakce byla zaznamenána ve Finsku. Dále je možné si z grafu všimnout, že od roku 2014 zesílila cena svůj vliv na spotřebu napříč všemi čtyřmi zeměmi.

Graf 12 Vývoj pružností mezd (absolutní hodnoty)

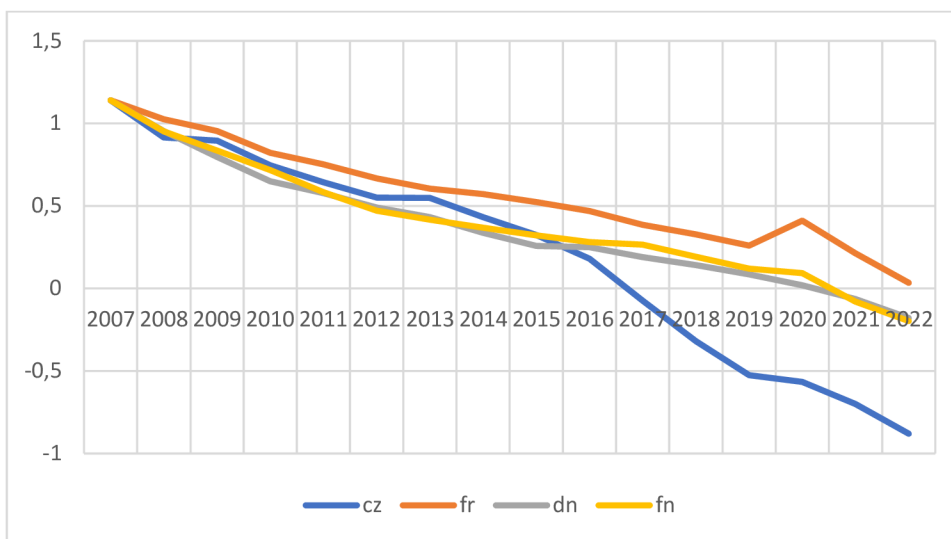


Zdroj: vlastní zpracování

Dlouhodobě je možné pozorovat slábnoucí tendenci vlivu mzdy na spotřebu slazených nápojů, ovšem v grafu se vyskytuje zajímavý jev, kdy v České republice byl vliv mzdy na spotřebu do roku 2017 klesající, ale potom síla vlivu začala být stále silnější a silnější.

Je patrné, že po roce 2017 rovněž došlo k výraznému růstu mezd.

Graf 13 Vývoj pružností mezd (vč. záporných hodnot)



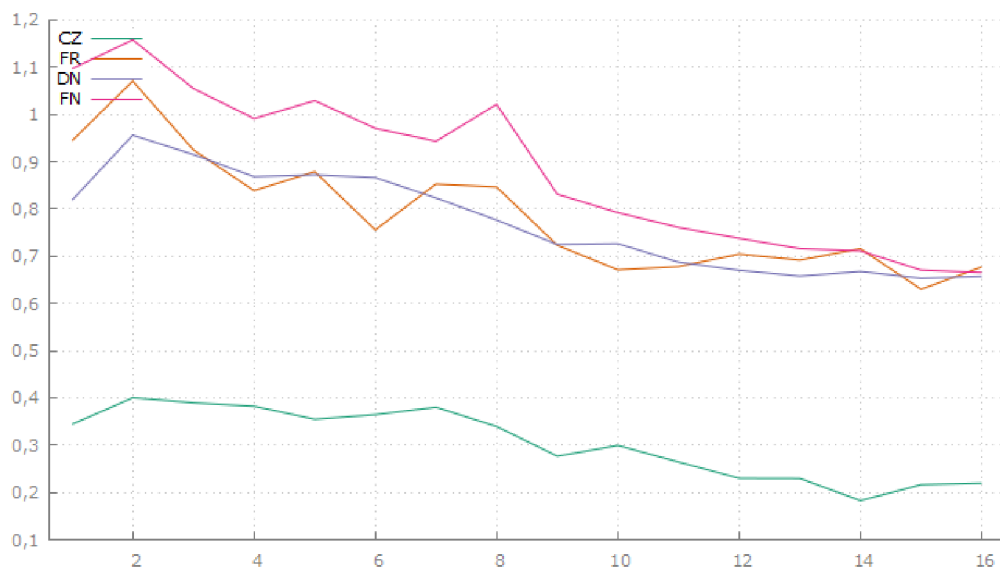
Zdroj: vlastní zpracování

Pokud se zobrazí graf pružností v původních hodnotách, tak je vidět, že po roce 2017 jsou pružnosti záporné, což znamená, že takto prudký mzdový růst způsobil pokles spotřeby sladkých nápojů, což je v souladu s ekonomickou teorií, která říká, že u zbytných statků (kterými slazené nápoje jsou) dochází od určité hranice příjmu k přechodu na luxusnější statky.

4.6 Důchodový efekt

K detekování možné přítomnosti důchodového efektu byl navrhnut jednoduchý model, ve kterém bude vysvětlován poměr mezi cenou slazených nápojů vůči příjmu pomocí jednotlivých typů zdanění slazených nápojů. Pokud v důsledku zavedení zdanění dojde k nárůstu ceny slazených nápojů a příjem se přitom nezmění, mělo by dojít k růstu poměru ceny a příjmu. Pokud vzroste cena a příjem zároveň, poměr by se neměl změnit, a tudíž se jedná o externí vliv, nikoliv o vliv zdanění.

Graf 14 Vývoj poměru mezi cenou slazených nápojů a mezd



Zdroj: vlastní zpracování na základě SW Gretl

V grafu je vidět dlouhodobě klesající trend poměru ceny slazených nápojů a příjmu, což znamená, že příjmy dlouhodobě rostou rychleji než ceny slazených nápojů. Tato skutečnost poukazuje na vhodnost zahrnutí trendu do modelu.

Zápis jednorovnicového modelu v ekonometrické podobě – lineární forma:

$$cena_soft_{it} = \gamma_1 + \gamma_2 zdan_Fra1_{it} + \gamma_3 zdan_Fra2_{it} + \gamma_4 zdan_Fin_{it} + \gamma_5 zdan_Den_{it} + \gamma_6 time_{it} + u_{it} \quad (23)$$

4.6.1 Základní popisné statistiky nově využitých proměnných

Analýza kolinearity

Obrázek 14 Korelační matice důchodového efektu

Korelační koeficienty, za použití pozorování 1:01 - 4:16
Two-tailed critical values for n = 64: 5% 0,2461, 1% 0,3198

zdan_Fra1	zdan_Fra2	zdan_Fin	zdan_Den	time	
1,0000	-0,0936	-0,1127	-0,0814	0,0000	zdan_Fra1
	1,0000	-0,1020	-0,0737	0,3473	zdan_Fra2
		1,0000	-0,0887	-0,3421	zdan_Fin
			1,0000	-0,0418	zdan_Den
				1,0000	time

Zdroj: vlastní zpracování na základě SW Gretl

Korelační matice neobsahuje žádný vysoký korelační koeficient, proto lze multikolinearitu vyloučit.

4.6.2 Odhad modelu důchodového efektu

Obrázek 15 Odhad parametrů modelu důchodového efektu

Model 20: Hromadné OLS, za použití 64 pozorování
Zahrnuto 4 průřezových jednotek
Délka časové řady = 16
Závisle proměnná: pomer

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	0,816224	0,0687342	11,88	3,65e-017	***
zdan_Fra1	0,127399	0,0976683	1,304	0,1972	
zdan_Fra2	0,179061	0,112020	1,598	0,1154	
zdan_Fin	0,147115	0,0967977	1,520	0,1340	
zdan_Den	0,0768069	0,0308646	2,489	0,0157	**
time	-0,0222432	0,00686285	-3,241	0,0020	***
Střední hodnota závisle proměnné			0,687048		
Sm. odchylka závisle proměnné			0,255834		
Součet čtverců reziduí			2,905544		
Sm. chyba regrese			0,223820		
Koeficient determinace			0,295353		
Adjustovaný koeficient determinace			0,234608		
F(5, 58)			4,862152		
P-hodnota(F)			0,000881		
Logaritmus věrohodnosti			8,140327		
Akaikovo kritérium			-4,280654		
Schwarzovo kritérium			8,672645		
Hannan-Quinnovo kritérium			0,822305		
rho (koeficient autokorelace)			0,891980		
Durbin-Watsonova statistika			0,134860		

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomíne-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 17 (zdan_Fra1)

Zdroj: vlastní zpracování na základě SW Gretl

Panelová diagnostika

Obrázek 16 Panelová diagnostika modelu pro důchodový efekt

```

Diagnostics: using n = 4 cross-sectional units

Fixed effects estimator
allows for differing intercepts by cross-sectional unit

-----
                koeficient    směr. chyba    t-podíl    p-hodnota
-----
const           0,879589      0,0181821    48,38      9,17e-047 ***
zdan_Fra1      -0,0534811      0,0349482    -1,530     0,1317
zdan_Fra2      -0,000583171     0,0407873    -0,01430   0,9886
zdan_Fin        0,00337478      0,0317488     0,1063     0,9157
zdan_Den        0,0134443      0,00832897    1,614     0,1122
time           -0,0224680      0,00194000   -11,58     2,24e-016 ***

Residual variance: 0,166129/(64 - 9) = 0,00302053

Sdružená signifikance rozdílných středních hodnot po skupinách:
F(3, 55) = 302,311 s p-hodnotou 3,88274e-034
(Nízká p-hodnota vypovídá proti nulové hypotéze, že hromadný OLS model
je adekvátní, a ve prospěch alternativy pevných efektů.)

Omitting group means regression: insufficient degrees of freedom

```

Zdroj: vlastní zpracování na základě SW Gretl

P-hodnota je menší než hladina významnosti 0,05, proto se zamítá nulová hypotéza o tom, že jednotlivé země mají společnou konstantu. Na základě tohoto výsledku bude potřeba provést model se zahrnutím fixních efektů.

Diagnostika reziduí

Obrázek 17 Diagnostika reziduí modelu důchodového efektu

```

Test normality reziduí -
Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chí-kvadrát(2) = 12,2086
s p-hodnotou = 0,00223324

Whiteův test heteroskedasticity -
Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 34,9643
s p-hodnotou = P(Chí-kvadrát(11) > 34,9643) = 0,000251184

Wooldridge test for autocorrelation in panel data -
Nulová hypotéza: No first-order autocorrelation (rho = 0)
Testovací statistika: t(3) = 12,984
s p-hodnotou = P(|t| > 12,984) = 0,000986394

Test nonlinearity (druhé mocniny) -
Nulová hypotéza: vztah je lineární
Testovací statistika: LM = 3,26696
s p-hodnotou = P(Chí-kvadrát(2) > 3,26696) = 0,195249

```

Zdroj: vlastní zpracování na základě SW Gretl

Pouze u testu nelinearity je p-hodnota vyšší než hladina významnosti 0,05, proto u tohoto testu nelze zamítnout nulovou hypotézu o tom, že vztah je lineární. U všech ostatních testů je p-hodnota menší než hladina významnosti 0,05, z čehož plyne, že lze zamítnout jednotlivé nulové hypotézy. Model má tedy problém s nenormálním rozdělením reziduí, přítomnosti heteroskedasticity a přítomnosti autokorelace reziduí.

4.6.3 Korekce modelu

Jako korekce bude nejdříve provedena změna modelu s hromadnými efekty na model s fixními efekty.

Obrázek 18 Odhad parametrů modelu důchodového efektu po korekci

```

Model 19: Pevné efekty, za použití 64 pozorování
Zahrnuto 4 průřezových jednotek
Délka časové řady = 16
Závisle proměnná: pomer

```

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	0,879589	0,0181821	48,38	9,17e-047 ***
zdan_Fra1	-0,0534811	0,0349482	-1,530	0,1317
zdan_Fra2	-0,000583171	0,0407873	-0,01430	0,9886
zdan_Fin	0,00337478	0,0317488	0,1063	0,9157
zdan_Den	0,0134443	0,00832897	1,614	0,1122
time	-0,0224680	0,00194000	-11,58	2,24e-016 ***

```

Střední hodnota závisle proměnné 0,687048
Sm. odchylka závisle proměnné 0,255834
Součet čtverců reziduí 0,166129
Sm. chyba regrese 0,054959
LSDV R-squared 0,959711
Within R-squared 0,811980
LSDV F(8, 55) 163,7661
P-hodnota (F) 1,67e-35
Logaritmus věrohodnosti 99,71190
Akaikovo kritérium -181,4238
Schwarzovo kritérium -161,9939
Hannan-Quinnovo kritérium -173,7694
rho (koeficient autokorelace) 0,294088
Durbin-Watsonova statistika 1,147274
zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

```

Zdroj: vlastní zpracování na základě SW Gretl

Diagnostika reziduí

Obrázek 19 Diagnostika reziduí modelu důchodového efektu po korekci

```

Waldův test heteroskedasticity nezávislý na rozdělení -
Nulová hypotéza: jednotky mají stejný rozptyl chyb
Asymptotická testovací statistika: Chi-kvadrát(4) = 2,48223
s p-hodnotou = 0,647821

Test normality reziduí -
Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 2,00347
s p-hodnotou = 0,367241

Wooldridge test for autocorrelation in panel data -
Nulová hypotéza: No first-order autocorrelation (rho = -0.5)
Testovací statistika: F(1, 3) = 11,7962
s p-hodnotou = P(F(1, 3) > 11,7962) = 0,0414

```

Zdroj: vlastní zpracování na základě SW Gretl

Pouze u testu autokorelace je p-hodnota menší než hladina významnosti 0,05, což znamená zamítnutí nulové hypotézy o nepřítomnosti autokorelace reziduí. V případě heteroskedasticity a normality reziduí je již vše v pořádku. Nedostatek z hlediska autokorelace reziduí bude řešen zahrnutím robustních směrodatných chyb při odhadu parametrů modelu.

4.6.4 Finální verze modelu

Obrázek 20 Finální odhad parametrů modelu důchodového efektu

Model 17: Pevné efekty, za použití 64 pozorování
 Zahrnuto 4 průřezových jednotek
 Délka časové řady = 16
 Závisle proměnná: pomer
 Standard errors clustered by unit

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	0,879589	0,0566643	15,52	0,0006	***
zdan_Fra1	-0,0534811	0,0386651	-1,383	0,2606	
zdan_Fra2	-0,000583171	0,0773302	-0,007541	0,9945	
zdan_Fin	0,00337478	0,0562402	0,06001	0,9559	
zdan_Den	0,0134443	0,00182317	7,374	0,0052	***
time	-0,0224680	0,00703002	-3,196	0,0495	**
Střední hodnota závisle proměnné		0,687048			
Sm. odchylka závisle proměnné		0,255834			
Součet čtverců reziduí		0,166129			
Sm. chyba regrese		0,054959			
LSDV R-squared		0,959711			
Within R-squared		0,811980			
Logaritmus věrohodnosti		99,71190			
Akaikovo kritérium		-181,4238			
Schwarzovo kritérium		-161,9939			
Hannan-Quinnovo kritérium		-173,7694			
rho (koeficient autokorelace)		0,294088			
Durbin-Watsonova statistika		1,147274			

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Zdroj: vlastní zpracování na základě SW Gretl

Z modelu plyne, že jedině, kde je možné vidět statisticky průkazný náznak přítomnosti důchodového efektu je v případě zavedení spotřební daně ze slazených nápojů v Dánsku. Podle modelu zde byl detekován průkazný nárůst poměru ceny vůči příjmu.

4.7 Substituční efekt

V další fázi ekonometrického modelování bylo užito širší datové základny, která na straně vysvětlujících proměnných navíc, oproti původnímu modelu z kapitoly 4.4, zahrnovala spotřeby nápojů spadajících mimo kategorii slazených nápojů, to je patrné z přílohy č. 2. Tyto nápoje měly potenciál prokázat substituční efekt jakožto předpokládaný důsledek snížené spotřeby z důvodu jejího zdanění, šlo o proměnné:

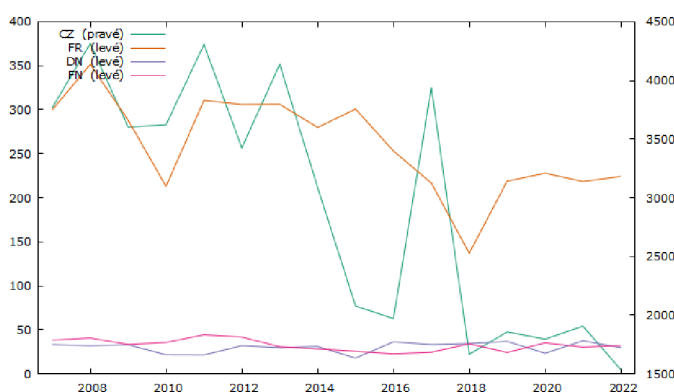
- *sp_voda* – předpokládaný komplement, voda je vstupní surovinou slazených nápojů, dále např. ředění sirupů, voda se může projevit i jako substitut;
- *sp_caj a sp_kava* – předpokládané substituty, řada slazených nápojů obsahuje látky jako kofein či tein, zároveň jde o nápoje, které se tradičně doslazují;
- *sp_alko* – předpokládaný komplement, k výrobě drinků se běžně užívá kombinací slazených nápojů a alkoholických nápojů, nelze vyloučit ani substituční variantu.

4.7.1 Základní popisné statistiky nově využitých proměnných

Spotřeba balené vody

Celková tendence spotřeby balené vody je klesající, jelikož průměrný odhadovaný pokles této hodnoty je podle lineární funkce (jejíž odhad je k nalezení v příloze č. 3.3) 47,69 litrů na osobu za rok.

Graf 15 Vývoj spotřeby balené vody (lit/obyv/rok)



Zdroj: Vlastní zpracování ze softwaru GRETL

Ve sledovaném období byla průměrná spotřeba za všechny průřezové jednotky 814,95 litrů na osobu za rok a v mediánu 90,557 litrů na osobu za rok. Nejvyšší spotřeba byla zaznamenána v roce 2008 v České republice na úrovni 4314,6 litrů na osobu za rok, zatímco

nejnižší v roce 2015 v Dánsku na úrovni 17,771 litrů na osobu za rok. Hodnoty minima a maxima jsou nezvyklé, nicméně časové řady jsou v rámci obou chyb konzistentní, což je podstatné, protože tím pádem zůstanou zachované korelace, tudíž koeficienty vyjdou beze změny. Jde o data dostupná z bezplatné verze jinak zpoplatněné webové stránky, vzhledem ke zmiňovaným okolnostem jde nejspíše o zakódování dat, kdy se provozovatelé webových stránek snaží o ochranu duševního vlastnictví a po uhrazení poplatku za prémiový vstup je přístupný výpočet, kterým jsou data upravena na původní hodnoty. Dále je také žádoucí, aby data pocházela ze stejného zdroje, aby nedocházelo k mísení metodik, i z těchto důvodů jsou data ponechána k odhadnutí modelu. Variační koeficient činí zaokrouhleně 165 %.

Tabulka 12 Popisné statistiky spotřeby balené vody

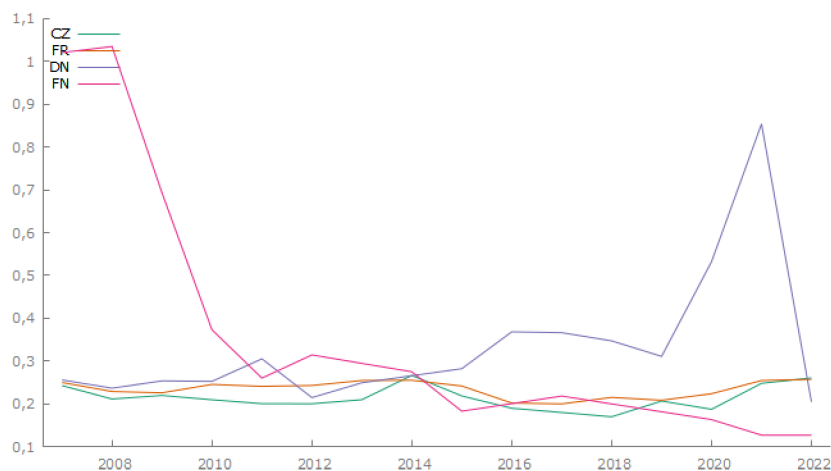
Střední hodnota	814,95
Medián	90,557
Minimum	17,771
Maximum	4314,6
Směrodatná odchylka	1343,0
variační koeficient	1,6479
Šikmost	1,5942
Stand. špičatost	1,0141
5% percentile	21,738
95% percentile	4088,4
Interquartile range	1206,2
Missing obs.	0

Zdroj: Vlastní zpracování ze softwaru GRETL

Spotřeba čaje

Celková tendence spotřeby čaje je klesající, jelikož průměrný odhadovaný pokles této hodnoty je podle lineární funkce (jejíž odhad je k nalezení v příloze č. 3.4) 0,008 kilogramů na osobu za rok.

Graf 16 Vývoj spotřeby čaje (kg/obyv/rok)



Zdroj: Vlastní zpracování ze softwaru GRETL

Ve sledovaném období byla průměrná spotřeba za všechny průřezové jednotky 0,28 kilogramů na osobu za rok a v mediánu 0,24 kilogramů na osobu za rok. Nejvyšší spotřeba byla zaznamenána v roce 2008 ve Finsku na úrovni 1,04 kilogramů na osobu za rok. Finsku připadá i nejnižší spotřeba, a to v roce 2022 na úrovni 0,13 kilogramů na osobu za rok. Variační koeficient činí zaokrouhleně 62 %.

Tabulka 13 Popisné statistiky spotřeby čaje

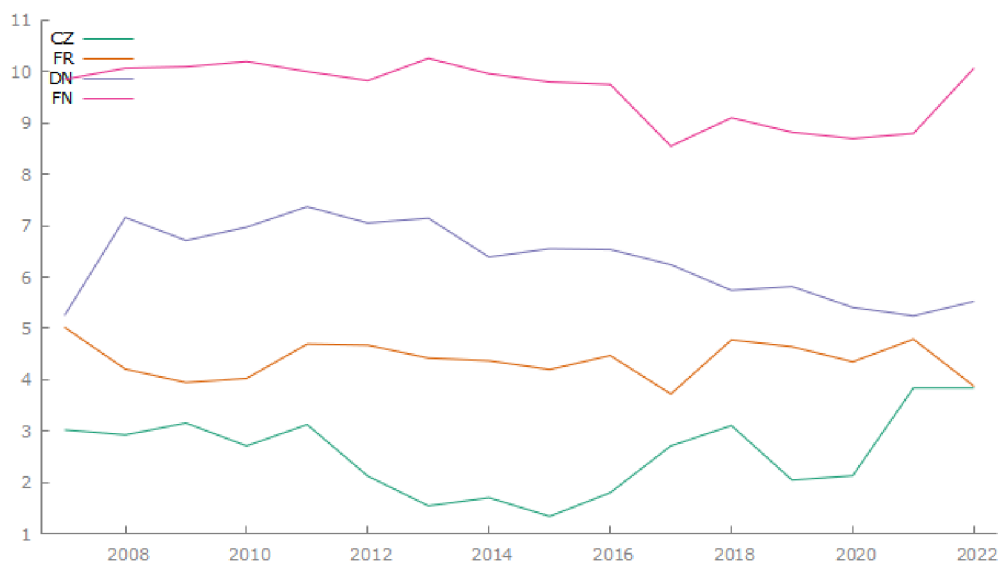
Střední hodnota	0,28296
Medián	0,24176
Minimum	0,12634
Maximum	1,0351
Směrodatná odchylka	0,17590
variační koeficient	0,62163
Šikmost	3,1633
Stand. špičatost	9,7721
5% percentile	0,16442
95% percentile	0,81382
Interquartile range	0,061341
Missing obs.	0

Zdroj: Vlastní zpracování ze softwaru GRETL

Spotřeba kávy

Celková tendence spotřeby kávy je klesající, jelikož průměrný odhadovaný pokles této hodnoty je podle lineární funkce (jejíž odhad je k nalezení v příloze č. 3.5) 0,4 kilogramů na osobu za rok.

Graf 17 Vývoj spotřeby kávy (kg/obyv/rok)



Zdroj: Vlastní zpracování ze softwaru GRETL

Ve sledovaném období byla průměrná spotřeba za všechny průřezové jednotky 5,72 kilogramů na osobu za rok a v mediánu 5,13 kilogramů na osobu za rok. Nejvyšší spotřeba byla zaznamenána v roce 2013 ve Finsku na úrovni 10,26 kilogramů na osobu za rok. Česku připadá nejnižší spotřeba, a to v roce 2015 na úrovni 1,34 kilogramů na osobu za rok. Variační koeficient činí 47 %.

Tabulka 14 Popisné statistiky spotřeby kávy

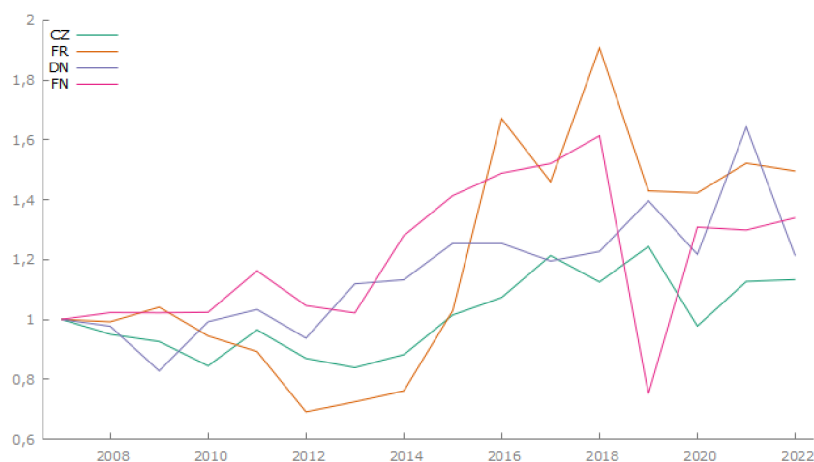
Střední hodnota	5,7225
Medián	5,1314
Minimum	1,3374
Maximum	10,259
Směrodatná odchylka	2,7040
variační koeficient	0,47253
Šikmost	0,31342
Stand. špičatost	-1,0807
5% percentile	1,7251
95% percentile	10,090
Interquartile range	4,4180
Missing obs.	0

Zdroj: Vlastní zpracování ze softwaru GRETL

Spotřeba alkoholických nápojů

Z důvodu nedostupnosti dat o spotřebě alkoholických nápojů ve sledovaném období, byly pro vybrané země vytvořeny bazické indexy z dat o spotřebě jednotlivých druhů alkoholu. Jmenovitě jde o víno, pivo, tvrdý alkohol. Podrobnosti jejich sestavení jsou k nalezení v příloze č.4. Celková tendence spotřeby alkoholických nápojů je rostoucí, jelikož průměrný odhadovaný nárůst této hodnoty je podle lineární funkce (jejíž odhad je k nalezení v příloze č. 3.6) 0,033 procentního bodu za rok.

Graf 18 Vývoj bazických indexů spotřeby alkoholických nápojů



Zdroj: Vlastní zpracování ze softwaru GRETL

Ve sledovaném období byl průměrný meziroční nárůst oproti bázi v roce 2007 za všechny průřezové jednotky 1,14 procentních bodů a v mediánu 1,06 procentních bodů. Nejvyšší procentická změna byla zaznamenána v roce 2018 ve Francii na úrovni 1,91 procentních bodů, stejně tak byla ve Francii nejnižší hodnota v roce 2012 na úrovni 0,69 procentního bodu. Variační koeficient činí 22,4 %.

Tabulka 15 Popisné statistiky spotřeby alkoholických nápojů

Střední hodnota	1,1391
Medián	1,0596
Minimum	0,69090
Maximum	1,9071
Směrodatná odchylka	0,25519
variační koeficient	0,22402
Šikmost	0,67365
Stand. špičatost	0,11574
5% percentile	0,75447
95% percentile	1,6361
Interquartile range	0,31689
Missing obs.	0

Zdroj: Vlastní zpracování ze softwaru GRETL

Analýza kolinearity nově přidaných proměnných

Obrázek 21 Korelační matice substitučního efektu

```

Korelační koeficienty, za použití pozorování 1:01 - 4:16
Two-tailed critical values for n = 64: 5% 0,2461, 1% 0,3198

      Sp_voda      sp_caj      sp_kava      sp_alko      Sp_voda
      1,0000      -0,2295      -0,6631      -0,3305      Sp_voda
                                1,0000      0,3240      -0,0044      sp_caj
                                0,3240      1,0000      0,1909      sp_kava
                                0,0000      0,0000      1,0000      sp_alko

      mzda      cena_soft      sq_mzda      sq_cena_soft      Sp_voda
      0,0288      -0,8502      0,0505      -0,8061      Sp_voda
      -0,1916      0,3396      -0,1754      0,3785      sp_caj
      -0,1445      0,8077      -0,1603      0,8322      sp_kava
      0,3361      0,1481      0,2970      0,0991      sp_alko
      1,0000      -0,3825      0,9955      -0,3812      mzda
                                1,0000      -0,4010      0,9883      cena_soft
                                0,0000      -0,3950      1,0000      sq_mzda
                                0,0000      1,0000      sq_cena_soft

      zdan_Fra1      zdan_Fra2      zdan_Fin      zdan_Den      Sp_voda
      -0,1298      -0,1332      -0,2068      -0,1490      Sp_voda
      -0,0933      -0,0860      -0,0618      -0,0463      sp_caj
      -0,1695      -0,1343      0,1421      0,3983      sp_kava
      -0,1056      0,4787      -0,2150      0,1083      sp_alko
      -0,1247      0,0540      -0,2415      -0,0263      mzda
      0,0688      0,0422      0,2021      0,2986      cena_soft
      -0,1297      0,0338      -0,2285      -0,0388      sq_mzda
      0,0248      -0,0044      0,1873      0,3589      sq_cena_soft
      1,0000      -0,0936      -0,1127      -0,0814      zdan_Fra1
                                1,0000      -0,1020      -0,0737      zdan_Fra2
                                0,0000      -0,1020      -0,0887      zdan_Fin
                                0,0000      1,0000      1,0000      zdan_Den

      zmena_Den
      -0,1710      Sp_voda
      0,2778      sp_caj
      -0,0191      sp_kava
      0,2303      sp_alko
      0,2186      mzda
      0,0770      cena_soft
      0,1935      sq_mzda
      0,0369      sq_cena_soft
      -0,0936      zdan_Fra1
      -0,0847      zdan_Fra2
      -0,1020      zdan_Fin
      -0,0737      zdan_Den
      1,0000      zmena_Den
    
```

Zdroj: vlastní zpracování na základě SW Gretl

V korelační matici je možné vidět několik vysokých korelačních koeficientů a ve většině případů se jedná o nežádoucí vysokou korelaci mezi cenou slazených nápojů a nově přidanými proměnnými spotřeby potencionálních substitutů. Tento jev by mohl způsobovat problém multikolinearit modelů.

4.7.2 Odhad modelu substitučního efektu

Obrázek 22 Odhad parametrů modelu substitučního efektu

Model 16: Hromadné OLS, za použití 64 pozorování
 Zahrnuto 4 průřezových jednotek
 Délka časové řady = 16
 Závisle proměnná: sp_soft

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-575,877	172,343	-3,341	0,0016	***
Sp_voda	0,0194134	0,00648282	2,995	0,0043	***
sp_caj	68,1599	23,2575	2,931	0,0051	***
sp_kava	-5,51047	2,62936	-2,096	0,0412	**
sp_alko	17,5098	16,9564	1,033	0,3067	
mzda	975,937	240,420	4,059	0,0002	***
cena_soft	-22,7111	131,423	-0,1728	0,8635	
sq_mzda	-338,078	88,2950	-3,829	0,0004	***
sq_cena_soft	16,6519	81,1977	0,2051	0,8383	
zdan_Fra1	-19,5359	12,4362	-1,571	0,1225	
zdan_Fra2	-48,4351	15,0344	-3,222	0,0022	***
zdan_Fin	7,04363	10,7889	0,6529	0,5168	
zdan_Den	-1,07247	4,11686	-0,2605	0,7955	
zmena_Den	42,5476	15,3417	2,773	0,0078	***
Střední hodnota závisle proměnné		117,6508			
Sm. odchylka závisle proměnné		47,04361			
Součet čtverců reziduí		25734,71			
Sm. chyba regrese		22,68687			
Koeficient determinace		0,815423			
Adjustovaný koeficient determinace		0,767433			
F(13, 50)		16,99152			
P-hodnota(F)		5,08e-14			
Logaritmus věrohodnosti		-282,7069			
Akaikovo kritérium		593,4138			
Schwarzovo kritérium		623,6381			
Hannan-Quinnovo kritérium		605,3207			
rho (koeficient autokorelace)		0,047820			
Durbin-Watsonova statistika		1,778387			

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomine-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 3 (cena_soft)

Zdroj: vlastní zpracování na základě SW Gretl

Panelová diagnostika

Obrázek 23 Panelová diagnostika modelu pro substituční efekt

Diagnostics: using n = 4 cross-sectional units

Fixed effects estimator

allows for differing intercepts by cross-sectional unit

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-610,339	257,270	-2,372	0,0218	**
Sp_voda	0,0182946	0,00979772	1,867	0,0681	*
sp_caj	72,2494	26,1313	2,765	0,0081	***
sp_kava	-8,06740	6,64990	-1,213	0,2311	
sp_alko	17,8105	17,8809	0,9961	0,3243	
mzda	991,090	309,514	3,202	0,0024	***
cena_soft	59,6779	271,921	0,2195	0,8272	
sq_mzda	-342,637	114,799	-2,985	0,0045	***
sq_cena_soft	-25,9414	140,629	-0,1845	0,8544	
zdan_Fral	-21,0041	16,6361	-1,263	0,2130	
zdan_Fra2	-50,0592	19,7978	-2,529	0,0149	**
zdan_Fin	16,5142	16,9367	0,9751	0,3345	
zdan_Den	-0,913674	4,23753	-0,2156	0,8302	
zmena_Den	47,1196	17,6566	2,669	0,0104	**

Residual variance: 25277,4/(64 - 17) = 537,817

Sdružená signifikance rozdílných středních hodnot po skupinách:

$F(3, 47) = 0,283431$ s p-hodnotou 0,837097

(Nízká p-hodnota vypovídá proti nulové hypotéze, že hromadný OLS model je adekvátní, a ve prospěch alternativy pevných efektů.)

Omitting group means regression: insufficient degrees of freedom

Zdroj: vlastní zpracování na základě SW Gretl

P-hodnota je větší než hladina významnosti 0,05, proto nelze zamítnout nulovou hypotézu o tom, že volba hromadného modelu je adekvátní.

Diagnostika reziduí

Obrázek 24 Diagnostika reziduí modelu substitučního efektu

```
Whiteův test heteroskedasticity -  
Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita  
Testovací statistika: LM = 27,4564  
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(20) > 27,4564) = 0,122905  
  
Test normality reziduí -  
Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené  
Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 5,76074  
s p-hodnotou = 0,056114  
  
Wooldridge test for autocorrelation in panel data -  
Nulová hypotéza: No first-order autocorrelation (rho = 0)  
Testovací statistika: t(3) = 0,210913  
s p-hodnotou = P(|t| > 0,210913) = 0,84647  
  
Test nonlinearity (druhé mocniny) -  
Nulová hypotéza: vztah je lineární  
Testovací statistika: LM = 3,93684  
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(7) > 3,93684) = 0,787023  
  
Test nonlinearity (logaritmy) -  
Nulová hypotéza: vztah je lineární  
Testovací statistika: LM = 4,60239  
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(6) > 4,60239) = 0,595722
```

Zdroj: vlastní zpracování na základě SW Gretl

P-hodnoty všech pěti testů jsou větší než hladina významnosti 0,05, proto nelze zamítnout jednotlivé výše uvedené nulové hypotézy, tudíž je z hlediska reziduí model v naprostém pořádku a nyní je možné přejít k jeho vyhodnocení.

V první řadě je potřeba zmínit, že parametry ceny slazených nápojů jsou oproti původní verzi bez potenciačních substitutů statisticky nevýznamné, což lze připsat na účet multikolinearity, která byla detekována v párové korelační matici. Ovšem tato situace nebrání vyhodnocení parametrů nově přidávaných proměnných, protože po provedení pokusu o vyloučení ceny slazených nápojů (včetně kvadratického členu) z modelu se nezměnil ani směr, ani statistická průkaznost u parametrů přidávaných potenciačních substitutů.

Na základě vyhodnocení směru a statistické průkaznosti parametrů nově přidávaných proměnných lze usoudit, že voda a čaj by mohly být se spotřebou slazených nápojů buď v komplementárním vztahu, anebo mají pouze společnou příčinu pro souběžný vývoj. U spotřeby alkoholu a spotřeby slazených nápojů nebyl prokázán žádný vztah, protože parametr vyšel statisticky nevýznamný. Jediné, kde bylo možné sledovat substituční vztah je mezi spotřebou slazených nápojů a spotřebou kávy, neboť parametr vyšel záporný a zároveň statisticky významný, což nelze zcela vyloučit, neboť nejspotřebovanější slazené nápoje obsahují vysoké dávky kofeinu stejně jako káva, káva je navíc běžně následně doslazována, spotřebiteli tedy jejich záměna pravděpodobně přináší podobný užitek.

4.8 Aplikace v České republice

Nyní můžeme přejít k samotnému odhadu výše daňového výnosu, který by zavedením spotřební daně ze slazených nápojů vznikl. Vzhledem ke statistické průkaznosti parametrů zdanění ve Francii pro oba její typy, byl vybrán pro scénář České republiky pouze druhý, a to z důvodu nižší hranice statistické průkaznosti parametru (konkrétně 1 %), který je z hlediska intenzity působení výraznější a více snižuje spotřebu slazených nápojů.

Vzhledem k tomu, že nebylo možné sehnat data, ze kterých by plynulo, kolik přesně jakého slazeného nápoje celkem bylo v ČR zkonsumováno za rok, bylo potřeba opřít simulaci o průměrné hodnoty. V první řadě bylo potřeba získat průměrný obsah cukru ve slazených nápojích, neboť francouzský scénář pracuje se zdaněním podle obsahu cukru v gramech na 100 mililitrů. Je dále potřeba dodat, že konzumace nápojů je různá, některého výrobku se může konzumovat více, některého méně. Proto bylo potřeba stanovit obsah cukru pomocí váženého průměru tržního podílu. Tržní podíly se podařilo najít pouze pro Dánsko za rok 2016 (příloha 6) a předpokladem této simulace je, že tržní podíly jsou ve zkoumaných zemích víceméně podobné. Tabulka 9 zachycuje tržní podíl přepočtený na vážený podíl cukru.

Tabulka 16 Vstupní data pro simulovaný odhad dopadu zdanění v České republice

Název slazeného nápoje	Tržní podíl slazeného nápoje (%)	Obsah cukru (g/100ml)	Váhy	Váhy x obsah cukru
Coca-Cola	28,1	10,60	0,34	3,64
Pepsi Max	12,9	0,00	0,16	0,00
Faxe Kondi	10	10,00	0,12	1,22
Coca-Cola Zero	9,9	0,00	0,12	0,00
Pepsi	3,4	7,00	0,04	0,29
Faxe Kondi Free	2,4	0,00	0,03	0,00
Fanta Orange	2	13,20	0,02	0,32
Coca-Cola Life	1,6	6,70	0,02	0,13
Lidl Freeway	1,6	10,20	0,02	0,20
Sprite	1,4	9,80	0,02	0,17
Tuborg Squash	1,4	11,30	0,02	0,19
Fanta Exotic	1,4	13,20	0,02	0,23
Harboe Cola American	1,2	11,00	0,01	0,16
Coca-Cola Light	1	0,00	0,01	0,00
Harboe Cola Classic	0,9	11,00	0,01	0,12
Nikoline Orange	0,9	23,00	0,01	0,25
Harboe Topform	0,9	0,00	0,01	0,00
Schweppes Lemon	0,9	8,50	0,01	0,09
Ostatní	18,1	x	x	x

Zdroj: vlastní zpracování na základě (Nielsen, 2016)

Součtem váhy x obsah cukru byl zjištěn vážený průměr obsahu cukru, se kterým bude dále kalkulováno.

Tabulka 17 Vážený průměr obsahu cukru

Ukazatele	Hodnota
SUMA bez položky "Ostatní"	81,9
Průměrný obsah cukru	8,08
Vážený průměr obsahu cukru	7,02

Zdroj: vlastní zpracování na základě (Nielsen, 2016)

Vzhledem k tomu, že druhý typ francouzského zdanění daní slazené nápoje podle obsahu cukru na škále od 0,03 eur/lit do 0,24 eur/lit a zároveň minimální obsah cukru (pokud je přítomen) je 6,7 g/100ml a nejvíce 23 g/100ml, bylo možné pomocí odchylky od průměru a předpokladu lineární závislosti vypočítat, že průměrná sazba zdanění pro tuto simulaci odpovídá 0,06 eur/lit.

Tabulka 18 Průměrná sazba daně

Ukazatele	Obsah cukru	Intervál zdanění
MAX	23	0,24
MIN	6,7	0,03
PRŮMĚR	14,85	0,14
ODCHYLKA OD PRŮMĚRU	0,47	0,06

Zdroj: vlastní zpracování na základě (Nielsen, 2016)

4.8.1 Simulovaný odhad daňového výnosu

Tabulka 19 Výsledky odhadu

Rok	Agregovaná spotřeba (lit)	Daňový výnos (eur)	Simulovaný daňový výnos (eur)	Rozložení daňové zátěže (eur/byv/rok)
2007	1 200 000 000	72 000 000	51 364 728	4,98
2008	2 000 000 000	120 000 000	85 607 880	8,21
2009	1 600 000 000	96 000 000	68 486 304	6,53
2010	1 500 000 000	90 000 000	64 205 910	6,10
2011	1 700 000 000	102 000 000	72 766 698	6,93
2012	1 500 000 000	90 000 000	64 205 910	6,11
2013	1 900 000 000	114 000 000	81 327 486	7,74
2014	2 100 000 000	126 000 000	89 888 274	8,54
2015	2 300 000 000	138 000 000	98 449 062	9,34
2016	2 000 000 000	120 000 000	85 607 880	8,10
2017	3 000 000 000	180 000 000	128 411 820	12,13
2018	1 700 000 000	102 000 000	72 766 698	6,85
2019	1 700 000 000	102 000 000	72 766 698	6,82
2020	1 500 000 000	90 000 000	64 205 910	6,00
2021	1 500 000 000	90 000 000	64 205 910	6,11
2022	1 600 000 000	96 000 000	68 486 304	6,37
PRŮMĚR	1 800 000 000	108 000 000	77 047 092	7,30

Zdroj: vlastní zpracování na základě (Nielsen, 2016)

Odhad daňového výnosu francouzského zdanění v aplikaci pro Českou republiku říká, že v průměru by mělo dojít k výběru 77 047 092 eur za rok, což vychází průměrně na 7,3 eur na osobu za rok. Simulace v sobě nese statické zahrnutí poklesu spotřeby způsobené zavedením daně (daňový výnos vynásobený hodnotou parametru 0,286601 a snížený o tento výsledek).

4.8.2 Limitace odhadu

Jak již bylo zmíněno, zohlednění nadměrného daňového břemene (nebo také ztráty z mrtvé váhy) je jednou z hlavních limitací odhadu. Náročnost sestavení nákladové struktury spojené se – zavedením daně, administrací a výběrem daně, která by v součtu snižovala daňový výnos o svou hodnotu, by si zasloužila vlastní výzkum, který by analyzoval proveditelnost výběru daně ze slazených nápojů.

Při odhadu aplikované sazby daně při simulaci na ČR bylo využito předpokladu o tom, že mezi francouzským zdaněním druhého typu a obsahem cukru existuje lineární vztah (neboť nebyl znám skutečný vztah). Je možné dodat, že by bylo vhodnější pracovat s přesnou spotřebou jednotlivých nápojů v ČR, nicméně přehled tržních podílů byl dostupný jen za Dánsko za rok 2016 (příloha 6).

Výpočet daňového výnosu nepředpokládá jakoukoli změnu ve výši daňové sazby, proto je pro celý rozsah datové základny 2007-2022 neměnná. Odhad v sobě nese detailní kvantifikované reakce na zavedení daně výrobcí (úprava složení slazených nápojů a daňově optimalizační metody z šedé zóny či dokonce vznik černého trhu). Není detailně kvantifikována ani reakce spotřebitele (omezení spotřeby, přenesení spotřeby na jiný statek, přeshraniční nákupy), namísto toho je užít koeficient snížení spotřeby z francouzského scénáře zdanění slazených nápojů 0,286601, u kterého je předpokládáno, že souhrnně do jisté míry zohledňuje všechny zmíněné reakce. Dále není pracováno s dlouhodobými dopady na snížení státních výdajů na zdravotnictví v důsledku snížení spotřeby slazených nápojů. V poslední řadě odhad pracuje pouze se zdaněním cukru a nezahrnuje scénář se sladidly.

5 Zhodnocení a doporučení

V kapitole Jednorovnicový model byly deklarovány proměnné vstupující do modelu, jejich očekávané vlivy na vysvětlovanou proměnnou a vytvořeny jejich popisné statistiky. Na základě popisných statistik byly nalezeny první abnormality v datech, na základě čehož bylo možné částečně předvídat některá úskalí následujícího ekonometrického modelování. Jmenovitě šlo o strukturální změnu ve spotřebě slazených nápojů na území Dánska, která nejspíše byla zapříčiněná zpožděnou reakcí na zrušení spotřební daně uvalené na slazené nápoje, tato změna byla natolik významná, že si zasloužila vlastní dummy proměnnou. V datech některých proměnných bylo dále možné pozorovat náznaky vlivu COVIDu a války na Ukrajině, nicméně se podle grafu nejednalo o výraznou změnu. Dále byla vysvětlena logika sestavení dummy proměnných reprezentujících jednotlivé typy spotřebních daní uvalených na slazené nápoje, roky platného zdanění jsou vyjádřeny číslem 1 a roky bez účinné daně číslem 0, binární přístup k problematice zaručoval srovnatelnost působení jinak diametrálně odlišných přístupů ke zdanění slazených nápojů na jejich spotřebu.

Výsledný model indikoval, že intenzita působení jednotlivých typů zdanění na spotřebu slazených nápojů odpovídá posloupnosti toho, jak důsledně byly zdaněním v jednotlivých státech zasaženy substituty a komplementy slazených nápojů. Nutno podotknout, že tento výsledek je pouze indikativní, nikoli rezolutní, neboť ze čtyř typů zdanění byly statisticky významné pouze dva a oba se týkaly Francie, z čehož významnější byl právě druhý typ tohoto zdanění, který zasahoval nejširší spektrum substitutů a komplementů. Pokud jde o statisticky neprůkazné typy zdanění spotřeby slazených nápojů, je možné se domnívat, že z pohledu výběřčího daně je za určitých okolností statistická nevýznamnost žádoucí, jelikož zvyšuje pravděpodobnost, že ji spotřebitel zaplatil, aniž by to jeho vědomí zasáhlo natolik, aby omezil spotřebu. Statistická neprůkaznost je naopak nežádoucí, pokud je na ni nahlíženo například z hlediska zdravotního. Příčina statistické neprůkaznosti může ležet v reakci výrobců, kdy úpravou složení nápojů sníží podíl látek, které jsou předmětem daně, konečný produkt tak zůstane cenově relativně dostupný a agregovaná spotřeba zůstane v zásadě nedotčena. Nelze vyloučit přítomnost falešné positivity, zdanění mohou stimulovat přeshraniční nákupy. Statistická metodika uvádí, že agregovaná spotřeba se vypočítá jako import sečtený s domácí produkcí minus export. Na základě čehož je možné v národním měřítku vykázat pokles spotřeby, což může a nemusí

být pravda. Pokud je spotřeba realizována na území jiného státu, do statistiky se vůbec nepropíše.

Test nelinearity v případě dvou proměnných (mzda, cena slazených nápojů) určil, že by bylo vhodnější užití jejich kvadratického tvaru. Tento vztah umožnil výpočet extrémů funkcí pomocí parciální derivace a položením do rovnosti s nulou. Pro mzdu byl zjištěn bod, od kterého spotřeba s rostoucí mzdou již neroste, z čehož lze usoudit, že jde o bod, od kterého spotřeba přešla na luxusnější statek nebo bod vyjadřující, jak se trh při dané mzdě nasytil. Cena slazených nápojů byla obdobně vypočtena hodnota, od které spotřeba slazených nápojů již neklesá. Další průběh kvadratické funkce od tohoto bodu naznačoval nárůst spotřeby s rostoucí cenou, což je typickou vlastností luxusních statků, nicméně je třeba dodat, že další hodnoty za minimem se vyskytly pouze dvě, z čehož plyne, že se slazený nápoj luxusním zbožím spíše nestává.

Co se týče substitučního efektu, je potřeba zmínit, že ve dvou ze čtyř případů vyšly parametry kladné a statisticky významné, což nelze považovat za substituční efekt, jelikož je zde naznačen buď komplementární vztah nebo, že je spotřeba slazených nápojů společně s vodou a čajem ovlivňována společným příčinným faktorem, například vlivem venkovní teploty. U spotřeby alkoholických nápojů byl parametr statisticky nevýznamný, což rovněž vylučuje přítomnost substitučního efektu. Dále byl důchodový efekt statisticky neprůkazný u všech zemí s výjimkou Dánska.

V poslední řadě bylo vhodné doporučit navázání na tuto práci studii nákladové struktury nadměrného daňového břemene daně ze slazených nápojů, dopadu na státní výdaje na zdravotnictví a studií zabývajících se obdobnou problematikou, jako tato diplomová práce, ale z pohledu DPH. Tyto studie by pak odhadovaný daňový výnos zpřesnily na odhadovaný čistý daňový výnos snížením o náklady spojené se zavedením a výběrem spotřební daně vč DPH a navýšením o nerealizované výdaje v resortu zdravotnictví. Doporučeníhodné je také rozšíření této diplomové práce o další země, jmenovitě Belgie a Irsko, pro které zatím nebyla dostupná data, ale jinak jsou v mnoha aspektech srovnatelné s Francií, Finskem a Dánskem.

6 Závěr

Podařilo se nalézt odpovědi na všechny výzkumné otázky a související hypotézy.

První výzkumná otázka:

Jaký má vliv selektivní zdanění slazených nápojů na jejich spotřebu?

Byla rozdělena do tří hypotéz:

H₁ – Selektivní zdanění spotřeby slazených nápojů způsobí snížení spotřeby slazených nápojů.

Ano i ne. Zvolená metoda (souhrnně ekonometrické modelování) vygenerovala vektor obsahující parametry jednotlivých typů zdanění spotřeby slazených nápojů. Směr působení těchto parametrů na spotřebu slazených nápojů vyšel dle očekávání ekonomické a daňové teorie záporný, tedy snižující spotřebu. Nicméně pouze dva ze čtyř typů zdanění vyšly jako statisticky průkazné – oba týkající se Francie. Z čehož lze vyvodit, že obecně samotné uvalení spotřební daně na slazené nápoje zárukou snížení spotřeby není, daleko důležitější je zvolený přístup tohoto zdanění, tedy jak zohledňuje rozsáhlé související okolnosti daňové a možná i jiné problematiky. Výsledky práce naznačily, že právě ve Francii se toto mohlo podařit.

První typ zdanění ve Francii; účinnost 2012-2017; hodnota parametru -0,129

Pokud je aplikován první typ francouzského zdanění, klesne spotřeba slazených nápojů o 12,9 % ceteris paribus.

Druhý typ zdanění ve Francii, účinnost 2018-2022; hodnota parametru -0,24919

Pokud je aplikován druhý typ francouzského zdanění, klesne spotřeba slazených nápojů o 24,19 % ceteris paribus.

Ekonomická teorie říká, že s rostoucí cenou klesá spotřeba, daň je pak položkou navyšující cenu – to bylo premisou hypotézy *H₁*. I protože jde o řečneme dosti přenesený vliv: daň → cena → důchodový efekt → spotřeba, kde v modelování vyšlo i neprůkazný vliv zdanění, bylo užito cenových a příjmových pružností, ze kterých si lze odvodit, jakým způsobem by se cena skrze spotřební daň musela navýšit, aby došlo k patrnější změně ve spotřebě.

Česko: Když se zvýší cena slazených nápojů v ČR o 1 %, sníží se spotřeba slazených nápojů o 4,16 % ceteris paribus. Když se zvýší příjem v ČR o 1 %, tak se zvýší spotřeba slazených nápojů o 0,59 % ceteris paribus.

Francie: Když se zvýší cena slazených nápojů ve Francii o 1 %, sníží se spotřeba slazených nápojů o 0,65 % ceteris paribus. Když se zvýší příjem ve Francii o 1 %, tak se zvýší spotřeba slazených nápojů o 0,57 % ceteris paribus.

Dánsko: Když se zvýší cena slazených nápojů v Dánsku o 1 %, sníží se spotřeba slazených nápojů o 0,56 % ceteris paribus. Když se zvýší příjem v Dánsku o 1 %, tak se zvýší spotřeba slazených nápojů o 0,41 % ceteris paribus.

Finsko: Když se zvýší cena slazených nápojů ve Finsku o 1 %, sníží se spotřeba slazených nápojů o 0,30 % ceteris paribus. Když se zvýší příjem ve Finsku o 1 %, tak se zvýší spotřeba slazených nápojů o 0,44 % ceteris paribus.

Spotřeba v České republice byla nejvíce senzitivní zemí jak na cenu, tak i na příjem. Nejméně na cenu slazených nápojů reagovala spotřeba ve Finsku a nejslabší reakce spotřeby slazených nápojů na mzdu byla zaznamenána u Dánska.

H₂ – Rozdílný přístup ve zdanění spotřeby slazených nápojů má vliv na velikost důchodového a/nebo substitučního efektu.

Rozdílný přístup ve zdanění byl zohledněn formou dummy proměnných pro každý přístup ke zdanění v dané zemi. Důchodový efekt se prostřednictvím ekonometrického modelování podařilo detekovat v Dánském přístupu ke zdanění slazených nápojů.

Typ zdanění v Dánsku, účinnost 2007-2012; hodnota parametru 0,01344

Pokud je aplikován typ dánského zdanění, vzroste poměr ceny k příjmu o 1,3 procentních bodů ceteris paribus.

0,01344

U ostatních zemí nebyl důchodový efekt průkazný, což lze považovat za důsledek rozdílných přístupů ve zdanění, kdy se podařilo zaznamenat jejich rozdílný vliv, a to na úrovni statistické průkaznosti a neprůkaznosti odhadnutých parametrů.

Substituční efekt byl zase statisticky průkazný u spotřeby kávy, což dává smysl, protože nejspotřebovanější slazené nápoje obsahují vysoké dávky kofeinu a káva bývá běžně doslazována.

Spotřeba kávy, hodnota parametru -5,51

Pokud spotřeba kávy vzroste o jeden kilogram na osobu za rok, sníží se spotřeba slazených nápojů o 5,5 litrů na osobu za rok ceteris paribus.

U ostatních kandidátů se buď nepodařilo prokázat vliv (alkoholické nápoje) nebo měli opačný směr působení, to nemusí nutně znamenat komplementární vztah, ale může být přítomen nějaký společný vliv, který by zapříčinil souběžný vývoj spotřeby slazených nápojů, vody, čaje.

H₃ – Uvalení spotřební daně na zbytný statek, jímž slazené nápoje z pohledu ekonomické teorie jsou, může zapříčinit, že navýšení ceny o toto zdanění přeneseme slazené nápoje do kategorie statků luxusních.

Výsledky zvolené metodiky nejprve nasvědčily příslušnost slazených nápojů ke kategorii zbytných statků, protože při výraznějším růstu mezd v ČR se příjmová pružnost stala zápornou. Přesněji řečeno došlo k překročení maxima polynomické funkce druhého řádu, kdy s růstem mzdy začíná klesat spotřeba, ve výsledku to může znamenat, že spotřebitel s vyššími příjmy přejde na luxusnější statek, než je slazený nápoj, například na čerstvou šťávu. Hypotézu o tom, že navýšení ceny v důsledku zavedení spotřební daně přeneseme slazené nápoje do kategorie statků luxusních je potřeba spíše zamítnout, neboť bylo zjištěno, že za minimem hodnoty polynomické funkce druhého řádu se vyskytují pouze dvě pozorování, což není dostačující.

Jak ovlivní selektivní zdanění slazených nápojů státní rozpočet České republiky?

Z pohledu čistě spotřební daně by došlo k pozitivnímu ovlivnění státního rozpočtu České republiky. Ovlivnění bylo odhadnuto na úrovni průměrného ročního hrubého daňového výnosu. Odhadnutá částka po zohlednění poklesu spotřeby v důsledku zavedení daně pak představuje 77 milionů euro, což by pro konečného spotřebitele znamenalo daňovou zátěž 7,3 euro za rok, což není vysoká částka. V ČR by došlo k poklesu spotřeby slazených nápojů v průměru o 48,9 lit/os/rok.

7 Seznam použitých zdrojů

AVENA, Nicole M., Pedro RADA a Bartley G. HOEBEL, 2008. Evidence for sugar addiction: Behavioral and neurochemical effects of intermittent, excessive sugar intake. *Neuroscience & Biobehavioral Reviews* [online]. **32**(1), 20-39 [cit. 2021-06-12]. ISSN 01497634. Dostupné z: doi:10.1016/j.neubiorev.2007.04.019

BEGGS, Jodi, 2018. *The Short Run and the Long Run in Economics* [online]. [cit. 2021-09-03]. Dostupné z: <https://www.thoughtco.com/the-short-run-versus-the-long-run-1147826>

BRČÁK, Josef, Bohuslav SEKERKA, Lucie SEVEROVÁ a Roman SVOBODA, 2020. *Mikroekonomie: teorie a aplikace*. Plzeň: Vydavatelství a nakladatelství Aleš Čeněk. ISBN 978-80-7380-818-1.

BRIGGS, Adam, Oliver MYTTON a Ariane KEHLBACHER, 2013. *Overall and income specific effect on prevalence of overweight and obesity of 20% sugar sweetened drink tax in UK: econometric and comparative risk assessment modelling study* [online]. [cit. 2021-09-03]. Dostupné z: <https://www.bmj.com/content/347/bmj.f6189.full.pdf+html>

CAPACCI, Sara, Olivier ALLAIS, Celine BONNET, Mario MAZZOCCHI a Bhavani SHANKAR, 2019. The impact of the French soda tax on prices and purchases. An ex post evaluation. *PLOS ONE* [online]. 2019-10-11, 14(10), 22 [cit. 2024-01-06]. ISSN 1932-6203. Dostupné z: doi:10.1371/journal.pone.0223196

DOORNIK, J. A., & HANSEN, H. 2008. An Omnibus Test for Univariate and Multivariate Normality. *Oxford bulletin of economics and statistics*

FÍŠER, Libor Aleš, 2024. Rozpočtové omezení. In: *Slideplayer.cz* [online]. [cit. 2024-03-16]. Dostupné z: <https://slideplayer.cz/slide/12568423/>

FOXALL, Gordon, 2017. *Behavioral Economics in Consumer Behavior Analysis* [online]. [cit. 2021-09-03]. Dostupné z: <https://link.springer.com/article/10.1007/s40614-017-0127-4>

Heart.org: Unhealthy foods. *American Heart Association* [online]. [cit. 2021-02-18]. Dostupné z: <https://www.heart.org/en/healthy-living/go-red-get-fit/unhealthy-foods>

HEINONEN, Miika, 2018. *THE FINNISH EXCISE TAX ON SUGARSWEETENED BEVERAGES AND ITS EFFECT ON THEIR PRICES AND DEMAND* [online]. Finland [cit. 2024-01-06]. Dostupné z: <https://jyx.jyu.fi/bitstream/handle/123456789/57717/URN%3aNBN%3afi%3ajyu-201804212323.pdf?sequence=1&isAllowed=y>. Master's Thesis. Jyväskylä University School of Business and Economics. Vedoucí práce Professor Ari Hyytinen.

HOLMAN, Robert, 2005. *Ekonomie*. 4., aktualiz. vyd. Praha: C.H. Beck. Beckovy ekonomické učebnice. ISBN 80-717-9891-6.

HOLMAN, Robert, 2010. *Makroekonomie: středně pokročilý kurz*. 2. vyd. Praha: C.H. Beck. Beckovy ekonomické učebnice. ISBN 978-80-7179-861-3.

HOŘEJŠÍ, Bronislava, Jana SOUKUPOVÁ, Libuše MACÁKOVÁ a Jindřich SOUKUP, 2018. *Mikroekonomie*. 6. aktualizované a doplněné vydání. Praha: Management Press. ISBN 978-80-7261-538-4.

HUŠEK, R. 2007. *Ekonometrická analýza*. Praha: Nakladatelství Oeconomica.

HUZAR, Timothy, 2019. *What happens when you eat fast food?* [online]. [cit. 2021-08-26]. Dostupné z: https://www.medicalnewstoday.com/articles/324847?fbclid=IwAR0VuI3wIVsHef3P_hXhD8wARhNOWjT9d1HL3WASgIaxo7A6ZZPmj2_kT7k

KAGAN, Julia, 2020. Investopedia.com. *Investopedia.com* [online]. [cit. 2024-03-16]. Dostupné z: <https://www.investopedia.com/terms/p/permanent-income-hypothesis.asp>

KC kurzy - Ekonometrie. In: *Kckurzy.cz* [online]. [cit. 2024-03-16]. Dostupné z: <https://kckurzy.cz/wp-content/uploads/video/ekonometrie-czu/kckurzy-ekonometrie-czu-teoreticke-otazky-ke-zkousce.pdf>

KENTON, Will, 2022. What Is the Law of Diminishing Marginal Utility? With Example. *Investopedia.com* [online]. [cit. 2024-03-16]. Dostupné z: <https://www.investopedia.com/terms/l/lawofdiminishingutility.asp>

KERN, David, Amy AUCHINCLOSS a Mark STEHR, 2017. *Neighborhood Prices of Healthier and Unhealthier Foods and Associations with Diet Quality: Evidence from the Multi-Ethnic Study of Atherosclerosis* [online]. [cit. 2021-08-26]. Dostupné z: <https://www.mdpi.com/1660-4601/14/11/1394>

- KOMÁRKOVÁ, Růžena, 2020.** *Sociologický slovník: Sociologický ústav AV ČR* [online]. 2020-09-21 [cit. 2021-02-22]. Dostupné z: https://encyklopedie.soc.cas.cz/w/Chov%C3%A1n%C3%AD_spot%C5%99ebn%C3%AD
- KUBÁTOVÁ, Květa, 2004.** *Daňová teorie a politika*. 3., přeprac. vyd. Praha: ASPI. ISBN 80-86395-84-7.
- KUKALOVÁ, Gabriela, Lukáš MORAVEC a Marta ŠULCOVÁ-SEIDLOVÁ, 2020.** *Systém a správa daní v ČR*. Vydání čtvrté. V Praze: Česká zemědělská univerzita, Provozně ekonomická fakulta. ISBN 978-80-213-3014-6.
- KVASNIČKOVÁ, Alexandra, 2010.** Tisková zpráva PK ČR k udělování loga “Vím, co jím” a “E-certifikát”. *Bezpecnostpotravin.cz* [online]. 17. 8. 2010 [cit. 2021-02-18]. Dostupné z: <https://www.bezpecnostpotravin.cz/potravinarska-komora-cr-nesouhlasis-delenim-potravin-na-zdrave-a-nezdrave.aspx>
- LEE, Matthew, Jennifer FALBE a Dean SCHILLINGER, 2019.** *Sugar-Sweetened Beverage Consumption 3 Years After the Berkeley, California, Sugar-Sweetened Beverage Tax* [online]. [cit. 2021-09-03]. Dostupné z: <https://ajph.aphapublications.org/doi/abs/10.2105/ajph.2019.304971>
- LUCCHETTI, Riccardo, 2023.** *Gretl User's Guide - Gnu Regression, Econometrics and Time-series Library* [online]. Dipartimento di Economia Università Politecnica delle Marche [cit. 2024-03-17].
- MARSHALL, Alfred, 1920.** *Principles of economics*. 8th ed. Basingstoke: Palgrave Macmillan. Palgrave classics in economics. ISBN 9780230249295.
- MINISTERSTVO ZEMĚDĚLSTVÍ, 2019.** Označování potravin. *EAgri.cz* [online]. [cit. 2021-09-01]. Dostupné z: <http://eagri.cz/public/web/mze/potravin/oznacovani-potravin/>
- NESTLER, Eric, 2009.** *Molecular neuropharmacology : a foundation for clinical neuroscience*. 2. United States: New York: McGraw-Hill Medical. ISBN 9780071481274.
- NIELSEN, 2016.** *Market share of selected soft drinks in Denmark in 2016*.
- PENAFORTE, Fernanda, Camila JAPUR a Letícia PIGATTO, 2013.** *Short-term impact of sugar consumption on hunger and ad libitum food intake in young*

women [online]. [cit. 2021-08-26]. Dostupné z:
<https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC3627933/>

RAYNER, Mike, Peter SCARBOROUGH a Carol WILLIAMS, 2004. The origin of Guideline Daily Amounts and the Food Standards Agency's guidance on what counts as 'a lot' and 'a little'. *Public Health Nutrition* [online]. **7**(4), 549-556 [cit. 2021-02-18]. ISSN 1368-9800. Dostupné z: doi:10.1079/PHN2003552

ROSS, Sean, 2021. The Diamond-Water Paradox, Explained. *Investopedia.com* [online]. [cit. 2024-03-16]. Dostupné z:
<https://www.investopedia.com/ask/answers/032615/how-can-marginal-utility-explain-diamondwater-paradox.asp>

SAMSON, Alain, 2014. *The Behavioral Economics Guide - 2014* [online]. [cit. 2021-06-25]. Dostupné z: <https://www.behavioraleconomics.com/be-guide/the-behavioral-economics-guide-2014/>

SARDA, Barthélemy, Charlotte DEBRAS, Eloi CHAZELAS, Sandrine PÉNEAU, Yann LE BODO, Serge HERCBERG, Mathilde TOUVIER a Chantal JULIA, 2022. Public perception of the tax on sweetened beverages in France. *Public Health Nutrition* [online]. **25**(11), 3240-3251 [cit. 2024-01-06]. ISSN 1368-9800. Dostupné z: doi:10.1017/S1368980022001665

SHARMA, Rakesh, 2020. *Adam Smith: The Father of Economics* [online]. [cit. 2021-06-25]. Dostupné z: <https://www.investopedia.com/updates/adam-smith-economics/>

SCHMACKER, Renke a Sinne SMED, 2020. Do prices and purchases respond similarly to soft drink tax increases and cuts? *Economics & Human Biology* [online]. **37**, 9 [cit. 2024-01-06]. ISSN 1570677X. Dostupné z: doi:10.1016/j.ehb.2020.100864

SOUKUP, Jindřich, 2010. *Makroekonomie. 2., aktualiz. vyd.* Praha: Management Press. ISBN 978-80-7261-2192.

SWEDBERG, Richard, 2007. *Principles of Economic Sociology.* USA: Princeton University Press. ISBN 978-0691130590.

TheGlobalEconomy.com, 2021. *TheGlobalEconomy.com: Business and economic data for 200 countries* [online]. [cit. 2021-10-16]. Dostupné z:
https://www.theglobaleconomy.com/rankings/consumption_GDP/

TUREČKOVÁ, Kamila, 2017. Teorie spotřebitele – mezičasový výběr. In: SLEZSKÁ UNIVERZITA V OPAVĚ. *Is.slu.cz* [online]. [cit. 2024-03-16]. Dostupné z: https://is.slu.cz/el/opf/zima2020/EVSNPMKB/um/NPMKB_5_Teorie_spotrebitele_mezicasovy_vyber.pdf

Unium.cz, 2009. *Unium.cz* [online]. [cit. 2024-03-16]. Dostupné z: <http://www.unium.cz/materialy/czu/pef/prednasky-m7223-p2.html>

Užitek, preference a optimum spotřebitele, 2023. In: **UNIVERZITA HRADEC KRÁLOVÉ.** *Edu.uhk.cz* [online]. [cit. 2024-03-17]. Dostupné z: https://edu.uhk.cz/~jindrvo1/files/miek2/texty/02_uzitek_preference_a_optimum_spotrebitele.pdf

VEČERNÍK, Jiří, 2020. *Sociologický slovník: Sociologický ústav AV ČR* [online]. [cit. 2021-09-01]. Dostupné z: https://encyklopedie.soc.cas.cz/w/Homo_oeconomicus

VIOLA, Gaia Claudia Viviana, Francesca BIANCHI, Elia CROCE a Elisabetta CERETTI, 2016. Are food labels effective as a means of health prevention? *Journal of Public Health Research* [online]. **5**(3) [cit. 2021-02-22]. ISSN 2279-9036. Dostupné z: [doi:10.4081/jphr.2016.768](https://doi.org/10.4081/jphr.2016.768)

WESTWATER, Margaret L., Paul C. FLETCHER a Hisham ZIAUDDEEN, 2016. Sugar addiction: the state of the science. *European Journal of Nutrition* [online]. **55**(S2), 55-69 [cit. 2021-06-26]. ISSN 1436-6207. Dostupné z: [doi:10.1007/s00394-016-1229-6](https://doi.org/10.1007/s00394-016-1229-6)

WOOLDRIDGE, J. 2002. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge: The MIT Press.

ZÁMIŠ, Vratislav, 2018. *Portu.cz*. *Portu.cz* [online]. [cit. 2024-03-16]. Dostupné z: <https://magazin.portu.cz/save-more-tomorrow-aneb-jak-chytre-sporit/>

ZPMVCR.cz, 2020. Polovina Čechů trpí nadváhou, operace žaludku kvůli obezitě stojí pojišťovnu desítky milionů Kč. *Zdravotní pojišťovna ministerstva vnitra ČR* [online]. 3. 3. 2020 [cit. 2021-02-18]. Dostupné z: <https://www.zpmvcr.cz/o-nas/aktuality/polovina-cechu-trpi-nadvahou.-operace-zaludku-kvuli-obezite-stoji-pojistovnu-desitky-milionu-kc>

8 Přílohy

Odkazovaný seznam příloh

Příloha 1.1 – Česko

Příloha 1.2 – Dánsko

Příloha 1.3 – Finsko

Příloha 1.4 – Francie

Příloha 2 – Data-set panel

Příloha 3.1 – Odhad parametrů lineární trendové funkce pro spotřebu slazených nápojů

Příloha 3.2 – Odhad parametrů lineární trendové funkce pro cenu slazených nápojů

Příloha 3.3 – Odhad parametrů lineární trendové funkce pro spotřebu balených vod

Příloha 3.4 – Odhad parametrů lineární trendové funkce pro spotřebu čaje

Příloha 3.5 – Odhad parametrů lineární trendové funkce pro spotřebu kávy

Příloha 3.6 – Odhad parametrů lineární trendové funkce pro spotřebu alkoholických nápojů

Příloha 3.7 – Odhad parametrů lineární trendové funkce pro výši průměrných ročních hrubých mezd

Příloha 4.1 – Vstupní data pro bazické indexy spotřeby a ceny alkoholických nápojů

Příloha 4.2 – Bazické indexy a jejich průměry pro spotřebu a cenu alkoholických nápojů (báze rok 2007)

Příloha 5 – Bazické indexy pro průměrné roční hrubé mzdy (báze rok 2007)

Příloha 6 – Tržní podíly jednotlivých slazených nápojů Dánsko 2016

Příloha 1.1 – Česko

Rok	Spotřeba soft- dinks (L/obv/rok)	Soft-dinks cena (USD/l)	Balená voda (L/obv/rok)	Balená voda cena (USD/l)	Čaj spotřeba (kg/obv/rok)	Čaj cena (USD/kg)	Káva spotřeba (kg/obv/rok)	Káva cena (USD/kg)	Alkoholické nápoje spotřeba (avg bar./rok)	Alkoholické nápoje cena (avg bar./rok)	Průměrná roční huba muže (bar./rok)	HDP (mln. USD)	Dávkové sazby uveličené na státek	Míra inflace (%)	Ochota míra nezaměstnanosti (%)	
2007	116,25	0,34	3 765,40	0,0137	0,24	6,72	3,07	4,55	1,00	1,00	1,00	190,05		2,8	5,3	
2008	131,76	0,42	4 314,60	0,0088	0,21	7,32	2,91	5,35	0,95	1,06	1,05	237,33		6,3	4,4	
2009	132,50	0,43	3 604,92	0,0098	0,22	6,91	3,15	5,11	0,93	0,93	1,06	207,50		1,0	6,7	
2010	142,62	0,42	3 622,62	0,0098	0,21	7,82	2,21	5,14	0,84	0,85	1,09	208,93		1,9	7,3	
2011	141,96	0,40	4 305,13	0,0094	0,20	7,24	3,17	6,52	0,95	1,01	1,12	225,67		6,7	1,9	
2012	142,79	0,42	3 423,54	0,0094	0,20	6,00	2,12	6,09	0,97	0,92	1,15	200,00		3,3	7,0	
2013	180,77	0,44	4 138,63	0,0093	0,21	8,23	1,94	6,48	0,84	0,94	1,15	211,75		1,4	7,0	
2014	159,53	0,40	3 087,95	0,0094	0,27	7,99	1,70	6,45	0,88	0,94	1,18	205,47		0,4	6,1	
2015	210,16	0,34	2 077,22	0,0040	0,22	6,00	1,94	7,02	1,01	0,96	1,22	188,02	ČZměně spotřeba dinků	0,3	5,0	
2016	189,30	0,38	1 968,71	0,0041	0,19	9,30	1,80	6,69	1,07	1,05	1,27	196,34		0,7	4,0	
2017	263,30	0,36	3 397,85	0,0044	0,18	9,37	2,21	6,59	1,21	1,46	1,36	218,59		2,5	2,9	
2018	199,86	0,34	1 665,66	0,0051	0,17	8,89	3,11	5,21	1,13	1,32	1,47	248,54		2,1	2,2	
2019	159,34	0,36	1 095,79	0,0047	0,21	9,05	2,04	6,31	1,24	1,38	1,57	252,53		2,8	2,0	
2020	140,18	0,29	1 294,37	0,0046	0,19	9,95	2,13	6,37	0,98	1,15	1,50	236,13		3,2	2,6	
2021	142,85	0,36	1 504,61	0,0048	0,25	10,42	3,84	6,86	1,13	1,40	1,58	281,74		3,8	2,8	
2022	149,71	0,39	1 593,92	0,0044	0,26	11,36	3,94	6,01	1,13	1,38	1,79	290,49		15,1	2,2	
Zdroje:	https://app.indexbox.eu/															
Údava dát:	Přepočít z agregované spotřeba na L/obv/rok	Přepočít z agregované spotřeba v peněžních jednotkách na USD/l	Přepočít z agregované spotřeba na L/obv/rok	Přepočít z agregované spotřeba v peněžních jednotkách na USD/l	Přepočít z agregované spotřeba na kg/obv/rok	Přepočít z agregované spotřeba v peněžních jednotkách na USD/kg	Přepočít z agregované spotřeba na kg/obv/rok	Přepočít z agregované spotřeba v peněžních jednotkách na USD/kg	Přepočít z agregované spotřeba piva, vina, tvrdého alkoholu na jejich průměrný barický index	Přepočít z agregované spotřeba piva, vina, tvrdého alkoholu v peněžních jednotkách na jejich průměrný barický index	Přepočít na barický index	Bez úprav	Bez úprav	Bez úprav	Bez úprav	Bez úprav
	https://www.czso.cz/csu/ctsd/fyvoj	https://www.czso.cz/csu/ctsd/gat	https://www.czso.cz/csu/ctsd/gat	https://www.czso.cz/csu/ctsd/gat	https://www.czso.cz/csu/ctsd/gat	https://www.czso.cz/csu/ctsd/gat	https://www.czso.cz/csu/ctsd/gat	https://www.czso.cz/csu/ctsd/gat	https://www.czso.cz/csu/ctsd/gat	https://www.czso.cz/csu/ctsd/gat	https://www.czso.cz/csu/ctsd/gat	https://www.czso.cz/csu/ctsd/gat				

Rok	Spotřeba soft drinks (L/obyv./rok)	Soft drinks cena (USD/L)	Balená voda spotřeba (L/obyv./rok)	Balená voda cena (USD/L)	Čaj spotřeba (kg/obyv./rok)	Čaj cena (USD/kg)	Káva spotřeba (kg/obyv./rok)	Káva cena (USD/kg)	Alkoholické nápoje spotřeba (avg.baz.idx)	Alkoholické nápoje cena (avg.baz. idx)	Průměrná roční hrubá mzda (baz.idx)	HDP (mld. USD)	Zvýšená daňová sazba uvalená na státek (baz. idx. z paušálu DKK/L)	Snížená daňová sazba uvalená na státek (baz. idx. z paušálu DKK/L)	Míra inflace (%)	Obecná míra nezaměstnanosti (%)
2007	88,07	0,82	32,98	0,3624	0,26	9,36	5,26	4,72	1,00	1,00	1,00	319,42	1,00	0,57	1,69	3,80
2008	86,21	1,00	31,71	0,4246	0,24	9,54	7,16	5,20	0,98	0,97	1,04	353,36	1,00	0,57	3,42	3,68
2009	85,24	0,99	32,84	0,4011	0,25	9,86	6,71	5,15	0,83	0,78	1,08	321,24	1,00	0,57	1,30	6,41
2010	85,59	0,97	21,47	0,4648	0,25	9,93	6,97	5,53	0,99	0,94	1,12	322,00	1,00	0,57	2,31	7,75
2011	86,98	1,00	21,32	0,4474	0,30	10,24	7,37	7,36	1,03	1,01	1,14	344,00	1,00	0,57	2,76	7,77
2012	74,79	1,01	31,76	0,4278	0,21	10,67	7,05	6,94	0,94	0,86	1,17	327,15	1,46	0,57	2,40	7,80
2013	99,03	0,97	29,47	0,4210	0,25	10,29	7,15	5,66	1,12	1,05	1,18	343,58	0,76	0,30	0,79	7,38
2014	134,83	0,94	30,85	0,4188	0,27	10,20	6,39	6,03	1,13	1,10	1,21	352,99	0,00	0,00	0,56	6,93
2015	98,17	0,90	17,77	0,3954	0,28	9,88	6,55	5,87	1,25	1,02	1,24	302,67	0,00	0,00	0,45	6,28
2016	74,63	0,90	36,10	0,3141	0,37	9,95	6,54	5,40	1,25	1,02	1,24	313,12	0,00	0,00	0,25	5,99
2017	124,08	0,87	32,96	0,3104	0,37	9,38	6,24	5,90	1,20	1,00	1,26	332,12	0,00	0,00	1,15	5,83
2018	163,82	0,86	34,11	0,3299	0,35	9,75	5,74	5,87	1,23	1,11	1,28	356,84	0,00	0,00	0,81	5,13
2019	195,22	0,86	36,59	0,3102	0,31	9,39	5,81	5,55	1,40	1,12	1,30	346,50	0,00	0,00	0,76	5,02
2020	150,71	0,88	23,21	0,3395	0,53	10,13	5,41	6,03	1,22	1,09	1,33	355,22	0,00	0,00	0,42	5,64
2021	263,31	0,89	37,29	0,3674	0,85	9,66	5,24	6,17	1,64	1,48	1,36	398,30	0,00	0,00	1,35	5,06
2022	143,79	0,92	29,60	0,3561	0,20	16,08	5,53	7,53	1,21	1,23	1,41	395,40	0,00	0,00	7,70	4,17
Zdroje:	https://app.indexbox.io/											https://stats.oecd.org/index.aspx?DataSetCode=AV_AN_WAGE	https://www.macrotrends.net/countries/DNK/denmark/gdp-gross-domestic-product	https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S1570677X19301947	https://www.macrotrends.net/countries/DNK/denmark/inflation-rate-cpi	https://www.macrotrends.net/countries/DNK/denmark/unemployment-rate
Úprava dat:	Přepočet z agregované spotřeby na L/obyv./rok	Přepočet z agregované spotřeby v peněžních jednotkách na USD/L	Přepočet z agregované spotřeby na L/obyv./rok	Přepočet z agregované spotřeby v peněžních jednotkách na USD/L	Přepočet z agregované spotřeby na kg/obyv./rok	Přepočet z agregované spotřeby v peněžních jednotkách na USD/kg	Přepočet z agregované spotřeby na kg/obyv./rok	Přepočet z agregované spotřeby v peněžních jednotkách na USD/kg	Přepočet z agregované spotřeby piva, vína, tvrdého alkoholu na jejich průměrný bazický index	Přepočet z agregované spotřeby piva, vína, tvrdého alkoholu v peněžních jednotkách na jejich průměrný bazický index	Přepočet na bazický index			bez úprav		

Rok	Spotřeba soft drinks (L/obyv/rok)	Soft drinks cena (USD/L)	Balená voda spotřeba (L/obyv/rok)	Balená voda cena (USD/L)	Čaj spotřeba (kg/obyv/rok)	Čaj cena (USD/kg)	Káva spotřeba (kg/obyv/rok)	Káva cena (USD/kg)	Alkoholické nápoje spotřeba (avg.baz.idx)	Alkoholické nápoje cena (avg.baz. idx)	Průměrná roční hrubá mzda (baz.idx.)	HDP (mld. USD)	Daňová sazba uvalená na statek (paušál cents/L)	Mira inflace (%)	Obecná míra nezaměstnanosti (%)	
2007	87,79	1,10	38,10	0,3658	1,02	6,80	9,85	6,59	1,00	1,00	1,00	256,38	0,00	2,51	6,85	
2008	90,43	1,21	40,54	0,4169	1,04	7,22	10,07	7,07	1,02	1,10	1,04	285,72	0,00	4,07	6,37	
2009	87,64	1,13	33,12	0,4197	0,69	7,65	10,10	6,37	1,02	1,02	1,07	253,50	0,00	0,00	8,25	
2010	89,05	1,09	35,41	0,4160	0,37	9,85	10,20	6,41	1,02	0,99	1,10	249,42	0,00	1,18	8,39	
2011	87,78	1,17	44,21	0,3825	0,26	10,93	10,00	8,48	1,16	1,13	1,14	275,60	0,05	3,42	7,78	
2012	86,39	1,14	41,63	0,3713	0,31	10,47	9,83	8,72	1,05	1,00	1,17	258,29	0,08	2,81	7,69	
2013	88,01	1,12	30,54	0,3817	0,29	10,88	10,26	7,82	1,02	1,01	1,19	271,36	0,11	1,48	8,19	
2014	74,65	1,23	28,20	0,3981	0,27	10,47	9,96	7,58	1,28	1,05	1,20	274,86	0,22	1,04	8,66	
2015	90,37	1,01	25,42	0,3618	0,18	11,20	9,80	7,61	1,41	0,96	1,22	234,53	0,22	-0,21	9,38	
2016	95,61	0,98	22,53	0,3732	0,20	10,91	9,75	7,22	1,49	0,99	1,23	240,77	0,22	0,36	8,82	
2017	83,26	0,94	24,33	0,4082	0,22	11,25	8,55	7,84	1,52	1,05	1,24	255,65	0,22	0,75	8,64	
2018	95,22	0,93	33,90	0,3834	0,20	11,73	9,10	7,68	1,61	1,23	1,26	275,71	0,22	1,08	7,35	
2019	99,01	0,92	24,11	0,4072	0,18	10,30	8,82	7,23	0,75	0,74	1,29	268,51	0,22	1,02	6,69	
2020	102,41	0,92	34,89	0,3681	0,16	12,22	8,70	7,25	1,31	1,08	1,30	271,89	0,22	0,29	7,76	
2021	112,16	0,92	30,09	0,4496	0,13	10,71	8,80	7,56	1,30	1,08	1,36	296,39	0,22	2,19	7,61	
2022	112,73	0,94	31,91	0,4055	0,13	13,00	10,07	8,04	1,34	1,11	1,41	280,83	0,22	7,12	6,80	
Zdroje:	https://app.indexbox.io/											https://stats.oecd.org/index.aspx?DataSetCode=AV_A_N_WAGE	https://www.macrotrends.net/countries/fin/finland/gdp-gross-domestic-product	https://www.loc.gov/item/global-legal-monitor/2015-10-07/finland-tax-on-chocolate-and-sweets-to-be-eliminated-2017/	https://www.macrotrends.net/countries/fin/finland/inflation-rate-cpi	https://www.macrotrends.net/countries/fin/finland/unemployment-rate
Úprava dat:	Přepočet z agregované spotřeby na L/obyv/rok	Přepočet z agregované spotřeby v peněžních jednotkách na USD/L	Přepočet z agregované spotřeby na L/obyv/rok	Přepočet z agregované spotřeby v peněžních jednotkách na USD/L	Přepočet z agregované spotřeby na kg/obyv/rok	Přepočet z agregované spotřeby v peněžních jednotkách na USD/kg	Přepočet z agregované spotřeby na kg/obyv/rok	Přepočet z agregované spotřeby v peněžních jednotkách na USD/kg	Přepočet z agregované spotřeby piva, vína, tvrdého alkoholu na jejich průměrný bazický index	Přepočet z agregované spotřeby piva, vína, tvrdého alkoholu v peněžních jednotkách na jejich průměrný bazický index	Přepočet na bazický index		Bez úprav			

Příloha 1.4 – Francie

Rok	Spotřeba soft dřívka (L/dobv/rok)	Soft dřívka cena (USD/l)	Běžná voda spotřeba (L/dobv/rok)	Běžná voda cena (USD/l)	Čaj spotřeba (kg/dobv/rok)	Čaj cena (USD/kg)	Káva spotřeba (kg/dobv/rok)	Káva cena (USD/kg)	Alkoholické napoje spotřeba (mg barů/rok)	Alkoholické napoje cena (mg barů/rok)	Přeměna roční HDP (bilie)	HDP (mld. USD)	Zříska udělena na sátek (bar. kbx. z paušálu DKK/l)	Služba udělena na sátek (bar. kbx. z paušálu DKK/l)	Mil. a index (%)	Oběť mra nezaměstnanosti (%)
2007	83,07	0,82	32,98	0,8824	0,26	9,36	5,26	4,72	1,00	1,00	1,00	319,42	1,00	0,57	1,69	3,80
2008	86,21	1,00	31,21	0,4246	0,24	9,54	7,16	5,20	0,98	0,97	1,04	353,96	1,00	0,57	3,42	3,68
2009	85,24	0,99	32,64	0,4011	0,25	9,66	6,21	5,15	0,89	0,78	1,08	321,24	1,00	0,57	1,30	6,41
2010	85,59	0,97	22,47	0,4648	0,25	9,59	6,97	5,35	0,99	0,94	1,12	322,00	1,00	0,57	2,31	7,25
2011	86,98	1,00	21,52	0,4474	0,30	10,24	7,37	7,36	1,03	1,01	1,14	344,00	1,00	0,57	2,76	7,77
2012	74,79	1,01	31,76	0,4278	0,21	10,67	7,05	6,34	0,94	0,86	1,17	327,15	1,46	0,57	2,40	7,80
2013	99,03	0,97	29,47	0,4210	0,25	10,29	7,15	5,86	1,12	1,05	1,18	343,98	0,76	0,30	0,29	7,38
2014	134,93	0,94	30,85	0,4188	0,27	10,20	6,99	6,09	1,13	1,10	1,21	352,99	0,00	0,00	0,56	6,99
2015	93,17	0,90	17,77	0,3954	0,28	9,88	6,95	5,87	1,25	1,02	1,24	302,67	0,00	0,00	0,45	6,28
2016	74,83	0,90	36,10	0,3141	0,37	9,95	6,54	5,40	1,25	1,02	1,24	313,12	0,00	0,00	0,25	5,99
2017	124,08	0,87	32,96	0,3104	0,37	9,98	6,24	5,90	1,20	1,00	1,26	332,12	0,00	0,00	1,15	5,83
2018	163,92	0,86	34,11	0,3209	0,35	9,75	5,74	5,87	1,23	1,11	1,28	356,84	0,00	0,00	0,81	5,13
2019	195,22	0,86	36,59	0,3102	0,31	9,69	5,81	5,55	1,40	1,12	1,30	346,50	0,00	0,00	0,76	5,02
2020	150,21	0,88	23,21	0,3385	0,33	10,13	5,41	6,03	1,22	1,09	1,33	355,22	0,00	0,00	0,42	5,64
2021	263,21	0,93	37,29	0,3674	0,25	9,66	5,24	6,17	1,64	1,48	1,38	398,30	0,00	0,00	1,85	5,06
2022	143,79	0,92	29,60	0,3561	0,20	16,08	5,83	7,59	1,21	1,23	1,41	395,40	0,00	0,00	7,70	4,17
Zdroje:	https://app.industrybase.com/															
Upravené údaje:	Přepočítá agregované spotřeba na L/dobv/rok	Přepočítá agregované spotřeba v peněžních jednotkách na USD/L	Přepočítá agregované spotřeba na L/dobv/rok	Přepočítá agregované spotřeba v peněžních jednotkách na USD/L	Přepočítá agregované spotřeba na kg/dobv/rok	Přepočítá agregované spotřeba v peněžních jednotkách na USD/kg	Přepočítá agregované spotřeba na kg/dobv/rok	Přepočítá agregované spotřeba v peněžních jednotkách na USD/kg	Přepočítá agregované spotřeba vředno alkoholů na jejich přírůstek barů/rok	Přepočítá agregované spotřeba vředno alkoholů na jejich přírůstek barů/rok	Přepočítá na barů/rok	Bez úprav	Bez úprav	Bez úprav	Bez úprav	Bez úprav

Příloha 2 – Data-set panel

date	prurez	sp_soft	cena_soft	Sp_voda	cena_voda	sp_caj	cena_caj	sp_kava	cena_kava	sp_alcho	cena_alcho	mzda	bdp	inflace	nezam	zdaneni	jedn_pausal	pausal_kala	droji_DS	DS
2007	CZ	116,25	0,34	3 768,40	0,0037	0,24	6,72	3,02	4,55	1,00	1,00	1,00	190,05	2,8	5,3	0	0	0	0	0
2008	CZ	191,76	0,42	4 314,50	0,0038	0,21	7,32	2,92	5,35	0,95	1,06	1,05	237,33	6,3	4,4	0	0	0	0	0
2009	CZ	152,50	0,41	3 602,92	0,0038	0,22	6,91	3,15	5,11	0,93	0,93	1,06	207,50	1,0	6,7	0	0	0	0	0
2010	CZ	142,62	0,42	3 622,62	0,0036	0,21	7,82	2,71	5,14	0,84	0,85	1,09	208,93	1,5	7,3	0	0	0	0	0
2011	CZ	161,96	0,40	4 306,13	0,0034	0,20	7,24	3,12	6,52	0,96	1,01	1,12	229,67	1,9	6,7	0	0	0	0	0
2012	CZ	142,73	0,42	3 425,54	0,0034	0,20	8,00	2,12	6,69	0,87	0,92	1,15	208,80	3,3	7,0	0	0	0	0	0
2013	CZ	180,77	0,44	4 138,53	0,0033	0,21	8,23	1,54	6,48	0,84	0,94	1,15	211,75	1,4	7,0	0	0	0	0	0
2014	CZ	199,53	0,40	3 087,95	0,0034	0,27	7,93	1,70	6,45	0,88	0,94	1,18	209,47	0,4	6,1	0	0	0	0	0
2015	CZ	218,16	0,34	2 077,22	0,0040	0,22	8,00	1,34	7,02	1,01	0,96	1,22	188,02	0,3	5,0	0	0	0	0	0
2016	CZ	189,30	0,38	1 968,71	0,0041	0,19	9,30	1,80	6,63	1,07	1,05	1,27	196,34	0,7	4,0	0	0	0	0	0
2017	CZ	283,30	0,36	3 937,85	0,0044	0,18	9,37	2,71	6,59	1,21	1,44	1,36	218,58	2,5	2,9	0	0	0	0	0
2018	CZ	159,98	0,34	1 665,66	0,0051	0,17	8,89	3,11	5,21	1,13	1,32	1,47	248,94	2,1	2,2	0	0	0	0	0
2019	CZ	159,34	0,36	1 855,79	0,0047	0,21	9,05	2,04	6,31	1,24	1,38	1,57	252,53	2,8	2,0	0	0	0	0	0
2020	CZ	140,18	0,29	1 794,37	0,0046	0,19	9,95	2,13	6,37	0,98	1,15	1,60	246,13	3,2	2,6	0	0	0	0	0
2021	CZ	142,85	0,36	1 904,61	0,0043	0,25	10,42	3,84	6,86	1,13	1,40	1,68	281,74	3,8	2,8	0	0	0	0	0
2022	CZ	148,71	0,39	1 533,52	0,0044	0,25	11,36	3,84	6,81	1,13	1,38	1,79	290,49	15,1	2,2	0	0	0	0	0
2007	FR	88,05	0,94	300,02	0,23	0,25	7,31	5,02	7,47	1,00	1,00	1,00	2 660,59	1,49	7,7	0	0	0	0	0
2008	FR	82,63	1,10	351,58	0,24	0,23	8,24	4,21	8,86	0,99	1,06	1,03	2 990,30	2,81	7,1	0	0	0	0	0
2009	FR	90,19	0,96	288,28	0,22	0,23	7,78	3,94	9,39	1,04	1,03	1,04	2 700,89	0,09	8,7	0	0	0	0	0
2010	FR	81,67	0,90	212,99	0,23	0,25	8,14	4,02	9,55	0,94	0,88	1,08	2 645,19	1,53	8,9	0	0	0	0	0
2011	FR	81,24	0,96	310,63	0,24	0,24	9,14	4,69	11,54	0,89	0,80	1,09	2 865,16	2,11	8,8	0	0	0	0	0
2012	FR	80,86	0,84	306,00	0,23	0,24	9,14	4,67	13,23	0,69	0,67	1,12	2 683,67	1,95	9,4	1	1	0	0	0
2013	FR	93,16	0,97	306,31	0,24	0,25	9,51	4,42	15,86	0,72	0,75	1,13	2 811,88	0,86	9,9	1	1	0	0	0
2014	FR	94,36	0,97	279,92	0,24	0,25	8,22	4,37	14,76	0,76	0,76	1,14	2 855,96	0,51	10,3	1	1	0	0	0
2015	FR	95,60	0,84	300,89	0,23	0,24	8,80	4,20	13,44	1,03	0,81	1,16	2 439,19	0,04	10,4	1	1	0	0	0
2016	FR	95,33	0,79	253,17	0,23	0,20	9,60	4,47	13,29	1,67	0,55	1,17	2 472,96	0,18	10,1	1	1	0	0	0
2017	FR	74,83	0,81	216,70	0,24	0,20	9,77	3,72	14,24	1,46	0,54	1,20	2 595,15	1,03	9,4	1	1	0	0	0
2018	FR	76,23	0,86	136,91	0,32	0,21	10,44	4,78	11,40	1,91	0,80	1,22	2 790,96	1,85	9,0	1	0	1	0	0
2019	FR	76,09	0,86	218,94	0,24	0,21	9,99	4,64	12,04	1,43	0,58	1,24	2 728,87	1,11	8,4	1	0	1	0	0
2020	FR	83,75	0,85	227,98	0,23	0,22	9,33	4,35	13,91	1,42	0,59	1,19	2 639,01	0,48	8,0	1	0	1	0	0
2021	FR	66,63	0,79	218,50	0,24	0,25	9,42	4,79	12,62	1,52	0,60	1,26	2 957,88	1,64	7,9	1	0	1	0	0
2022	FR	102,13	0,89	224,37	0,23	0,26	9,91	3,87	13,19	1,50	0,61	1,32	2 782,91	5,22	7,5	1	0	1	0	0
2007	DN	88,07	0,82	32,98	0,3824	0,26	9,36	5,26	4,72	1,00	1,00	1,00	319,42	1,69	3,80	1	0	0	1	0
2008	DN	86,21	1,00	31,71	0,4246	0,24	9,54	7,16	5,20	0,98	0,97	1,04	353,36	3,42	3,68	1	0	0	1	0
2009	DN	85,24	0,99	32,84	0,4011	0,25	9,36	6,71	5,15	0,88	0,78	1,08	321,24	1,30	6,41	1	0	0	1	0
2010	DN	85,59	0,97	21,47	0,4648	0,25	9,93	6,97	5,53	0,99	0,94	1,12	322,00	2,31	7,75	1	0	0	1	0
2011	DN	86,98	1,00	21,32	0,4474	0,30	10,24	7,37	7,36	1,03	1,01	1,14	344,00	2,76	7,77	1	0	0	1	0
2012	DN	74,79	1,01	31,76	0,4278	0,21	10,67	7,05	6,34	0,94	0,86	1,17	327,15	2,40	7,80	1	0	0	1	0
2013	DN	99,03	0,97	29,47	0,4210	0,25	10,29	7,15	5,86	1,12	1,05	1,18	343,58	0,79	7,38	1	0	0	1	0
2014	DN	134,83	0,94	30,85	0,4188	0,27	10,20	6,39	6,03	1,13	1,10	1,21	352,99	0,56	6,93	0	0	0	0	0
2015	DN	96,17	0,90	17,77	0,3954	0,28	9,88	6,55	5,87	1,25	1,02	1,24	302,67	0,45	6,28	0	0	0	0	0
2016	DN	74,63	0,90	36,10	0,3141	0,37	9,95	6,54	5,40	1,25	1,02	1,24	313,12	0,25	5,99	0	0	0	0	0
2017	DN	124,08	0,87	32,96	0,3104	0,37	9,38	6,24	5,90	1,20	1,00	1,26	332,12	1,15	5,83	0	0	0	0	0
2018	DN	163,02	0,86	34,11	0,3299	0,35	9,75	5,74	5,87	1,23	1,11	1,28	356,84	0,81	5,13	0	0	0	0	0
2019	DN	195,22	0,86	36,59	0,3102	0,31	9,89	5,81	5,55	1,40	1,12	1,30	346,50	0,76	5,02	0	0	0	0	0
2020	DN	150,71	0,88	23,21	0,3395	0,53	10,13	5,41	6,03	1,22	1,09	1,33	355,22	0,42	5,64	0	0	0	0	0
2021	DN	263,31	0,89	37,29	0,3674	0,85	9,66	5,24	6,17	1,64	1,48	1,36	398,30	1,85	5,06	0	0	0	0	0
2022	DN	143,79	0,92	29,60	0,3561	0,20	16,08	5,53	7,58	1,21	1,23	1,41	395,40	7,70	4,17	0	0	0	0	0
2007	FN	87,79	1,10	38,10	0,3658	1,02	6,30	9,85	6,59	1,00	1,00	1,00	256,38	2,51	6,85	0	0	0	0	0
2008	FN	90,43	1,21	40,54	0,4169	1,04	7,22	10,07	7,07	1,02	1,10	1,04	285,72	4,07	6,37	0	0	0	0	0
2009	FN	87,64	1,13	33,12	0,4197	0,69	7,65	10,10	6,37	1,02	1,02	1,07	253,50	0,00	8,25	0	0	0	0	0
2010	FN	89,05	1,09	35,41	0,4160	0,37	9,35	10,20	6,41	1,02	0,99	1,10	249,42	1,18	8,39	0	0	0	0	0
2011	FN	87,75	1,17	44,21	0,3825	0,26	10,93	10,00	8,43	1,16	1,13	1,14	275,60	3,42	7,78	1	0	0	0	1
2012	FN	86,39	1,14	41,63	0,3713	0,31	10,47	9,83	8,72	1,05	1,00	1,17	258,29	2,81	7,69	1	0	0	0	1
2013	FN	88,01	1,12	30,54	0,3817	0,29	10,88	10,26	7,82	1,02	1,01	1,19	271,36	1,48	8,19	1	0	0	0	1
2014	FN	74,65	1,23	29,20	0,3901	0,27	10,47	9,96	7,50	1,20	1,05	1,20	274,06	1,04	6,66	1	0	0	0	1
2015	FN	90,37	1,01	25,42	0,3618	0,18	11,20	9,80	7,61	1,41	0,96	1,22	234,53	-0,21	9,38	1	0	0	0	1
2016	FN	95,61	0,98	22,53	0,3732	0,20	10,91	9,75	7,22	1,49	0,99	1,23	240,77	0,36	8,82	1	0	0	0	1
2017	FN	83,26	0,94	24,33	0,4082	0,22	11,25	8,55	7,34	1,52	1,05	1,24	255,65	0,75	8,64	1	0	0	0	1
2018	FN	95,22	0,93	33,90	0,3834	0,20	11,73	9,10	7,68	1,61	1,23	1,26	275,71	1,08	7,36	1	0	0	0	1
2019	FN	99,01	0,92	24,11	0,4072	0,18	10,30	8,82	7,23	0,75	0,74	1,29	268,51	1,02	6,69	1	0	0	0	1
2020	FN	102,41	0,92	34,89	0,3681	0,16	12,22	8,70	7,25	1,31	1,08	1,30	271,89	0,29	7,76	1	0	0	0	1
2021	FN	112,16	0,92	30,09	0,4496	0,13	10,71	8,80	7,56	1,30	1,08	1,36	296,39	2,19	7,61	1	0	0	0	1
2022	FN	112,73	0,94	31,91	0,4055	0,13	13,00	10,07	8,04	1,34	1,11	1,41	280,83	7,12	6,80	1	0	0	0	1

Příloha 3.1 – Odhad parametrů lineární trendové funkce pro spotřebu slazených nápojů

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	96,0041	8,25728	11,63	6,74e-017	***
time	2,54668	0,853948	2,982	0,0042	***

Příloha 3.2 – Odhad parametrů lineární trendové funkce pro cenu slazených nápojů

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	0,898969	0,0162865	55,20	1,74e-052	***
time	-0,0102915	0,00168431	-6,110	8,48e-08	***

Příloha 3.3 – Odhad parametrů lineární trendové funkce pro spotřebu balených vod

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	1220,29	126,995	9,609	1,12e-013	***
time	-47,6870	13,1335	-3,631	0,0006	***

Příloha 3.4 – Odhad parametrů lineární trendové funkce pro spotřebu čaje

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	0,352746	0,0435046	8,108	3,59e-011	***
time	-0,00820982	0,00449914	-1,825	0,0731	*

Příloha 3.5 – Odhad parametrů lineární trendové funkce pro spotřebu kávy

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	6,07235	0,161251	37,66	5,83e-043	***
time	-0,0411584	0,0166761	-2,468	0,0165	**

Příloha 3.6 – Odhad parametrů lineární trendové funkce pro spotřebu alkoholických nápojů

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	0,862614	0,0516584	16,70	4,99e-024	***
time	0,0325330	0,00534239	6,090	9,18e-08	***

Příloha 3.7 – Odhad parametrů lineární trendové funkce pro výši průměrných ročních hrubých mezd

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	0,969194	0,0188442	51,43	1,03e-050	***
time	0,0288747	0,00194882	14,82	1,52e-021	***

Příloha 4.1 – Vstupní data pro bazické indexy spotřeby a ceny alkoholických nápojů

France	gena ml/ usd	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	Zdroj: https://app.indexbox.io/
	spot ml/ lit	1,7	1,8	1,8	1,8	1,9	1,9	1,5	1,4	2,5	2,6	2,3	2,6	2,7	2,4	2,5	2,6	
	gena ml/ usd	10,9	11,6	11,2	11,2	12,4	10,6	12,2	12,3	11,5	2,8	4	3,4	3,6	3,4	3,5	3,4	
	spot ml/ lit	3,8	3,5	4	3,9	4,3	3,2	3,3	3,9	4,1	11,3	10,3	11,5	9,6	9,5	10,5	10,1	
	gena ml/ usd	996,5	1008,1	1032,6	644,9	274,1	71,9	273,3	284,7	317,1	301,9	194,7	734	109,4	219,7	218,7	204,6	
	spot ml/ lit	121,3	120,8	122,7	90,9	51,9	13,7	51,3	52,5	65,2	61,8	38,4	141,4	21,1	43,3	40,4	36,4	
	spot ml/ lit	3	3,1	2,9	2,8	2,9	2,9	2,5	2,5	3,1	3,2	3,1	3,9	3,9	3,7	3,7	3,9	
	spot ml/ lit	1,7	1,8	1,8	1,8	1,9	1,9	1,5	1,4	2,5	2,6	2,3	2,6	2,7	2,4	2,5	2,6	
	gena ml/ usd	10,9	11,6	11,2	11,2	12,4	10,6	12,2	12,3	11,5	2,8	4	3,4	3,6	3,4	3,5	3,4	
	spot ml/ lit	3,8	3,5	4	3,9	4,3	3,2	3,3	3,9	4,1	11,3	10,3	11,5	9,6	9,5	10,5	10,1	
spot ml/ lit	121,3	120,8	122,7	90,9	51,9	13,7	51,3	52,5	65,2	61,8	38,4	141,4	21,1	43,3	40,4	36,4		
Denmark	gena ml/ usd	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	Zdroj: https://app.indexbox.io/
	spot ml/ lit	395,8	360,5	397,2	378	391,8	348,1	366,7	362	283,7	269	275,6	270,9	271	266,3	369,4	317,9	
	gena ml/ usd	365,5	333,1	371,2	370,1	380,2	346,2	357,3	353	364,1	364	371,8	351,1	353,3	351,1	345,8	349,7	
	spot ml/ lit	547,7	585,8	518,7	549,5	627,6	533,2	588,6	601,8	529,3	525,3	550,9	625,1	609	634,3	733,9	663,9	
	gena ml/ usd	141,6	161,5	154,2	157,6	172,9	154,2	158,7	159,6	159,9	155	150,4	158,2	160,2	157,5	159,7	142,8	
	spot ml/ lit	98,6	91,7	38,9	84,3	88	72,3	116,7	126,7	136,9	140,1	127,8	149,4	154,2	143	212,6	165,2	
	spot ml/ lit	17,4	15,3	6,6	14,8	14,6	13,5	21,9	22,7	23,5	29,1	26,2	27,9	36,4	27,3	49,7	29,1	
	gena ml/ usd	424,3	475,7	457,3	432,4	456,1	400,9	421,2	348,3	292,3	284,4	285,2	295,9	283,2	288,5	288,8	280,3	
	spot ml/ lit	457,4	452,4	447,6	444,2	461,5	431,3	435,7	424,2	423,1	427,5	419,9	399,1	374,5	382,6	378,8	369,4	
	gena ml/ usd	206,4	231,4	213,5	212,9	234,5	230,9	242,1	236,1	198,5	205,6	214,4	275	248,8	264,3	259,6	273,9	
spot ml/ lit	62,2	63,1	63,6	64,4	65,1	63,7	63,3	69,3	66,4	67,3	65,2	81	64,8	79,9	73,8	75,4		
gena ml/ usd	87,7	93,1	82,6	80,5	103,6	81,6	76,5	104	108,5	114,2	125,7	145	30,5	111,4	114,4	116,7		
spot ml/ lit	15,9	18	18	18	24,2	19,8	18,5	30,4	38	41,4	43,9	45,3	6,7	30,5	31,8	33,8		
Czechia	gena ml/ usd	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	Zdroj: https://app.indexbox.io/ ; https://www.czso.cz/csu/czso/graf-spotreba-alkoholickych-napou-na-1-obyvatele-v-ceske-republice
	spot ml/ lit	1,1	1,2	1,1	1,1	1,1	1,1	1,1	1	1	1	1,5	1,1	1,1	1	1	1	
	gena ml/ usd	217,4	239,5	209,1	203,1	252,8	252,8	258,5	264,1	244,1	260,7	297,3	343	340,5	330,2	377,7	373,4	
	spot ml/ lit	185,1	178,2	180,6	183,1	205,7	189,2	170	195,6	205,8	214,5	218,6	211,6	215,6	191,6	197,7	218,4	
	gena ml/ usd	129,7	126,7	106,6	78,9	112,8	75,8	80,9	91,4	110,4	134,2	206,2	178,1	202,8	131,9	200,6	197,2	
	spot ml/ lit	31,4	25,8	25,2	19,2	26,7	18,4	18,8	20,6	27,2	31,2	43,7	36,6	45	26,1	39,1	38,3	
	spot ml/ lit	31,4	25,8	25,2	19,2	26,7	18,4	18,8	20,6	27,2	31,2	43,7	36,6	45	26,1	39,1	38,3	
	spot ml/ lit	31,4	25,8	25,2	19,2	26,7	18,4	18,8	20,6	27,2	31,2	43,7	36,6	45	26,1	39,1	38,3	
	spot ml/ lit	31,4	25,8	25,2	19,2	26,7	18,4	18,8	20,6	27,2	31,2	43,7	36,6	45	26,1	39,1	38,3	
	spot ml/ lit	31,4	25,8	25,2	19,2	26,7	18,4	18,8	20,6	27,2	31,2	43,7	36,6	45	26,1	39,1	38,3	

Příloha 4.2 – Bazické indexy a jejich průměry pro spotřebu a cenu alkoholických nápojů (báze rok 2007)

	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
Index FRANCE	1	1,033333333	0,96667	0,93333	0,96667	0,96667	0,83333	0,83333	1,03333	1,06667	1,03333	1,3	1,3	1,23333	1,23333	1,3
	1	1,064220183	1,02752	1,02752	1,13761	0,97248	1,11927	1,12844	1,05505	0,25688	0,36697	0,31193	0,33028	0,31193	0,3211	0,31193
	1	1,076454885	1,10262	0,68863	0,29269	0,07678	0,29183	0,304	0,3386	0,32237	0,2079	0,78377	0,11682	0,2346	0,23353	0,21847
Average price index	1	1,058002801	1,03227	0,88316	0,79899	0,67197	0,74814	0,75526	0,80899	0,54864	0,53607	0,79857	0,58236	0,59329	0,59599	0,61013
Index DENMARK	1	0,910813542	1,00354	0,95503	0,98989	0,87948	0,92648	0,9146	0,71678	0,67964	0,69631	0,68444	0,68469	0,67281	0,9333	0,80318
	1	1,069563663	0,94705	1,00329	1,14588	0,97353	1,03816	1,09878	0,9664	0,9591	1,00584	1,14132	1,11192	1,15812	1,33997	1,21216
	1	0,930020284	0,39452	0,85497	0,89249	0,73327	1,18357	1,28499	1,38844	1,42089	1,29615	1,51521	1,56389	1,4503	2,15619	1,67546
Average price index	1	0,970132485	0,7817	0,93776	1,00942	0,86209	1,0494	1,09946	1,02387	1,01988	0,99943	1,11366	1,12017	1,09374	1,47648	1,23027
Index FINLAND	1	1,121140702	1,07778	1,01909	1,07495	0,94485	0,99269	0,82088	0,6889	0,67028	0,67217	0,69738	0,66745	0,68089	0,68065	0,66062
	1	1,121124031	1,0344	1,03149	1,13614	1,1187	1,17297	1,1439	0,96172	0,99612	1,03876	1,33236	1,20543	1,28052	1,25775	1,32703
	1	1,061573546	0,94185	0,9179	1,1813	0,93044	0,87229	1,18586	1,23717	1,30217	1,4333	1,65336	0,34778	1,27024	1,30445	1,33067
Average price index	1	1,101279427	1,01801	0,98949	1,1308	0,998	1,01265	1,05021	0,9626	0,98952	1,04807	1,2277	0,74022	1,07722	1,08095	1,10611
Index CZECHIA	1	1,090909091	1	1	1	1	1	0,90909	0,90909	0,90909	1,36364	1	1	0,90909	0,90909	0,90909
	1	1,101655934	0,96182	0,93422	1,16283	1,16283	1,18905	1,21481	1,12282	1,19917	1,36753	1,57774	1,56624	1,51886	1,73735	1,71757
	1	0,976869699	0,8219	0,60833	0,8697	0,58443	0,62375	0,7047	0,8512	1,0347	1,58982	1,37317	1,56361	1,01696	1,54665	1,52043
Average price index	1	1,056478241	0,92791	0,84752	1,01084	0,91575	0,9376	0,94287	0,96103	1,04765	1,44033	1,31697	1,37662	1,1483	1,3977	1,38236
	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
Index FRANCE	1	1,058823529	1,05882	1,05882	1,11765	1,11765	0,88235	0,82353	1,47059	1,52941	1,35294	1,52941	1,58824	1,41176	1,47059	1,52941
	1	0,921052632	1,05263	1,02632	1,13158	0,84211	0,86842	1,02632	1,07895	2,97368	2,71053	3,02632	2,52632	2,5	2,76316	2,65789
	1	0,995877988	1,01154	0,74938	0,42786	0,11294	0,42292	0,43281	0,53751	0,50948	0,31657	1,1657	0,17395	0,35697	0,33306	0,30008
Average consump index	1	0,99191805	1,041	0,94484	0,89236	0,6909	0,72456	0,76089	1,02902	1,67086	1,46001	1,90714	1,4295	1,42291	1,52227	1,4958
Index DENMARK	1	0,911354309	1,0156	1,01259	1,04022	0,9472	0,97756	0,9658	0,99617	0,9959	1,01724	0,9606	0,96662	0,97155	0,9461	0,95677
	1	1,140536723	1,08898	1,11299	1,22105	1,08898	1,12076	1,12712	1,12924	1,09463	1,06215	1,11723	1,13136	1,11229	1,12782	1,00847
	1	0,879310345	0,37931	0,85057	0,83908	0,77586	1,25862	1,3046	1,63793	1,67241	1,50575	1,60345	2,09195	1,56897	2,85632	1,67241
Average consump index	1	0,977067126	0,82796	0,99205	1,03345	0,93735	1,11898	1,13251	1,25445	1,25431	1,19504	1,22709	1,39664	1,2176	1,64342	1,21255
Index FINLAND	1	0,989068649	0,97857	0,97114	1,00896	0,94294	0,95256	0,92742	0,92501	0,93463	0,91801	0,85942	0,81876	0,83647	0,82816	0,80761
	1	1,014469453	1,02251	1,03537	1,04662	1,02412	1,01768	1,11415	1,06752	1,08199	1,04823	1,30225	1,0418	1,28457	1,1865	1,21222
	1	1,065088757	1,06509	1,06509	1,43195	1,1716	1,09467	1,79882	2,24852	2,4497	2,59763	2,68047	0,39645	1,80473	1,88166	2
Average consump index	1	1,02287562	1,02206	1,02387	1,16251	1,04622	1,02164	1,28013	1,41369	1,48878	1,52129	1,61405	0,75234	1,30859	1,29877	1,33994
Index CZECHIA	1	1,066666667	1	0,93333	0,93333	1	1	0,93333	1,06667	1,06667	1,06667	1,06667	1,13333	1,06667	1,06667	1
	1	0,962722853	0,97569	0,9892	1,11129	1,02215	0,91842	1,05673	1,11183	1,15883	1,18098	1,14317	1,16478	1,03512	1,06807	1,1799
	1	0,821656051	0,80255	0,61146	0,85032	0,58599	0,59873	0,65605	0,86624	0,99363	1,39172	1,16561	1,43312	0,83121	1,24522	1,21975
Average consump index	1	0,950348523	0,92608	0,84466	0,96498	0,86938	0,83905	0,88204	1,01491	1,07304	1,21312	1,12515	1,24374	0,97766	1,12665	1,13322

Příloha 5 – Bazické indexy pro průměrné roční hrubé mzdy (báze rok 2007)

cze	276 549	290 845	292 235	302 630	310 326	317 578	317 804	327 251	336 882	350 193	376 657	406 614	435 463	441 649	463 471	496 137	Zdroj: https://stats.oecd.org/index.aspx?DataSetCode=AV_AN_W
	1	1,051694	1,056721	1,094309	1,122137	1,148361	1,149178	1,183338	1,218164	1,266296	1,36199	1,470314	1,574632	1,597001	1,67591	1,79403	
den	340 568	355 043	368 250	381 589	388 492	397 056	403 070	413 241	422 157	423 103	430 046	435 962	442 956	451 336	462 684	478 980	Zdroj: https://stats.oecd.org/index.aspx?DataSetCode=AV_AN_W
	1	1,042509	1,081288	1,120455	1,140725	1,165871	1,18353	1,213395	1,239575	1,242352	1,262739	1,28011	1,300647	1,325253	1,358572	1,406366	
fin	32 996	34 412	35 363	36 368	37 583	38 673	39 219	39 707	40 202	40 638	40 820	41 651	42 497	42 827	45 034	46 672	AGE
	1	1,042914	1,071736	1,102194	1,139017	1,172051	1,188599	1,203388	1,21839	1,231604	1,23712	1,262305	1,287944	1,297945	1,364824	1,414464	
fra	31 601	32 409	32 944	33 976	34 539	35 257	35 801	36 088	36 535	37 049	37 867	38 454	39 152	37 605	39 663	41 706	AGE
	1	1,025569	1,042499	1,075156	1,092972	1,115693	1,132907	1,141989	1,156134	1,1724	1,198285	1,21686	1,238948	1,189994	1,255121	1,319757	

Příloha 6 – Tržní podíly jednotlivých slazených nápojů Dánsko 2016

Získáno z: <https://www.statista.com/statistics/731927/market-share-of-selected-soft-drinks-in-denmark/>

Statistic as Excel data file

Market share of selected soft drinks in Denmark in 2016

[Access data](#)

Source

Source	Royal Unibrew
Conducted by	Nielsen
Survey period	week 39, 2016
Region	Denmark
Type of survey	<i>n.a.</i>
Number of respondents	<i>n.a.</i>
Age group	<i>n.a.</i>
Special characteristics	based on sales figures
Note	<i>n.a.</i>

Description

In Denmark, the non-alcoholic beverage Coca-Cola had the largest market share among soft drinks sold in 2016. Pepsi Max ranked second with a share of almost 13 percent, closely followed by Faxe Kondi, a domestic soft drink produced by Faxe Bryggeri. In this year, by far most soft drinks were sold in grocery stores, amounting to 83 percent. Restaurants and cafes had a share of 17 percent of the total soft drink sales.

Soft drink consumption

Publication

Published by	Søndagsavisen
Publication date	November 2016
Original source	sondagsavisen.dk
ID	731927

In general, the volume of soft drinks consumed in Denmark increased in recent years. It reached its peak in 2016 at a volume of approximately 725 million liters and amounted to roughly 719 million liters in the year that followed. This came down to a per capita consumption volume of around 124 liters of soft drinks consumed per person.

Soft drink packaging

As of 2016, the share of soft drinks packed in PET material was highest and reached 47 percent. Metal used as packaging material came in second place with a market share of 42 percent, while carton came in third place. This material had a share far lower than PET and metal, amounting to seven percent only.

Market share of selected soft drinks in Denmark 2016		
Market share of selected soft drinks in Denmark in 2016		
Coca-Cola	28,10	in %
Pepsi Max	12,90	in %
Faxe Kondi	10	in %
Coca-Cola Zero	9,90	in %
Pepsi	3,40	in %
Faxe Kondi Free	2,40	in %
Fanta Orange	2	in %
Coca-Cola Life	1,60	in %
Lidl Freeway	1,60	in %
Sprite	1,40	in %
Turborg Squash	1,40	in %
Fanta Exotic	1,40	in %
Harboe Cola American	1,20	in %
Coca-Cola Light	1	in %
Harbor Cola Classic	0,90	in %
Nikoline Orange	0,90	in %
Harboe Topform	0,90	in %
Schweppes Lemon	0,90	in %
Other	1	in %